

Centrum Voor Sociaal Beleid Herman Deleeck
Universiteit Antwerpen

**Agora-project 'Databank Statistische Informatie inzake sociale
Inclusie' (AG/04/085)**

Eindverslag

Maart 2005

Inhoudstafel

- I. Situering van de opdracht (p3)**
- II. Overzicht van de activiteiten en samenvatting van de voornaamste bevindingen en aanbevelingen (p.4)**
- III. Methodologische ondersteuning bij de aanmaak van een databank ‘sociale inclusie’ (p. 14)**
 - 1. De evaluatie van de basisdata voor de indicatoren van sociale inclusie (p. 14)**
 - 1.1. Welke dataset levert de meest berouwbaar gegevens inzake (de evolutie van) sociale inclusie?(p.14)*
 - 1.2. Maandinkomen of jaarinkomen en andere meettechnische kwesties (p.41)*
 - 2. Conceptuele en methodologische ontwikkeling en onderbouwing van indicatoren voor de databank sociale inclusie (p.76)**
 - 3.1. Indicator inzake de band tussen het opleidingsniveau van de ouders en van hun kinderen (p.76)*
 - 3.2. Indicator inzake de totale armoederisicokloof (p.79)*
 - 3.3. Indicator ‘huurkosten in percentage van het beschikbaar inkomen’ (p.80)*
 - 3.4. Methodologische aspecten bij de berekening van een deprivatieindicator (p.95)*
 - 3.5. Hoe het inkomen te corrigeren voor de huisvestings situatie in het kader van de indicatoren voor sociale inclusie?(p.121)*
 - 3.6. Verdere ontwikkelingen op het vlak van indicatoren inzake gezondheid(p.128)*
 - 3.7. Methodologische achtergrond bij de indicatoren van sociale inclusie (p.133)*
 - 3.8. Aanbevelingen inzake de opname van targets inzake sociale inclusie(p.133)*
 - 4. Evaluatie van de set van indicatoren van sociale inclusie (p.143)**
 - 4.1. Een tussentijdse evaluatie van de indicatoren in het NAPincl (p.143)*
 - 4.2. Over de link tussen input en output indicatoren van sociale inclusie (p.166)*

I. Situering van de opdracht

Het algemeen kader waarbinnen de ontwikkeling van een databank inzake sociale inclusie moet worden gesitueerd werd vastgelegd door de Europese top in Lissabon (maart 2000). Daar werd overeengekomen dat de lidstaten stappen dienen te ondernemen die tegen 2010 een beslissende impact hebben op de uitroeiing van armoede. Op de Europese top van Nice (december 2000) werden vervolgens vier centrale doelstellingen op het vlak van sociale inclusie overeengekomen¹. Nog op de top van Nice werd de Open Methode van Coördinatie (OMC) aangenomen als methode om vooruitgang op sociaal vlak tot stand te brengen. Daaropvolgend werd in december 2001, op de Europese top van Laken, door de EU-lidstaten een gemeenschappelijke set van indicatoren overeengekomen. Op de top van Barcelona (2002) werd de 'Lissabon-strategie' nog verder aangevuld door de overeenkomst tussen de lidstaten om in de NAPs ook 'targets' voor de reductie van armoede en sociale uitsluiting op te nemen.

In België treedt de FOD Sociale Zekerheid op als coördinator voor het indicatoren gedeelte van het NAPincl. In dit kader heeft de FOD Sociale Zekerheid een aantal specifieke behoeften:

- de behoefte aan een specifieke databank met coherente statistische reeksen, indien mogelijk teruggaand in de tijd (vanaf midden jaren '70 indien mogelijk)
- een inventarisatie van de beschikbare data inzake sociale inclusie, meer bepaald inzake de dimensies inkomen, arbeid, huisvesting, onderwijs, gezondheid, maatschappelijke integratie, participatie, ... met als doel het complex begrip van sociale inclusie in kaart te brengen
- de toetsing van de coherentie en de validiteit van de beschikbare gegevens, met bijzondere methodologische aandacht voor de bestaande panel- en administratieve bestanden, vooral wat de data-cleaning, de weging en de imputatie betreft.

In dit kader heeft het CSB een aantal, voornamelijk methodologische, nota's gemaakt waaruit de gepresteerde activiteiten blijken. Het betreft nota's waarin verslag wordt gedaan van het werk dat inzake de basisdata werd geleverd en nota's waarin de aanmaak van indicatoren wordt ondersteund. In dit eindrapport worden deze nota's gebundeld.

