

**Sociale indicatoren en ECHP-data.
Is de armoede nu hoog maar dalend
of laag maar stijgend?**

Bart Van Hoorebeeck
Karel Van den Bosch
Rudi Van Dam
Bea Cantillon

Maart 2003

B E R I C H T E N

CENTRUM VOOR SOCIAAL BELEID
UFSIA - UNIVERSITEIT ANTWERPEN

<http://www.ufsia.ac.be/csb>

D/2003/6104/02

Inhoud

1.	Inleiding	1
2.	Niveau en trends inzake armoede en inkomensongelijkheid volgens verschillende data.....	2
3.	Vastgestelde problemen in de ECHP-gegevens.....	7
3.1.	Problemen met de jaarinkomensmeting	7
3.2.	Huishoudens met zeer lage inkomens	9
3.3.	Effecten van de gebruikte imputatie-procedures.....	11
3.4.	De ECHP-wegingscoëfficiënten.....	15
4.	Conclusie	17
	Bibliografie.....	20

1. Inleiding

Voor de aandachtige waarnemer waren er de voorbije jaren erg verwarrende berichten met betrekking tot de toestand van armoede en inkomensongelijkheid in België. Volgens de opeenvolgende metingen van het CSB (op basis van SEP - Socio-Economisch Panel) behoorde België tot de landen met een comparatief lage armoede- en ongelijkheidsgraad¹. Dit blijkt ook uit de onderzoeken op basis van de Luxembourg Income Study, bv. Jäntti en Danziger (1999). Evenwel lieten de indicatoren geproduceerd met de European Community Household Panel van Eurostat² (ECHP) een gans ander beeld zien. Recent echter werden nieuwe ECHP-cijfers verspreid die de goede positie van België herbevestigden. In dit CSB-bericht worden deze verschillen uitgelegd.

Voor een goed begrip van hetgeen volgt is het nuttig kort te overlopen hetgeen is voorafgegaan. Sedert 1994 coördineert Eurostat (het statistisch bureau van de Europese Unie) het European Community Household Panel met de bedoeling om op Europees niveau vergelijkbare gegevens omtrent inkomen en levenswijze van huishoudens en individuen te produceren. Het ECHP verenigt (soms al voordien bestaande) surveys met een paneldesign uit de meeste EU-landen. De Belgische ECHP-data zijn afkomstig van de Panel Studie van Belgische Huishoudens (PSBH), die al in 1992 gestart is, onder leiding van onderzoeksteams van de Universiteiten van Antwerpen en Luik³. Deze gegevens ondergaan verschillende databewerkingen door Eurostat, uitgevoerd volgens gestandaardiseerde procedures. De PSBH-data worden evenwel ook zonder de Eurostat-bewerkingen onder onderzoekers verspreid.

Al sinds de eerste publicatie door Eurostat van armoederesultaten op basis van de ECHP (Eurostat, 1999) heeft het CSB gewezen op de grote verschillen met eerder gepubliceerde schattingen van de omvang van de armoede in België (zie Tabel 1). Tevens konden wij een aantal problemen inzake de Eurostat databewerkingen identificeren (zie onder); een nota hierover werd aan Eurostat overgemaakt. Ook andere landen signaleerden problemen. In navolging hiervan heeft Eurostat in de nieuwste versie van de gegevens, die sinds december 2002 beschikbaar zijn, de weging en de imputatieprocedures herzien voor alle landen en voor alle golven. Deze herzieningen hebben een belangrijk effect op de geschatte omvang van armoede en inkomensongelijkheid, niet alleen in België, maar ook in andere landen.

Dit bericht heeft tot doel deze herziening te documenteren, evenals zijn gevolgen, en de problemen die eraan voorafgingen. In de volgende sectie worden de gepubliceerde schattingen van de armoede in België gepresenteerd, evenals het effect van de herziening van de ECHP-gegevens. Tevens worden deze in een internationale context geplaatst. De tweede sectie gaat in op de problemen die door ons waren vastgesteld in de ECHP data tot eind vorig jaar (dus vóór de nieuwe release), en waarvan sommige door de herziening zijn opgelost, en andere niet. Sectie drie bevat de samenvatting en conclusie.

¹ Cantillon e.a., 1999.

² Relatief recente publicaties waren Eurostat, 2000; Mejer, 2000; Ras e.a., 2002.

³ Jacobs e.a., 1991; Bawin-Legros e.a., 1996; Bauwens e.a., 1998.

2. Niveau en trends inzake armoede en inkomensongelijkheid volgens verschillende data

Het CSB berekende met de SEP van 1997 voor België een armoedecijfer van 7%. Op basis van de PSBH kwam men op 11% uit. Eurostat publiceerde cijfers op basis van ECHP die schommelen tussen 17 en 15%. Tabel 1 presenteert schattingen van het percentage armen onder de Belgische bevolking vanaf 1985. De verschillen tussen SEP en ECHP waren voor een groot stuk te wijten aan de gebruikte definities van de relatieve armoedelijn. Na harmonisering met de methode van Eurostat (60% mediaan, 0.5 en 0.3, onder personen) verkregen we in de BSEP 10,9% lage inkomens in 1992 en 12,6% in 1997. Dus ook bij het gebruik van eenzelfde armoede- of lage inkomensdefinitie bleef een statistisch significant verschil bestaan.

Tabel 1. Gepubliceerde schattingen van het percentage armen of lage inkomens (volgens de relatieve inkomensmethode) in België medio 2002.

Onderzoeker/ instituut	Armoedelijn*	Databron	1988	1992	1994	1995	1997
CSB	50% gemidd. stand. inkomen (1,.5,.3)	BSEP	5,9	7,2			7,7
	50% gemidd. stand. inkomen (1,.5,.3)	PSBH				11,0	
Hagenaars, De Vos, Zaidi	50% gemidd. op uitgaven	Gezinsbudgetenq.	6,6				
	50% gemidd. op inkomen	Gezinsbudgetenq.	6,0				
NIS	50% mediaan stand. inkomen	Gezinsbudgetenq.				5	
CREPP-ULg	50% mediaan stand. inkomen (1,.7,.5)	PSBH		4,7			
EUROSTAT	50% gemidd. stand. inkomen (1,.5,.3)	ECHP			15		
	60% mediaan stand. inkomen (1,.5,.3)	ECHP			18	17	16
DG Empl-EI	60% mediaan stand. inkomen (1,.5,.3)	ECHP			18		15

* 1, .5, .3. betekent dat bij de berekening van het equivalent gezinsinkomen de eerste volwassene een gewicht van 1,0 krijgt, elke bijkomende volwassene in een huishouden (vanaf de tweede dus) een gewicht van 0,5 en elk kind voor 0,3 gerekend wordt. De betekenis van 1, .7, .3 is analoog een gewicht van 0,7 voor elke bijkomende volwassene en 0,5 voor elk kind.

Bron: Proost, e.a., 1996; Cantillon, e.a., 1999; Hagenaars, e.a., 1994; Dirven, e.a., 2000; Foidart, e.a., 1995; Marlier, e.a., 2000; Mejer, 2000; Ras e.a., 2002.

Onder meer naar aanleiding van de problemen in de ECHP waar we verder in de tekst op in gaan, koos Eurostat er eind 2002 voor om nieuwe procedures te hanteren voor het imputeren van ontbrekende inkomens en voor het berekenen van wegingsfactoren (Eurostat, 2002a en 2002b). Deze wijziging was niet zonder gevolgen voor de sociale indicatoren met betrekking tot de gezinsinkomens. Hieronder vergelijken we de recentste cijfers (versie December 2002)⁴ met de vroegere cijfers.

⁴ Dennis e.a., 2003a en 2003b.

Tabel 2. Sociale indicatoren België ECHP vergelijking resultaten nieuwe met vorige versie.

	1995	1996	1997	1998	1999
% lage inkomens – nieuw	16	15	14	14	13
% lage inkomens – oud	17	16	15	16	
% lage inkomens pre transfer – nieuw	27	27	26	26	25
% lage inkomens pre transfer – oud	29	28	28	28	
% langdurig lage inkomens – nieuw				8	8
% langdurig lage inkomens – oud				9	
S80/S20 – nieuw	4,4	4,2	4,0	3,9	4,2
S80/S20 – oud	6,4	5,8	5,6	5,8	
Gini – nieuw	29	28	28	27	29
Gini – oud	37	34	34	35	

S80/S20: verhouding van gemiddeld equivalent inkomen hoogste quintiel tegenover laagste quintiel.

Bron: Eurostat website Structural Indicators⁵, eigen berekeningen met ECHP.