¹ Deze doelstellingen zijn: (1) de deelneming aan het arbeidsproces bevorderen, evenals de toegang voor eenieder tot hulpmiddelen, rechten, goederen en diensten, (2) uitsluitingsrisico's voorkomen, (3) optreden ten behoeve van de meest kwetsbaren, (4) alle actoren mobiliseren

II. Overzicht van de activiteiten en samenvatting van de voornaamste bevindingen en aanbevelingen

De opdracht werd via verschillende onderzoeks- en ondersteunende activiteiten uitgevoerd, het betreft:

- de berekening van NAP-indicatoren
- de evaluatie van basisdata voor de berekening van de indicatoren
- de conceptuele en methodologische ontwikkeling en onderbouwing van indicatoren
- de evaluatie van de indicatoren in functie van de Lissabon-doelstellingen
- de ondersteuning van de ‘werkgroep indicatoren’

In hetgeen volgt gaan we op elk van deze ondersteunende activiteiten verder in.

1. De berekening van NAP-indicatoren.

Volgende NAP-indicatoren werden berekend door het CSB voor het NAP2003-2005:

- netto-minimum rustpensioen als percentage van de armoederisicogrens (60% van het mediaan inkomen) voor een alleenstaande
- netto-minimum werkloosheidsuitkering als percentage van de armoederisicogrens voor een alleenstaande
- netto-minimum invaliditeitsuitkering als percentage van de armoederisicogrens voor een alleenstaande
- bestaansminimum voor een alleenstaande als percentage van de armoederisicogrens
- netto-minimumloon als percentage van de armoederisicogrens, in het geval van een alleenstaande
- Huurkosten in % van het beschikbaar inkomen: het percentage van de huishoudens met een inkomen beneden het mediaaninkomen die meer dan 33% van het gezinsbudget uitgeven aan huurgeld.

Deze indicatoren werden opnieuw berekend voor de actualisatie van het NAP2003-2005 in 2004.

2. De evaluatie van de basisdata voor de indicatoren van sociale inclusie

Aangezien een groot aantal indicatoren gebaseerd zijn op data afkomstig van surveys wezen Atkinson et. al. (2002) reeds op het belang van de kwaliteit van deze data. In het kader van de opbouw van een databank sociale inclusie werd een grote inspanning geleverd om de kwaliteit van de inkomensgegevens in de bestaande surveys te evalueren. Zo werden een aantal gebreken in de ECHP-dataset opgespoord en werd een analyse gemaakt van de kwaliteit van de gebruikte inkomensconcepten.

a. Welke dataset levert de meest berouwbare gegevens inzake (de evolutie van) sociale inclusie?

Aanleiding tot dit onderzoek was met name de vaststelling dat de afgelopen jaren in België relatieve armoedecijfers werden 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 Sociaal Economisch Panel (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 correcties aan in de ECHP-bestanden. De herziening van de gegevens leidde 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 SEP. Welke is juist? Er worden in de studie verschillende argumenten aangehaald op basis waarvan meer vertrouwen in de SEP-resultaten wordt gesteld.

Een andere open vraag die behandeld wordt 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 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.

b. Maandinkomen of jaarinkomen en andere meettechnische kwesties

Aanvullend werd, op basis van de PSBH, nagegaan welk inkomensconcept het best gebruikt kan worden in het kader van de meting van de indicator 'financiële armoede'. De PSBH vormde hiervoor een unieke dataset omdat tengevolge van een wijziging in de inkomensmeting tussen 1993 en 1994 twee methoden rechtstreeks met elkaar kunnen vergeleken worden. Het betreft enerzijds de methode waarbij naar het inkomen wordt

gepeild dat de respondent in de maand voor de bevraging ontving (maandmethode) en anderzijds de methode waarbij gepeild wordt naar het inkomen dat de respondent het vorig kalenderjaar ontving (jaarmethode). De resultaten in deze analyse tonen aan dat het maandinkomen het beter doet dan het jaarinkomen inzake betrouwbaarheid en validiteit. De voornaamste reden hiervoor lijkt tweeledig te zijn. In de eerste plaats stelt het verzamelen van jaarlijkse inkomensgegevens hoge eisen aan het geheugen en/of de numerieke bekwaamheid van respondenten. Zoals de Expert Group on Household Income Statistics (Canberra Group, 2001: 32) vaststelt, zullen vele inkomenscomponenten gemakkelijker en meer accuraat opgegeven worden indien de informatie enkel opgevraagd wordt voor de voorgaande week of maand. (Toch raadt deze zelfde Expert Group een referentieperiode van één jaar aan bij analyses van inkomensverdeling.) Ten tweede leidt de mismatch die bestaat tussen de referentieperiode van het huishoudinkomen (het vorige kalenderjaar) en de referentieperiode van huishoudsamenstelling (het moment van enquêtering) tot vervormde schattingen van het huishoudinkomen, equivalent inkomen en armoedepositie voor de huishoudens die recent een verandering in hun samenstelling hebben ondergaan.

Welke aanbevelingen vloeien voort uit onze bevindingen voor toekomstige inkomenssurveys? In de eerste plaats lijkt het van groot belang om respondenten en interviewers niet te zeer te belasten met veel vragen die veelal een sterke mentale inspanning vragen, over een onderwerp dat toch al gevoelig ligt. Wij zouden durven stellen dat in veel gevallen en voor vele doeleinden, de balans in het voordeel van het maandinkomen uitvalt in plaats van het jaarinkomen. Ten tweede, en complementair, zou de meting van het jaarinkomen verbeterd kunnen worden. Panels lijken in dat opzicht de beste mogelijkheden te bieden. Door informatie over verschillende golven heen met elkaar te combineren, zou minder op retrospectieve vragen gesteund hoeven worden, en zou het mogelijk zijn om de referentieperiodes van huishoudinkomen en van huishoudsamenstelling beter op elkaar af te stemmen.

3. Conceptuele en methodologische ontwikkeling en onderbouwing van indicatoren voor de databank sociale inclusie

Voor een aantal centrale NAP-indicatoren (de 'Laken-Indicatoren') werd op Europees niveau een methodologie vastgelegd. Reeds van bij de voorbereiding van de lijst van gemeenschappelijke indicatoren werd opgemerkt dat bepaalde wenselijk geachte indicatoren niet onmiddellijk zouden kunnen worden aangemaakt (zie o.a. Atkinson et. al., 2002). Het was immers duidelijk dat voor de aanmaak van sommige indicatoren de nodige basisgegevens ontbreken. Voor andere probleemgebieden konden nog geen indicatoren worden overeengekomen bij gebrek aan een voldoende uitgeklaarde conceptuele basis of door een combinatie van conceptuele onduidelijkheden en ontbrekende data. Het Comité voor sociale bescherming (oktober 2001) beveelt in zijn verslag over de indicatoren op het gebied van armoede en sociale uitsluiting aan om, naast de overeengekomen gemeenschappelijke indicatoren, verder onderzoek te verrichten rond aanvullende

indicatoren. De lidstaten kunnen de gemeenschappelijke indicatoren aanvullen met eigen ontwikkelde indicatoren. In dat kader werden diverse bijdragen geleverd om de databank van indicatoren voor België uit te breiden. We geven hier een overzicht van de conclusies van de verschillende indicatoren waarvoor een conceptuele of methodologische bijdrage werd geleverd.

3.1. Indicator inzake de band tussen het opleidingsniveau van de ouders en van hun kinderen

Opties inzake indicator

- 1) *Bereikt opleidingsniveau na afloop van de onderwijs carrière*, voor 25+ers,
- 2) *Participatie aan hoger onderwijs* (HOBU + Universiteit) van 18-23 jarigen (leeftijd waarin men normaal gesproken het hoger onderwijs doorloopt).

De voorkeur gaat uit naar de 2e optie, omdat de participatie gemakkelijker en sneller door het beleid beïnvloed kan worden dan het bereikte opleidingsniveau.

Opties inzake data

- 1) *Panel Study of Belgian Households (PSBH)*.
- 2) *International Adult Literacy Survey (IALS)*
- 3) *Arbeidskrachtentelling (AKT) van 2000*.

Voorstel

Voorgesteld wordt om voor de NAPincl 2003 één van de door Eurostat gepubliceerde cijfers op basis van de AKT te nemen. Onderstaande tabel, met het percentage mensen dat 'vroegtijdig' het onderwijs verlaten hebben, naargelang hoogste onderwijsniveau van de ouders, lijkt zeer relevant. Als men één indicator wil hebben, kan men het verschil in percent-punten nemen tussen ouders met ISCED 5-6 en die met ISCED 1-2 (dit is voor België 26-3=23). De voor- en nadelen van dit voorstel worden besproken.

3.2. Indicator inzake de totale armoederisicokloof

Er zijn twee mogelijkheden om de totale armoedekloof te berekenen, die overeen komen met twee enigszins verschillende motivaties.