Wat betreft het percentage lage inkomens wordt een gevoelig lager cijfer vastgesteld dan in de vorige versie. Een licht dalende trend blijft evenwel aanwezig. Spectaculairder zijn de gevolgen van de herwerking voor de ongelijkheidsindicatoren Gini en S80/S20.

Omdat het percentage lage inkomens (voorheen 'armen') de meest in het oog springende indicator is, maken we voor deze ook de vergelijking in andere landen. Om de tabel (Tabel 3) niet te overbelasten werden landen waar er weinig invloed was van de ECHP-herwerking niet opgenomen.

Tabel 3. Evolutie % lage inkomens in EU, ECHP nieuwe en vroegere versie.

	1995	1996	1997	1998	1999
België – nieuw	16	15	14	14	13
België – oud	17	16	15	16	
Denemarken – nieuw	10	9	9	12	11
Denemarken – oud	12	10	8	9	
Duitsland – nieuw	15	14	12	11	11
Duitsland – oud	17	15	15	16	
Frankrijk – nieuw	15	15	15	15	15
Frankrijk – oud	16	17	16	18	
Ierland – nieuw	19	19	19	19	18
Ierland – oud	19	20	20	17	
Nederland – nieuw	11	12	10	10	11
Nederland – oud	11	12	11	12	
Portugal – nieuw	23	21	22	21	21
Portugal – oud	23	22	24	20	
Verenigd Koninkrijk – nieuw	20	18	18	19	19
Verenigd Koninkrijk – oud	21	17	22	21	

Bron: Dennis e.a., 2003a, Ras, 2002.

⁵ <http://europa.eu.int/comm/eurostat> .

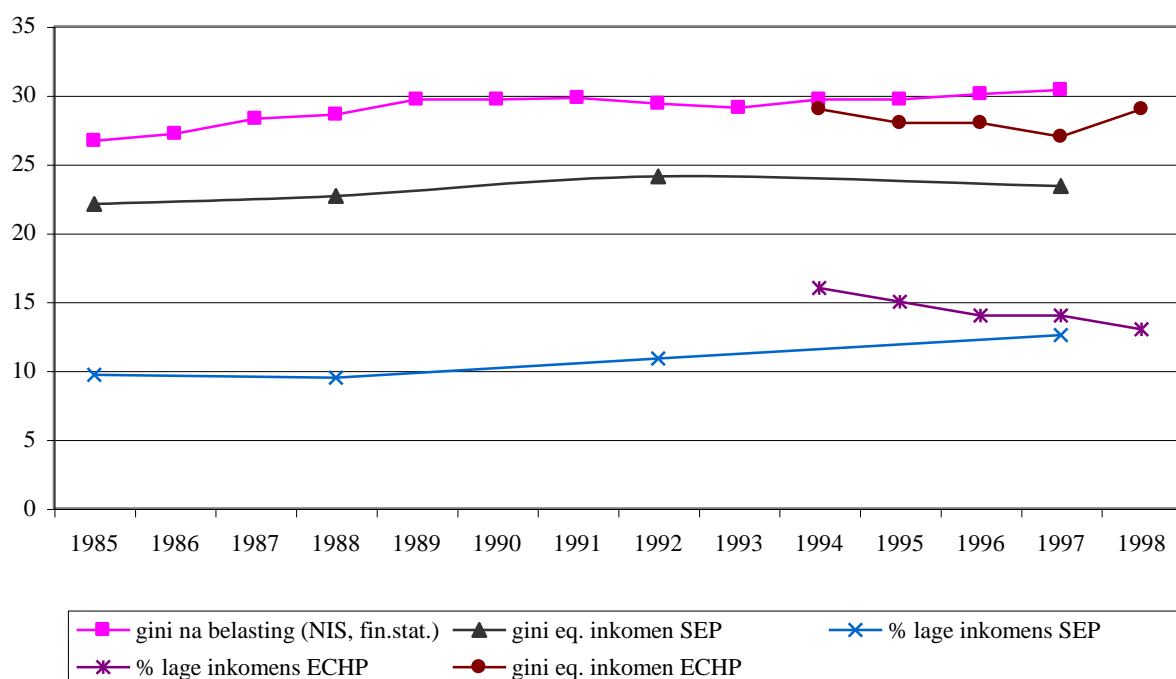
We stellen vast dat voor enkele landen zoals het Verenigd Koninkrijk, Ierland, Portugal en Frankrijk in de versie van december 2002 de evolutie over de jaren minder grillig verloopt en zelfs vrij stabiel blijft. Voor Nederland is het verschil met de vroegere versie niet zo groot, behoudens voor 1998.

Voor 3 landen stellen we in de nieuwe cijfers nog opmerkelijke verschuivingen vast. Denemarken ziet in 1998 haar percentage lage inkomens zien toenemen van 9 naar 12%. In Duitsland daalt het percentage lage inkomens van 16 naar 11%, in België van 16 naar 14%.

Voor een meerderheid van de landen in de tabel kan in de eerste jaren van de ECHP een daling van het percentage lage inkomens vastgesteld worden. Dit blijft tot nadenken stemmen omdat deze trend niet overeenstemt met de evoluties volgens andere bronnen.

Figuur 1 vergelijkt voor België de trend in de ontwikkeling van de inkomensongelijkheid (Gini-coëfficiënt) en het percentage lage inkomens met resultaten op basis van het Sociaal-Economisch Panel van het Centrum voor Sociaal Beleid, en met de trend in de inkomensongelijkheid volgens de fiscale statistieken.

Figuur 1. Evolutie van inkomensongelijkheid (Gini-coëfficiënten) en percentage huishoudens met lage inkomens, België 1985-1998.



Noot: Omwille van de vergelijkbaarheid werden de ECHP-resultaten geplaatst bij het jaar waarop de inkomensgegevens betrekking hebben, d.i. het jaar voorafgaand aan de bevraging. M.a.w. de resultaten van golf 5 (1998) staan hier bij 1997; "% lage inkomens" het aandeel huishoudens met laag inkomen berekend met als norm 60% van het mediane equivalent inkomen.

Bron: NIS, 1999; Raad van de Europese Unie, 2001, BSEP, eigen berekeningen.

Voor de jaren negentig tonen de fiscale statistieken stabiliteit in de inkomensongelijkheid, na een stijging in de tweede helft van de jaren tachtig. De SEP-cijfers wijzen op stabiliteit of lichte stijging in de inkomensongelijkheid over de gehele periode 1985-1997⁶. Het percentage huishoudens met relatief lage inkomens (de 'onderste staart' van de inkomensverdeling) is in de jaren negentig volgens de SEP licht gestegen. De ECHP daarentegen geeft voor beide indicatoren een overwegend dalende evolutie, ook in de herwerkte uitgave van december 2002. Voorzichtigheid en verder valideringswerk blijven dus alleszins geboden.

Aangaande de vraagtekens bij de evolutie van de Belgische cijfers is het nuttig deze cijfers in een -qua tijd en plaats - ruimere context te plaatsen. Tabel 4a schetst de evolutie van de inkomensongelijkheid voor een aantal westerse landen.

Tabel 4a. Trends inkomensongelijkheid westerse landen.

	mid 70's tot mid 80's	mid 80's tot mid 90's
Australië	+	+
Oostenrijk	0	++
België		+
Canada	-	0
Tsjechië	--	+++
Denemarken		++
Finland	-	+
Frankrijk	-	+
Duitsland	-	+
Griekenland	-	
Hongarije	+	+++
Italië	--	+
Japan	0	+
Korea	+	+
Nederland	0	++
Nieuw-Zeeland		+++
Noorwegen	-	+
Polen	0	+++
Zweden	-	+++
Zwitserland		+
Verenigd Koninkrijk	++	+++
Verenigde Staten	++	++

Noot: +++ toename >15%, ++ toename 7-15%, + toename 2-7%, 0 stabiel, - afname 2-7%, -- afname 7-15%.

Bron: Burniaux e.a. (1998).

Hieruit blijkt tussen het midden van de jaren tachtig en het midden van de jaren negentig een stijging van de inkomensongelijkheid plaatsvond in vrijwel de hele westerse wereld. Deze volgde op een periode van stabiele inkomensongelijkheid gedurende de jaren van economische crisis eind jaren zeventig en begin jaren 80 (zie ook Atkinson, 1999a en 1999b). Voor een beperkter aantal landen geeft Atkinson (2003) een overzicht van de evolutie van de ongelijkheid tot 1999 of 2000 op basis van verschillende bronnen en definities (zie Tabel 4b). Een stijging van de ongelijkheid wordt gerapporteerd voor Finland, Noorwegen, Duitsland, Canada en de Verenigde Staten. Voor het Verenigd Koninkrijk, Nederland en Italië geven de

⁶ Aan de vaststelling dat het *niveau* van de inkomensongelijkheid volgens de SEP lager ligt dan volgens de fiscale statistieken, moet weinig gewicht gehecht worden, daar de inkomenseenheid én het inkomensconcept fundamenteel verschillen. Daarenboven is een groot aantal huishoudens, die wegens laag inkomen geen belastingaangifte moeten doen, niet in de fiscale statistieken opgenomen. Het lijkt echter zeer plausibel dat deze afwijkingen tamelijk constant zijn doorheen de tijd, zodat de *trend* in de fiscale gegevens een valide indicator is van de reële evolutie van de inkomensongelijkheid.