- 1) *Armoederisicopercentage o.b.v individuen vermenigvuldigd met de relatieve mediane armoederisicokloof*.
- 2) *Armoederisicopercentage o.b.v. huishoudens vermenigvuldigd met de gemiddelde armoederisicokloof per huishouden (armoedelijk - beschikbaar inkomen), gedeeld door het algemeen gemiddeld inkomen over alle huishoudens*.

De totale armoedekloof is vooral interessant bij de *meting van de impact van de sociale overdrachten op het armoederisico*. In één getal geeft zij namelijk zowel weer, hoeveel individuen door de sociale overdrachten uit de armoede worden getild, als de mate van de reductie van de diepte van de armoede ('intensiteit' of 'tekort') voor de individuen die toch

nog in de armoede blijven (indicatoren I.16 en I.19). Beide definities van de armoedekloof kunnen voor dit doel gebruikt worden.

De keuze tussen beide definities van de armoedekloof ligt niet voor de hand. Definitie (1) heeft als voordeel dat zij in zekere mate aansluit bij de academische literatuur op dit punt. Definitie (2) heeft dan weer meer intuïtieve betekenis. Wellicht is definitie (1) te verkiezen, omdat zij beter aansluit bij de definities van de andere indicatoren (m.n. I.10 en I.18).

3.3. Indicator 'huurkosten in percentage van het beschikbaar inkomen'

Aanbevolen wordt om als indicator te nemen: het percentage huishoudens dat meer dan 33% van het gezinsinkomen aan huisvesting besteedt, dit evenwel enkel voor huishoudens met een laag inkomen (bijvoorbeeld: onder de mediaan). Deze indicator voldoet in belangrijke mate aan de principes voor sociale indicatoren zoals geformuleerd door Atkinson e.a. (2002). Gelet op de beschikbare gegevens en de huidige verdeling van huur en afbetalingen over de inkomensgroepen is het aangegeven en afdoende om de indicator te beperken tot huurkosten. Op langere termijn moet er evenwel naar worden gestreefd om te komen tot een indicator van woonkosten die ook (minstens) intrestbetalingen omvat. Het belangrijkste probleem betreft de data voor de berekening van de indicator. Op dit vlak is er geen voor de hand liggende oplossing. Twee opties worden besproken: PSBH/ECHP en Gezinsbudgetenquête. Er wordt aanbevolen om de Gezinsbudgetenquête te gebruiken.

3.4. Methodologische aspecten bij de berekening van een deprivatieindicator

Van bij de aanvang van de discussie over de indicatoren sociale inclusie werd de vraag behandeld of er ook een deprivatie-indicator moet worden opgenomen o.a. Atkinson e.a., (2002). Omwille van verschillende redenen werd er in de gezamenlijke lijst geen indicator opgenomen en werd er ook in de meeste NAP's geen dergelijke indicator berekend. Conceptueel-methodologische problemen liggen hier aan de grondslag, o.a. onduidelijkheid over welke items er moeten worden opgenomen, welk gewicht er aan de items moet worden gegeven, de internationale vergelijkbaarheid van dergelijke indicator en de onduidelijkheid over de interpretatie van evoluties en effecten van beleidsmaatregelen. Nochtans wordt een deprivatie-index meer en meer beschouwd als een nuttige aanvulling bij de bestaande indicatoren. Mede om deze redenen werd onderzoek verricht naar enkele methodologische aspecten bij de berekening van dergelijke deprivatie-indicator. Met name werd nagegaan wat het effect is van het gebruik van subjectieve elementen in de berekening van de indicator. De resultaten van twee berekeningswijzen werden met elkaar vergeleken: enerzijds de methode waarbij enkel het ontbreken van een bepaald comfortitem volstaat om in de indicator te worden opgenomen (1) en anderzijds de methode waarbij de respondent verklaart dat hij/zij een bepaald item niet bezit omwille van financiële redenen (2). Alhoewel er geen eenduidig antwoord werd gevonden op de vraag of het wenselijk is om subjectieve informatie te gebruiken in de

bepaling van de indicator, konden toch enkele relevante vaststellingen worden gedaan. Op de eerste plaats werd vastgesteld dat stabiliteit, wanneer twee opeenvolgende jaren worden vergeleken, er een veel grotere stabiliteit is in methode (1). Een tweede ondubbelzinnige vaststelling is dat de covariaten in methode (1) drastisch verschillen van deze in methode (2). Het is belangrijk om zich bewust te zijn van deze verschillen bij de keuze van een methode.

3.5. Hoe het inkomen te corrigeren voor de huisvestings situatie in het kader van de indicatoren voor sociale inclusie?

Uitgangspunt vormt hier het verschil in welvaart tussen huishoudens