Gini-coëfficiënten een stabiel beeld. In geen enkel land was sprake van een afname van de ongelijkheid.

Tabel 4b. Trends inkomensongelijkheid in een aantal westerse landen gedurende de jaren negentig.

<i>Country</i>	<i>Continuing Rise</i>
United States	Modest rise from 1993 to 2001
United Kingdom	No overall change in Gini 1990 to 2000
Canada	Modest rise in Gini from 1990 to 1999
Sweden	Different pictures from different series
Norway	3 point rise from 1990 to 1997
Finland	5 point rise 1993 to 2000
Netherlands	No overall change in Gini 1990-1997
West-Germany	Modest rise 1990 to 2001
Italy	Sharp rise 1990-1993, stable 1993-2000

Bron: Table 1 (aangepast) in Atkinson (2003).

In Tabel 5 laten we zien dat volgens de gegevens verzameld in de Luxembourg Income Study (en die onafhankelijk zijn van de ECHP), het percentage van de bevolking dat beneden de 60% van het mediaan equivalente gezinsinkomen leeft, gedurende het begin van de jaren negentig in de meeste landen is gestegen, met uitzondering van Zweden en Frankrijk, en wanneer we de drempel op 50% van het mediaan equivalent gezinsinkomen leggen in het Verenigd Koninkrijk en in Finland. De door de ECHP geregisseerde daling in België van het aandeel personen beneden deze grens met 3,4 procentpunt (oftewel een kwart van het aantal in 1994) lijkt in het licht van de LIS-cijfers uitzonderlijk groot.

Tabel 5. Evolutie relatieve armoede in een aantal Europese landen in de jaren '90 op basis van LIS (gegevens vergeleken met ECHP – België).

A: Armoedelijk op 60% van het mediaan equivalent gezinsinkomen.

	begin jaren '90	midden jaren '90	ratio
België – ECHP (93-97)	17,0	14,0	82
Denemarken (92-97)	9,1	9,7	107
Finland (91-95)	9,5	10,2	108
Zweden (92-95)	11,9	9,7	81
Nederland (91-94)	11,1	13,3	120
Duitsland (89-94)	11,8	13,6	115
Frankrijk (89-94)	18,2	17,1	94
VK (91-95)	20,6	20,7	100

Bron: Sainsbury e.a. (2002), Raad van de Europese Unie (2001), eigen berekening.

B: Armoedelijk op 50% van het mediaan equivalent gezinsinkomen

	begin jaren '90	midden jaren '90	ratio
België – ECHP (93-97)	13,0	9,6	74
Denemarken (92-97)	7,5	9,2	123
Finland (91-95)	5,7	5,1	89
Zweden (92-95)	6,7	6,6	98
Nederland (91-94)	6,7	8,1	121
Duitsland (89-94)	5,6	7,5	134
Frankrijk (89-94)	9,5	8,0	84
VK (91-95)	14,5	13,4	92

Bron: Jäntti e.a. (1999), Jesuit e.a. (2002), eigen berekening.

3. Vastgestelde problemen in de ECHP-gegevens

Naar aanleiding van de discrepantie tussen de verschillende bronnen, ook bij harmonisering van definities, heeft het CSB de ECHP-data aan een grondige valideringsstudie onderworpen⁷. Deze studie wees op een aantal probleempunten. Sommige vastgestelde problemen hebben te maken met databehandeling en werden in de jongste herziening door Eurostat ook rechtgezet, wat meteen ook verschillen met vorige ECHP-releases verklaart. In dit overzicht worden achtereenvolgens problemen in verband met de jaarinkomensmeting, de zeer lage inkomens, de inkomensimputaties, en de wegingscoëfficiënten behandeld.

3.1. Problemen met de jaarinkomensmeting

Eurostat legt op dat de inkomens in de ECHP op jaarbasis worden gemeten. Om deze reden hebben vanaf 1994 de inkomensvragen in de PSBH betrekking op het voorgaande kalenderjaar. In 1992 en 1993 werd in de PSBH nog gevraagd naar de inkomens in de voorgaande maand. Dit maakte het mogelijk om voor het jaar 1993 de maand- en jaarinkomensbevraging te vergelijken (zie Cantillon e.a., 2001). Dit levert een 'natuurlijk experiment' op dat toelaat om de kwaliteit van jaar- en maandinkomens te vergelijken. Deze vergelijking leidde tot de volgende bevindingen⁸:

- 1) In de jaarinkomensbevraging is het noodzakelijk om zowel te vragen naar het ontvangen bedrag per maand, als naar het aantal maanden dat een bepaald inkomen is ontvangen. Deze zware bevraginglast leidde in 1994 tot een nogal hoge non-respons op de inkomensvragen. (In latere golven lijkt deze non-respons wel verminderd te zijn).
- 2) In tegenstelling tot theoretische verwachtingen, geeft de jaarinkomensbevraging geen grotere totale volumes, noch een kleinere spreiding dan de maandinkomensbevraging. Met name bij pensioenen en invaliditeitsuitkeringen is de totale som veel kleiner bij de eerste methode dan bij de tweede. Dit is voornamelijk te wijten aan een onderschatting van het aantal personen dat een bepaald inkomen ontvangt. De gemiddelde bedragen per component van de ontvangers lopen weinig uiteen. Zowel het totaal inkomen, als alle inkomenscomponenten afzonderlijk vertonen een grotere spreiding in de jaarinkomensbevraging dan in de maandinkomensbevraging.
- 3) Vergelijking van de antwoorden op de vragen naar de maand- en jaarinkomens op individuele basis bracht tamelijk grote discrepanties aan het licht. Een substantieel aantal respondenten die in 1993 hadden gezegd dat ze een bepaald inkomen in de vorige maand ontvingen, vermeldde die inkomenscomponent niet meer in 1994 wanneer gevraagd werd naar de inkomens in het vorige jaar. De percentages aldus 'vergeten' inkomens variëren van 5% voor arbeidsinkomens tot 15% voor werkloosheidsuitkeringen en 32% voor invaliditeitsuitkeringen. De omgekeerde fout (wel opgave van een bepaald inkomen in de jaarbevraging, niet in de maandbevraging) komt veel minder voor (zie Tabel 6).

⁷ Zie ook de eerst verspreide nota betreffende dit valideringswerk: Van Hoorebeeck e.a. (2000).

⁸ Voor een uitgebreide vergelijkingsstudie zie Cantillon e.a. (2003).

Tabel 6. Inconsistenties tussen de maand- en jaarinkomensbevraging: percentage individuen dat een inkomen rapporteert bij de ene methode, maar niet bij de andere.

	Inkomen niet gerapporteerd in jaarinkomensbevraging, wel bij maandinkomensbevraging		Inkomen niet gerapporteerd in maandinkomensbevraging, wel bij jaarinkomensbevraging*	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Arbeidsinkomen	5,2%	2,7%	1,7%	0,7%
Werkloosheidsuitkering	15,2%	1,5%	8,7%	0,4%
Pensioen	13,2%	2,9%	4,7%	0,7%
Invaliditeitsuitkering	31,8%	1,8%	13,2%	0,4%

* Van inconsistentie is uiteraard alleen sprake als bij de jaarinkomensbevraging voor alle maanden het betreffende inkomen is genoemd.

(1) Als percentage van aantal respondenten dat inkomen rapporteert in maandinkomensbevraging.

(2) Als percentage van alle respondenten.

(3) Als percentage van aantal respondenten dat inkomen rapporteert in jaarinkomensbevraging.

(4) Als percentage van alle respondenten.

4) Een aanzienlijk aantal huishoudens ondergaat een verandering, in de zin dat er van het ene jaar op het andere personen bijkomen of weggaan. Met deze gezinsveranderingen wordt geen rekening gehouden bij de bepaling van het totale jaarinkomen van een huishouden, dat betrekking heeft op het vorige jaar. M.a.w., als er een inkomenstrekker bijkomt, dan wordt zijn of haar inkomen ten onrechte bij het totale huishoudinkomen geteld; als een inkomenstrekker het huishouden verlaat, dan doet de omgekeerde fout zich voor.

Voor latere jaren was deze vergelijking van maand- en jaarinkomensbevraging uiteraard niet mogelijk. Met uitzondering van de non-respons is er echter geen reden om te veronderstellen dat deze problemen verminderd zouden zijn, laat staan opgelost.

Een vergelijking van de bevraging van inkomens voor het afgelopen kalenderjaar (zoals in de ECHP) met een bevraging van de inkomens voor de afgelopen maand, toont dus aan dat de eerste methode leidt tot een hogere non-respons, en ook tot 'fouten' in de zin dat een tamelijk groot aantal respondenten inkomens wel in de maandbevraging rapporteert, maar niet in de jaarbevraging. In tegenstelling tot theoretische verwachtingen, geeft de jaarinkomensbevraging geen grotere totale volumes, noch een kleinere spreiding dan de maandinkomensbevraging.

Bij gezinsveranderingen leidt de jaarinkomensbevraging bovendien tot inconsistenties in de berekening van het totale inkomen van het huishouden. Gezinnen waar recentelijk een kostwinner verdwenen is en die ondertussen ten gevolge hiervan waarschijnlijk andere inkomensbronnen genieten, krijgen in de jaarinkomensmeting op basis van de persoonlijke inkomens uit het voorbije jaar een zeer laag inkomen toebedeeld. Dit geldt omgekeerd ook voor personen die zich afsplitsen van een steekproefhuishouden. Voor deze nieuwe huishoudens tellen de persoonlijke inkomens uit het afgelopen jaar, terwijl men dan dikwijls een heel ander inkomensprofiel had.

Op dit punt leverde onze analyse een empirische evaluatie van verschillende inkomensmetingconcepten. De ECHP is evenwel gebonden aan de gebruikte methode die ingebakken is

in de verzamelde gegevens, zodat deze opmerkingen geen rol konden spelen bij de herbewerking van de bestanden.

3.2. *Huishoudens met zeer lage inkomens*

Aantal huishoudens met zeer lage inkomens – Al eerder was opgevallen dat de ECHP-steekproef een relatief groot aantal huishoudens met zeer lage inkomens bevat. Tabel 7 toont dat in 1994 3,4 percent van alle huishoudens in de ECHP een inkomen opgeeft dat lager is dan 15.000 BEF per maand. Maar wat vooral te denken geeft is dat tussen 1994 en 1998 dit aandeel meer dan gehalveerd⁹. De resultaten voor de PSBH (na onze bewerking ervan) tonen dat dit aantal zeer lage inkomens inderdaad grotendeels een product van de Eurostat bewerking is, of eerder van een onvoldoende bewerking van bepaalde huishoudens.

Tabel 7. Percentage huishoudens met een gezinsjaarinkomen beneden 180.000 BEF in ECHP en PSBH, () = met geïndexeerde norm.

	1994	1995	1996	1997	1998
ECHP					
gewogen	3,4	3,5	2,4 (2,5)	1,7	1,6 (1,6)
ongewogen	3,1	3,1	2,2 (2,2)	1,7	1,8 (1,8)
PSBH					
gewogen	1,2				0,6 (0,6)
ongewogen	1,1				0,6 (0,6)

Bron: Eigen berekeningen met ECHP en PSBH.

Hoewel het aantal huishoudens met dergelijke zeer lage inkomens nogal groot lijkt, zeker in 1994, hoeft dit resultaat niet onjuist te zijn. Het is echter niet onmiddellijk duidelijk hoe de sterk dalende trend verklaard zou kunnen worden vanuit het gevoerde beleid, of vanuit andere socio-economische ontwikkelingen.

Kenmerken van de huishoudens met zeer lage inkomens – Het gemiddelde jaarinkomen van de groep huishoudens met zeer lage inkomens in 1996 is 66.000 BEF, de mediaan 68.260 BEF. Deze lage inkomens zijn des te merkwaardiger, gegeven het feit dat het hier om jaarinkomens gaat, waarbij toevallige inkomensfluctuaties een kleinere rol zouden moeten spelen dan bij maandinkomens.

Daarenboven kan ook de vraag gesteld worden of deze lage inkomens plausibel zijn, in het licht van andere indicatoren van de levensstandaard van deze huishoudens. Om hun realiteitsgehalte te kunnen inschatten, worden in Tabel 8 indicatoren betreffende de woon- en financiële situatie van deze groep vergeleken met de ganse steekproef. Daarnaast biedt de tabel ook een vergelijking met de huishoudens met een laag inkomen volgens de 60% inkomensnorm, maar met uitsluiting van de groep huishoudens met zeer lage inkomens anderzijds.

⁹ Indexering van het bedrag vanaf 1994 blijkt trouwens geen invloed te hebben. Daarnaast werd ook de rol van selectieve uitval onderzocht. De ze kon instaan voor een derde van de daling van het percentage.

Tabel 8. Welvaartsindicatoren voor volledige steekproef, voor armen (60% mediaan) zonder de zeer lage inkomens, en de zeer lage inkomens, huishoudens 1996, ongewogen.

	volledige steekproef	beneden 60% norm niet 'zeer laag'	zeer lage inkomens
woning geen bad of douche	3,2	10,4	7,0
woning geen stromend water	3,5	10,7	8,5
gebrek verwarmingvoorzieningen	8,1	12,5	9,9
eigenaar woning	68,1	48,4	53,2
bezit tweede huis	5,7	2,4	5,6
rondkomen (zeer) moeilijk	14,1	36,1	12,6
huur betalen probleem (% van huurders)	3,9	19,5	15,6
afbetaling probleem (% van afbetalers)	4,2	1,7	2,7
kan nutsvoorzieningen niet betalen	6,9	16,0	7,1
kan geen nieuwe kleren kopen	8,0	18,9	15,5
kan geen meubelen vervangen	31,9	59,8	38,0
kan geen vakantie veroorloven	22,7	52,8	32,4
kan huis niet voldoende warm houden	2,8	4,8	3,8

Hoewel de resultaten voor de groep zeer lage inkomens doorgaans ongunstiger zijn dan voor de hele steekproef, zijn de verschillen veelal gering. Opvallend is dat slechts 12,6 percent van deze groep moeilijk of zeer moeilijk rondkomt. Dit is iets minder dan in de steekproef als geheel, en minder dan de helft van het percentage in de groep huishoudens met een inkomen dat beneden de 60% norm ligt, maar niet 'zeer laag' is. Dit is opmerkelijk aangezien het om jaarinkomens gaat en deze vaststelling bijgevolg niet kan te wijten zijn aan korte termijn inkomensschommelingen. De groep zeer lage inkomens bestaat dus kennelijk niet alleen uit huishoudens met een zeer lage levensstandaard.

Samenvattend is het relatief hoog percentage huishoudens met zeer lage inkomens in de ECHP op zich nog geen reden om aan de validiteit van de ECHP te twijfelen. Deze twijfel wordt echter wel opgewekt door de bevinding dat dit percentage over de golven heen aanzienlijk daalt. Daarenboven scoort deze groep op indicatoren van levensstandaard nauwelijks slechter dan de steekproef als geheel, en doet zij het vaak duidelijk beter dan de ruimere groep huishoudens met inkomens beneden de armoedegrens. Het is van belang te vermelden dat het hier om jaarinkomens gaat, waarbij toevallige inkomensfluctuaties een kleinere rol zouden moeten spelen dan bij maandinkomens.

Hoewel het bestand ongetwijfeld een aantal huishoudens bevat met werkelijk zeer lage inkomens, gaat het hier kennelijk voor een groot deel om meetfouten. De dalende trend in de omvang van de groep wordt overigens *niet* verklaard door selectieve uitval. In de PSBH van 1998 vinden wij na imputatie van ontbrekende inkomens volgens onze procedures slechts een zeer klein aantal huishoudens met zeer lage inkomens (minder dan 1%). Dit is een indicatie

dat een groot aantal van de zeer lage inkomens niet reëel zijn, en slechts het resultaat zijn van slechte meting of onvoldoende of niet goed imputeren. De dalende evolutie van het aantal zeer lage inkomens in de ECHP duidt dus wellicht vooral op een verbetering in de meting van de inkomens, en in de imputatie van de ontbrekende inkomens. Mogelijk wordt het gedeeltelijk 'verdwijnen' van huishoudens met zeer lage inkomens verklaard door een betere en vollediger inkomensmeting in de latere golven van de PSBH.

3.3. Effecten van de gebruikte imputatie-procedures

Omdat niet alle respondenten altijd kunnen of willen antwoorden op de inkomensvragen, ontbreekt in de ruwe gegevens voor een aantal gevallen informatie over sommige inkomenscomponenten (non-respons). Zonder deze informatie is het uiteraard onmogelijk het totaal inkomen, en daarmee ook de armoedestatus van de betreffende huishoudens te bepalen. Om deze reden verricht Eurostat op de data die ze van de nationale instanties ontvangt een imputatieprocedure, waarin de ontbrekende inkomensinformatie op een of andere manier wordt aangevuld of bijgeschat. De procedure omvatte tot 2002 globaal drie technieken.

In de eerste plaats werd bij het ontbreken van informatie voor een inkomenscomponent gekeken naar het inkomen van het betreffende huishouden of persoon in voorgaande paneljaargangen. Wanneer ook dat geen informatie opleverde, werd de IVE software gebruikt¹⁰. Met deze applicatie imputeert men ontbrekende informatie aan de hand van de inkomens van andere, soortgelijke gezinnen of personen. Volgens de documentatie werden per land de tien laagste en de tien hoogste inkomens buiten de procedure gehouden. Effectief aangetroffen bedragen – behalve deze 'outliers' dus – bepalen de onder- en bovengrens van de te imputeren inkomens¹¹. Voor individuele inkomsten (zoals lonen, pensioenen) werd rekening gehouden met geslacht, opleidingsniveau, beroepspositie, sector en bedrijfsgrootte. Bij de imputatie van inkomenscomponenten op gezinsniveau (zoals kinderbijslag) waren de gezinsgrootte en – samenstelling, de regio, het inkomen in de maand van het interview van belang. Een derde techniek in de procedure werd toegepast wanneer een volwassene in een gezin in het geheel niet bevraagd kon worden ('within household non-respons'). In dat geval ontbreekt de informatie op basis waarvan het IVE programma zijn of haar inkomen zou kunnen imputeren, en paste men om het gezinsinkomen te schatten een 'inflation' toe die behelst dat het inkomen van de wel aanwezige gezinsleden met een bepaalde factor wordt vermenigvuldigd.

Het was voor ons niet mogelijk de gevolgde procedure en technieken volledig te evalueren. In de rest van deze sectie zullen wij een aantal problematische aspecten van de inkomensimputaties voor het voetlicht brengen. Deze hebben achtereenvolgens betrekking op het opblazen van gezinsinkomens bij 'within-household non-respons', de kapitaalinkomens, enkele merkwaardige resultaten bij de pensioenen, en de gevolgen van de inkomensimputaties voor de gemiddelde omvang en verdeling van de totale gezinsinkomens.

De 'inflatie' van gezinsinkomens bij 'within-household non-respons' – Wanneer een volwassene in een gezin om welke reden ook niet bevraagd kon worden, dan stelt zich het probleem dat de som van de inkomens van de wel aanwezige gezinsleden een onderschatting zal bieden van het totale gezinsinkomen. Eurostat schat het gezinsinkomen dan bij door het

¹⁰ Zie de website <http://www.isr.umich.edu/src/smp/ive/>.

¹¹ De vastgestelde imputaties voor kapitaalinkomen die in golf 1 gebeurden en nadien aanwezig bleven, lijken erop te wijzen dat deze officiële uitleg niet helemaal klopt (zie later).

inkomen van de wel aanwezige gezinsleden met een bepaalde factor te vermenigvuldigen ('inflation'). De gezinnen met zulke 'inflation' omwille van niet-geïnterviewde volwassenen beslaan in 1998 zowat 8,4% van de Belgische steekproef van huishoudens (n=238, gewogen n=292), en deze gezinnen bevatten 10,8% van de individuen in het panel.

Tabel 9 vergelijkt de inkomens van gezinnen met volledige respons met diegene met bijschatting door 'inflation'. Er zijn 146 huishoudens waar het salarisinkomen om deze reden werd bijgeschat (is 8,1%). Voor 18 betreft het zelfstandig inkomen (6,9%), voor 41 de werkloosheidsuitkeringen (8,1%), voor 84 de pensioenuitkeringen (8,4%) en voor 108 de gezinsbijslagen (9,3%)¹². In gezinnen met 'inflation' is het gemiddelde inkomen per component zowat het dubbele van dat van de andere groep, met uitzondering dan van het salarisinkomen. De relatief hogere standaardafwijkingen onder de gezinnen met bijschatting wijzen op een sterkere spreiding van de inkomens.

Tabel 9. Invloed van 'inflation' vanwege 'within-household non-respons' in ECHP 1998.

	huishoudens met respons alle leden			huish. met bijschatting door 'inflation'		
	gemiddelde	mediaan	stand. afw.	gemiddelde	mediaan	stand. afw.
totaal inkomen.	1.119.751	840.000	1.317.712	1.504.836	1.178.722	1.301.599
equivalent inkomen	710.591	554.986	848.250	682.484	579.733	596.862
loon of salaris	950.813	855.982	569.526	1.242.865	1.307.078	787.809
inkomen als zelfstandig	668.759	505.836	745.378	1.217.173	662.047	1.401.950
werkloosheidsuitkering	197.690	158.394	147.471	353.010	287.185	242.321
pensioen	600.753	468.000	672.747	1.345.308	929.906	1.011.481
gezinsuitkering	137.786	97.154	150.223	294.680	219.177	255.286

Voor vele gezinnen resulteert deze 'inflatie' in een onrealistische overschatting van het inkomen, terwijl andere inkomens weer drastisch onderschat worden. Dit laatste geldt vooral voor de talrijke gezinnen waar enkel de moeder geïnterviewd werd, en het niet-bereiken van de vader opgevangen werd door de enige gemeten inkomenscomponent, zijnde de kinderbijslag, op te blazen met een vermenigvuldigingsfactor. Zo stellen we vast dat bij huishoudens met een bijschatting om deze reden de armoede 27% bedraagt, tegen 13% bij de andere. De huishoudens met bijschatting die een salaris hebben, kennen echter slechts 6% armoede, net zoals deze uit de groep zonder bijschatting. Bij de personen uit huishoudens met bijschatting die volgens ECHP geen arbeidsinkomen hebben, bedraagt de armoede maar liefst 52%, tegenover 31,5% bij de huishoudens zonder arbeidsinkomen die geen bijschatting voor ontbrekende leden hadden. Dergelijk bijschattingsprocedures maken analyses naargelang arbeidsstatus of inkomenscomponent wel heel problematisch.

Eurostat was zich al een tijd bewust van de problemen in verband met bijschatting door middel van deze 'inflation', en in de versie van de bestanden van december 2002 is er gebruik gemaakt van een nieuwe methode (Eurostat, 2002b). Deze procedure houdt in dat men het inkomen van de ontbrekende persoon uit de vorige golf overneemt, indien bekend. Is dat

¹² De percentages hebben steeds betrekking op de groep huishoudens met het betreffende inkomen.

laatste niet zo, dan wordt het huishoudinkomen bijgeschat op basis van de vraag naar het huidig maandinkomen. Berekeningen verricht door Eurostat zelf leren dat toepassing van deze alternatieve procedure, die op minder dan 10% van de huishoudens betrekking heeft, de Gini met een vol procentpunt doet dalen.

Imputatie bij kapitaalinkomens – Zoals Tabel 10 laat zien vormen kapitaalinkomens een belangrijke inkomenscomponent in het totaal gezinsinkomen. Volgens deze cijfers lijkt er een tamelijk goede respons te zijn op de vragen naar kapitaalinkomen (ongeveer twee-derde).

Tabel 10. Kapitaalinkomens in ECHP 1998, oude versie.

	aantal (% van steekproef)	gemiddeld bedrag per jaar (x 1000 BEF)
Gewogen		
- huishoudens met kapitaalinkomen	662 (23,2%)	591
Ongewogen		
- huishoudens met kapitaalinkomen	697 (24,2%)	562
- huishoudens met kapitaalink., respons op bedrag*	466 (16,2%)	366
- huishoudens met kapitaalink., bedrag geïmputeerd*	231 (8,0%)	956

Noot: * volgens imputatieindexen in de ECHP.

Deze cijfers zijn echter sterk misleidend betreffende de respons. Zoals gedocumenteerd in DOC.PAN 164 (Eurostat, 2001):

"In order to describe for each household the share of income that has been imputed using the IVE software, the sum of all income components which are known before running the IVE procedures is compared to the total income after IVE-imputation and after applying the within household non-response inflation factor. *Note that any information forwarded from preceding waves –including imputation in previous waves- is considered as being known before running the IVE procedure*" (p. 90).

Met andere woorden, de resultaten van de eerste techniek in de imputatieprocedure - overname van het inkomen uit een vorige golf - wordt niet als een imputatie aangegeven in de ECHP-bestanden. Daarenboven wordt deze stap ook toegepast (en evenmin als imputatie aangeduid) als het inkomen in de vorige golf zelf al het resultaat was van imputatie.

Eenmaal er in het panel een inkomenscomponent geïmputeerd wordt, dan wordt dit inkomen dus 'verwerkelijkt' en verder als reële informatie beschouwd. Zeker bij deze inkomenscomponent, waar in golf 1 slechts een vierde van de inkomens daadwerkelijk als bedrag gemeld werd, en de bijgeschatte inkomens bovendien ettelijke keren hoger waren dan de door de respondenten genoemde bedragen (men liet een enorme outlier grote invloed hebben op de imputatie, in tegenspraak met de gedocumenteerde regels), heeft dit verstrekkende gevolgen. De geïmputeerde (hoge) bedragen worden een "realiteit" die golf na golf deze inkomenscomponent verder opblaast. Bovendien is voor de meeste van deze gevallen de bijschatting terug te traceren tot in golf 1 van 1994. Concreet zijn er toen bijvoorbeeld kapitaalinkomens geïmputeerd van 27 miljoen BEF, van 25 miljoen, en twee van 17 miljoen BEF. Hoewel zulke inkomsten uit kapitaal theoretisch wel mogelijk zijn, is er geen informatie die erop zou wijzen dat deze bedragen voor de betrokken huishoudens enige realiteitswaarde hebben. Het is bovendien niet duidelijk hoe men zulke hoge bijschattingen kan verrichten,

wanneer men – zoals technische documenten beweren - de hoogste en laagste reëel geantwoorde bedragen buiten de bijschattingsprocedures houdt.

Een bijkomend probleem was dat door de combinatie van hoge imputaties in eerdere golven en de gebruikte procedure, de kapitaalinkomsten over de golven heen steeds verder aangedikt werden. Eenmaal kapitaalinkomsten bij een huishouden geïmputeerd waren, werden deze in latere golven als ware informatie voor verdere imputatie herbruikt.

In de nieuwe versie van de ECHP-bestanden is voor België de bijschatting van kapitaalinkomens grondig veranderd doordat er een bovengrens opgelegd werd¹³. Deze ingreep heeft vermoedelijk een aanzienlijke rol in de gewijzigde ongelijkheidsmaten.

Gevolgen van de imputaties voor volume en ongelijkheid van het totaal gezinsinkomen –

Met het oog op validering van de SEP resultaten van 1997, heeft het CSB indertijd het PSBH-bestand 1996 (inkomens 1995) bewerkt en geïmputeerd, onafhankelijk van de bewerkingen door Eurostat gedaan voor de ECHP (Cantillon e.a., 1999). Bij de imputatie is als volgt tewerk gegaan. Voor tewerkgestelde personen waarvoor het salaris onbekend was, werd het inkomen geïmputeerd met het gemiddelde van de gekende salarissen berekend binnen groepen van gelijk geslacht, opleidingsniveau en beroepsgroep. Voor het zelfstandig inkomen werd een gemiddelde berekend per beroepsgroep en per aantal gewerkte uren (andere achtergrondvariabelen bleken weinig verschillen te leveren). Voor andere inkomens werd met algemene gemiddelden gewerkt voor de imputatie. Tevens gebeurde er een inhoudelijke cleaning van de inkomensgegevens. Zo werden bvb. voor de kinderbijslagen onmogelijk hoge waarden teruggebracht tot een bedrag dat in overeenstemming is met het aantal kinderen binnen het gezin, rekening houdend met de wettelijk voorziene bijslagen. Anderzijds werd aan huishoudens die volgens de inkomensvragen geen kinderbijslag ontvingen, maar dit volgens andere variabelen wel zouden moeten ontvangen, een kinderbijslag toegekend.

Deze aanpak laat toe de resultaten van de ECHP-bewerkingen (voor de golf 1996) in zekere mate te toetsen, of althans te vergelijken (Tabel 11).

Tabel 11. Vergelijking PSBH 1996 (imputatie door CSB) en ECHP 1996 (imputatie door Eurostat): inkomensvolumes, gemiddeld en mediaan gezinsinkomen, Gini-coëfficiënten, armoedelijnen en armoedecijfers.

	ECHP 1996	PSBH 1996
1. Gezinsinkomen		
- totaal inkomensvolume na opweging tot populatieniveau (x miljard BEF),	4.203	3.791
- gemiddelde (x duizend BEF)	1.063	959
- mediaan (x duizend BEF)	825	823
2. Equivalent gezinsinkomen		
- gemiddelde (x duizend BEF)	657	566
- mediaan (x duizend BEF)	526	513
- GINI coëfficiënt	34,2%	26,8%
3. Percentage individuen beneden norm op 60% van de mediaan	16,4%	15%

13 Een bovengrens bepaald door het bovenste halve percentiel van de gekende kapitaalinkomens.

We zien dat na de bewerking door Eurostat het totale inkomensvolume (en dus ook het gemiddelde inkomen) 10% hoger ligt dan na onze bewerking. Opsplitsing naar de verschillende inkomenscomponenten (niet in tabel) leert dat dit verschil vooral toe te schrijven is aan de kapitaalinkomens, waarvan het totale volume door de Eurostat imputatie met 200% verhoogd wordt. Daarnaast worden hogere totale volumes ook vastgesteld bij de pensioenen en de werkloosheidsuitkeringen. In tegenstelling tot het gemiddelde gezinsinkomen, verschilt het mediaan inkomen na onze bewerking van dat van de ECHP bewerkt door Eurostat. Dit suggereert dat de verschillen tussen de imputaties vooral gevolgen hebben in de bovenste helft van de inkomensverdeling. De inkomensspreiding gemeten aan de hand van de Gini-coëfficiënt is dan ook hoger na de Eurostatbewerking (34,2%) dan na onze bewerking van de PSBH-gegevens (26,8%). Ook het percentage individuen beneden de 60% norm ligt hoger in het eerste geval.

We kunnen momenteel niet verder ingaan op de oorzaken van de vastgestelde problemen met de imputatie. In algemene zin kan echter wel de organisatie van de gegevensverwerking als een knelpunt aangestipt worden. De eerste data-cleaning gebeurt bij de nationale eenheden, en vervolgens verricht Eurostat verdere bewerkingen zoals imputaties en herweging. De nationale teams krijgen echter niet de kans de validiteit en de realiteitswaarde van de resultaten van de Eurostat bewerkingen te toetsen binnen de nationale context.

3.4. De ECHP-wegingscoëfficiënten

Om verschillende redenen vormen de ongewogen huishoudens in de ECHP/PSBH steekproef geen representatieve afspiegeling van de Belgische bevolking. (Dit is trouwens het geval voor alle soortgelijke panel-surveys.) Ten eerste waren volgens het originele steekproefontwerp de Belgische regio's niet proportioneel vertegenwoordigd, maar ieder met een zodanig aantal dat regionale analyses mogelijk waren. Ten tweede voorzagen de opvolgingsregels dat alle personen die ooit in een PSBH steekproefgezin voorkwamen, in latere golven zouden worden geïnterviewd, samen met al hun (eventueel nieuwe) gezinsleden. Dit betekent dat sommige personen (met name zij die recent een nieuw gezin hebben gevormd) een grotere kans hebben om in de PSBH terecht te komen. Ten derde kunnen niet alle huishoudens of personen die hadden moeten worden geïnterviewd ook daadwerkelijk gecontacteerd of ondervraagd worden. Deze non-respons is in zekere mate selectief, waardoor ook afwijkingen van de representativiteit ontstaan. Om te zorgen dat de resultaten toch representatief zouden zijn voor de Belgische bevolking, worden de resultaten gewogen met wegingscoëfficiënten voor iedere persoon en ieder huishouden. Deze wegingscoëfficiënten worden voor iedere golf opnieuw berekend, op basis van de gewichten in de vorige golf. Zulke wegingscoëfficiënten worden zowel door het PSBH-team berekend, als onafhankelijk daarvan door Eurostat.

Voor de wegingscoëfficiënten voor de eerste golf van de PSBH werd rekening gehouden met externe verdelingen voor het aantal huishoudens per gewest, om zo de afwijkingen vanwege het steekproefontwerp te compenseren (Bauwens e.a., 2001). De gewichten in latere golven corrigeren voor verschillen in de kans op contact en respons tussen individuen met diverse kenmerken. De gewichten worden allereerst bepaald voor individuen, en van daaruit voor de huishoudens. In latere golven gebeurt er geen kalibratie meer aan de hand van externe gegevens. Vanaf golf 5 wordt er een 'trimming' toegepast op de jaarlijkse correctiefactoren voor de gewichten zodat deze niet lager dan 0.5 en niet hoger dan 2.0 kunnen worden. Eurostat berekende voor de ECHP gewichten die corrigeren voor de verschillende respons van individuen naargelang geslacht en leeftijd, gezinsgrootte, gezinstype, aantal economisch

actieven, en of het gezin de woning bezit of huurt. Daarnaast worden ook variabelen als huidig gezinsinkomen, belangrijkste inkomensbron en de beroepenclassificatie in rekening gebracht (Eurostat, 2001b). Een belangrijk verschil met de PSBH procedure is dat de bekomen gewichten nog aangepast worden, zodat de ECHP-steekproef overeen komt met externe gegevens uit de Arbeidskrachtentelling. Hierbij wordt gekeken naar verdelingen van de huishoudens volgens regio, gezinsgrootte, eigenaar- of huurderstatus en aantal actieve leden, en voor de personen nog eens voor geslacht en leeftijd gecombineerd.

Omdat de gewichten cumulatief bepaald worden (voor iedere golf op basis van de gewichten in de vorige golf), is het normaal dat bij een langlopend panel de correctie door weging steeds groter wordt, en de wegingsfactor een grotere spreiding krijgt. In de PSBH bereiken de gewichten nu een standaardafwijking van 0,45, met een minimumwaarde van 0,14 en een maximum van 7,31. In ECHP is deze spreiding echter al veel groter. De standaardafwijking bedraagt 1,18. Er zijn maar liefst 267 personen met een gewicht lager dan 0,1. Bij enkelen situeert het overblijvende gewicht zich zelfs in het derde decimaal. Anderzijds zijn er 239 personen met een gewicht groter dan 3. Voor 18 personen is dit zelfs hoger dan 14. Bij de PSBH-gewichten zijn er maar 19 met een waarde hoger dan 3. We stellen ook vast dat de correlatie tussen de wegingscoëfficiënten in de PSBH-moederbestanden en die in de ECHP slechts .27 bedraagt (.28 wanneer cases met een gewicht van 0 uitgeschakeld worden).

Deze vaststellingen wijzen niet noodzakelijk op 'fouten', maar bij een dergelijke spreiding van de wegingscoëfficiënten is er wel voorzichtigheid geboden. Het komt erop neer dat één gezin 1% van de gewogen steekproef kan gaan vormen. Ook de lage correlatie tussen de PSBH en de ECHP gewichten roept vragen op, daar zij allebei tot doel hebben dezelfde ruwe gegevens representatief te maken voor dezelfde populatie.

We gingen ook de impact van de verschillen in weging op de relatieve armoedecijfers na. Daartoe werd in het ECHP-bestand ook het percentage mensen onder de lage inkomenslijn, gedefinieerd en berekend volgens ECHP-methodes en -gegevens, en daarnaast ook met weging volgens de PSBH-gewichten.

Tabel 12. Aandeel personen onder de 60% norm in ECHP-bestand 1998, volgens verschillende wegingen.

	België	Vlaanderen	Wallonië
wegingsfactoren uit ECHP	15,9	13,9	18,7
wegingsfactoren uit PSBH	13,4	12,0	15,7
weging PSBH ook gebruikt in berekening mediaan	14,5	13,3	16,5
ongewogen	12,8	11,0	14,3

Dit hanteren van de PSBH-wegingsvariabele geeft een verschil van 2,5% in het aantal personen beneden de 60% norm. Wanneer we echter ook de armoedenorm zelf berekenen met de PSBH-gewichten, dan krijgen we percentages die zich tussen de beide eerdere cijfers in situeren.

Blijkens de technische documentatie was Eurostat zich al geruime tijd van bewust van problemen met de spreiding van de wegingsvariabelen, en werd er over herberekeningen en trimmingswijzen gedebateerd met de lidstaten. Hieraan werd uiteindelijk gestalte gegeven in de recentste data-release (Eurostat, 2002a).

Specifiek voor de Belgische data kan ook de opmerking gemaakt worden dat de weging nooit gecorrigeerd werd voor het elimineren van een deel van de oorspronkelijke ECHP steekproef na golf 3. Een opmerking die waarschijnlijk ook voor een aantal andere landen opgaat, is dat Eurostat momenteel geen rekening houdt met het feit dat wat zij golf 1 noemen (1994) niet altijd de eerste golf van de gebruikte panels is. Dit heeft gevolgen voor de definitie van steekproefpersonen.

4. Conclusie

De laatste jaren werden in België relatieve armoedecijfers verspreid die sterk van elkaar verschilden. Dit was te wijten aan verschillende berekeningswijzen, maar vooral aan het feit dat er verschillende gegevensbronnen naast elkaar bestonden en bestaan, namelijk enerzijds de ECHP/PSBH en anderzijds het SEP. Deze vaststelling vormde de aanleiding voor een grondige valideringsstudie van de PSBH en ECHP-data. Mede in navolging van de conclusies van deze studie bracht Eurostat eind 2002 correcties aan in de ECHP-bestanden. Tabel 13 geeft een overzicht van de problemen die aan de oppervlakte kwamen in de valideringsstudie, en het antwoord van Eurostat.

Tabel 13. Overzicht vastgestelde problemen en aanpassingen.

Probleem	Aanpassing
Problemen met de jaarinkomensmeting.	Deze methode is inherent in de verzamelde gegevens; discussiepunt voor volgende surveys.
Groot, en sterk dalend aantal huishoudens met extreem lage inkomens.	Dit probleem blijft bestaan.
Imputatie 'within-household non-respons': bijschatting inkomen ontbrekende gezinsleden door dat van aanwezigen te verhogen..	Nieuwe procedure ingevoerd die beter rekening houdt met feitelijke informatie.
Imputatie kapitaalinkomens: soms zeer hoge imputaties in eerste golf worden in volgende golven overgenomen.	Voor de Belgische data werd een bovengrens op de imputaties ingesteld.
Wegingscoëfficiënten: extreme waarden liepen zeer hoog op.	'Trimming' waarbij te grote gewichten beperkt worden.

De herziening van de gegevens leidt voor België tot aanzienlijke lagere indicatoren van ongelijkheid, met name voor de S80/S20 en de Gini. In 1998 bedraagt de daling ten opzichte van de vorige ECHP-release 8 procentpunten. De ECHP-armoedecijfers dalen van 16 naar 14% en verschillen na de herziening nog nauwelijks van de SEP-resultaten: 14% tegen 13%. Ook voor een aantal andere landen zien we dat de nieuwe ECHP-release aanleiding geeft tot significant lagere schattingen van de omvang van de armoede.

ECHP en SEP blijven echter tegenstrijdige resultaten geven inzake de trend in de omvang van de armoede: stijgend volgens ECHP, dalend volgens de SEP¹⁴. Welke is juist? Er blijven ons inziens vier goede redenen bestaan om meer vertrouwen te hebben in de SEP gegevens.

Ten eerste komt de trend in inkomensongelijkheid volgens de SEP zeer goed overeen met die volgens de fiscale gegevens. Hoewel de inkomensdefinitie, de inkomenseenheid en de populatie van de fiscale statistiek sterk verschilt van die van de SEP, is het toch de enige betrouwbare bron van inkomensgegevens; zolang er geen reden is om te veronderstellen dat de genoemde afwijkingen over de tijd veranderd zouden zijn, mogen we de overeenkomst als een prima-facie validering van de SEP resultaten beschouwen. Daarenboven tonen internationale overzichtsstudies dat de ongelijkheid in de jaren '90 in alle OESO-landen (waarvoor gegevens beschikbaar zijn) is gestegen of stabiel gebleven.

Ten tweede is er het argument van de survey-organisatie. Terwijl inkomensmeting altijd het hoofddoel van de SEP was, vormde dit voor de PSBH maar één van de vele thema's. Waar de SEP interviewers werden aangespoord om zoveel mogelijk en zo exact mogelijke antwoorden op de inkomensvragen te verkrijgen, werd de PSBH-interviewers - vooral in de eerste golven - op het hart gedrukt niet te insisteren bij de inkomensvragen, om alzo de deelname aan de volgende golven niet in gevaar te brengen.

Ten derde is er de vaststelling van het relatief hoge aantal huishoudens met extreem lage inkomens in de ECHP. Is dit hoge aantal misschien op zichzelf niet totaal onplausibel, de sterke daling van dit aantal binnen enkele jaren lijkt wel heel erg onwaarschijnlijk. Zoals hierboven uiteengezet, is deze daling voor een deel het resultaat van selectieve uitval uit de panel, maar wellicht vooral het gevolg van een verbeterde inkomensmeting (inclusief betere inkomensimputatie en bewerking). Deze verbeteringen kunnen ook plaatsgevonden hebben boven het niveau van de extreem lage inkomensgrens, en zouden aldus de gemeten daling van de armoede in de PSBH mede kunnen verklaren.

Ten vierde bestaat voor de toename van de armoede in de periode 1992-1997 een goede verklaring, en vinden we in de SEP gegevens ook een bevestiging voor deze verklaring. De toename is het resultaat van de stijging van de arbeidsinkomens in deze periode, terwijl de uitkeringen daarbij achterbleven. En inderdaad zien we in de SEP dat de toename alléén heeft plaatsgevonden bij één bepaalde categorie van gezinnen, namelijk die welke van één sociale uitkering moeten rondkomen (cf. Van den Bosch, 2000). Voor de daling van de armoede volgens de ECHP hebben wij nog geen verklaring gehoord of gelezen.

Een andere open vraag is hoe zulke problemen in de toekomst te voorkomen. Deze vraag is op dit moment zeer relevant, nu wij ons in de opstartfase van de nieuwe SILC (Survey on Income and Living Conditions) bevinden. Vooreerst is grote aandacht en nauwkeurigheid vereist op het vlak van de inkomensmeting. Inzonderheid de jaarinkomensmethode lijkt minder betrouwbaar dan doorgaans theoretisch aangenomen wordt. Ten tweede is voldoende openheid aangaande de gebruikte bewerkingsprocedures een absoluut noodzakelijk gegeven. Ten derde lijkt de volledige centralisering van de verwerking op het internationale niveau

¹⁴ Ook De Wilde en Levecque (2002) stellen een daling vast van de armoede tussen 1993 en 1997. Daar zij de PSBH gebruiken, zijn hun basisgegevens dezelfde als die van de ECHP. Hun vaststelling is daarmee geen onafhankelijke bevestiging van de ECHP-resultaten. Daarenboven geven de auteurs aan dat "de daling van de armoedepercentages over de loop der jaren mogelijk geheel of gedeeltelijk te wijten is aan selectieve uitval van de inkomensarmen" (p. 94)

grote nadelen met zich mee te brengen. Geautomatiseerde procedures voor het bijschatten van ontbrekende gegevens zijn wenselijk, maar de resultaten moeten getoetst worden aan de sociaal-economische en administratieve realiteiten van ieder land. Dit laatste kan alleen lokaal gebeuren door instanties die deze materie zeer goed kennen.

Bibliografie

- Atkinson A. (1999a), *Is rising inequality inevitable? A critique of the Transatlantic consensus*, Helsinki, WIDER.
- Atkinson A. (1999b), 'The Distribution of Income in the UK and OECD Countries in the Twentieth Century', *Oxford Review of Economic Policy*, (15) 4: 56-75.
- Atkinson A. (2003), 'Income Inequality in OECD Countries: Data and Explanations', *CESifo Working Paper No 881*, February 2003.
- Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E., Nolan, B. (2002), *Social Indicators. The EU and Social Inclusion*. Oxford: Oxford University Press.
- Bauwens, A., Marynissen, R., Lauwers, J., Mortelmans, D. (2001), *Methodebericht golf 7 (1998)*, Antwerpen, UIA.
- Bawin-Legros B., Orban V., Kalombo M. (1996), 'Les conditions de vie des ménages belges en 1992', *Revue Belge de Sécurité Sociale*, 2ème trimestre 1996, pp. 253-285.
- Burniaux, J.-M., Dang, T.-T., Fore, D., Förster, M., Mira d'Ercole, M., Oxley, H. (1998), 'Income distribution and poverty in selected OECD countries', *Economics department working papers no. 189*, Paris: OECD.
- Cantillon, B., De Lathouwer, L., Marx, I., Van Dam, R., Van den Bosch, K. (1999), 'Sociale indicatoren, 1976-1997', *Belgisch tijdschrift voor sociale zekerheid*, (41) 4: 747-799.
- Cantillon, B., Van Dam, R., Van Hoorebeeck, B., Van den Bosch, K. (2001), '*Child poverty à la carte? The effects of measurement period for income on poverty estimates*', Paper gepresenteerd op het 8ste International Research Seminar of FISS on 'Issues in Social Security', Sigtuna (Zweden), 16-19 June.
- Dennis, I., Guio, A.-C. (2003a), *Poverty and social exclusion in the EU after Laeken – part 1*, Statistics in Focus, Luxemburg, European Communities.
- Dennis, I., Guio, A.-C. (2003b), *Poverty and social exclusion in the EU after Laeken – part 1*, Statistics in Focus, Luxemburg, European Communities.
- De Wilde, C., Levecque, K. (2002), De mobiliteit in en uit armoede: 'Wie is arm en voor hoe lang?', in Vranken, J., De Boyser, K., Geldof, D., Van Menxel, G. (eds), *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2002*, Leuven, Acco, 85-103.
- Dirven, H.-J., Linden, G., Mikulic, B., Schiepers, J., Siermann, C., de Wreede, W. (1998), *Social Reporting: Reconciliation of Sources and Dissemination of Data. Recommendations on the Measurement of Social Exclusion and Poverty and a Blueprint for a Periodic Publication – Task 3*. Den Haag: CBS.
- Eurostat (1999), *European Community Household Panel (ECHP): Selected indicators from the 1995 wave*, Luxemburg, European Communities.
- Eurostat (2000), *European social statistics. Income, poverty and social exclusion*, Luxemburg, European Commission.
- Eurostat (2001), *Imputation of income in the ECHP*, DOC.PAN 164/2001, Luxemburg, European Commission.
- Eurostat (2002a), *Imputation of income in the ECHP*, DOC.PAN 164/2002-12, Luxemburg, European Commission.

- Eurostat (2002b), *Construction of weights in the ECHP*, DOC.PAN 165/2002-12, Luxemburg,
- Federaal Ministerie van Sociale Zaken, Volksgezondheid en Leefmilieu (2001), *Nationaal Actieplan Sociale Insluiting NAPincl*, Brussel: Bestuur van de Maatschappelijke Integratie.
- Foidart, F., Perelman, S., Pestieau, P. (1995), *Portrait Social de la Wallonie*. Bruxelles: Fondation Roi Baudouin.
- Hagenaars, A.J.M., De Vos, K., Asghar Zadi, M. (1994), *Patterns of Poverty in Europe*. Paper presented at the 23rd IARIW conference, Canada.
- Jacobs, T., Loots, I., Marynissen, R., Scheipers, T. (1991), *PSBH Onderzoeksplan*. Antwerpen: Steunpunt Gezinsdemografisch Panel (UIA).
- Jäntti, M., Danziger, S. (1999), 'Income poverty in advanced countries', *LIS working paper no. 193*, Syracuse NY, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs – Syracuse University.
- Jesuit, D., Smeeding, T. (2002), 'Poverty and income distribution', *LIS working paper no. 293*, Syracuse NY, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs – Syracuse University.
- Marlier, E., Cohen-Solal, M. (2000), 'Social benefits and their redistributive effect in the EU', *Statistics in Focus Theme 3 – 9/2000*, Luxemburg, European Communities.
- Mejer, L. (2000), 'Social exclusion in the EU member states', *Statistics in Focus Theme 3 – 1/2000*, Luxemburg, European Communities.
- Nationaal Instituut voor Statistiek (1999), *Financiële statistieken*, nr.79, Brussel.
- Proost, D., Van Dam, R., Van den Bosch, K. (1996), *Valideringsstudie van twee Belgische inkomenssurveys*, Berichten / UFSIA, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid.
- Raad van de Europese Unie (2001), *Gezamenlijk verslag inzake sociale integratie*. Brussel, Europese Unie.
- Ras, M., Pommer, E., Wildeboer Schut, J.M. (2002), *Income on the move. Report on income distribution, poverty and redistribution*, Luxemburg, European Commission DG Empl/E1.
- Sainsbury, D., Morissens, A. (2002), 'European anti-poverty policies in the 1990s: toward a common safety net?', *LIS working paper no. 307*, Syracuse NY, Maxwell School of Citizenship and Public Affairs – Syracuse University.
- Cantillon, B., Van Dam, R., Van den Bosch, K., Van Hoorebeeck, B. (2003), 'The impact of the reference period on measures of household income from surveys', Berichten / UFSIA, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid.
- Van den Bosch, K. (2000), 'Armoede in België: een exploratie van de oorzaken van de stijging in de jaren negentig', in: Vranken, J., Geldof, D., Van Menxel, G., Van Ouytsel, J. (eds), *Armoede en sociale uitsluiting. Jaarboek 2000*, Acco: Leuven, p. 127-132.
- Van Hoorebeeck, B., Van Dam, R., Van den Bosch, K. (2000), *Findings from an explorative study of differences in poverty estimates between the Eurostat ECHP-UDB and the original Belgian data (PSBH)*, Berichten / UFSIA, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid.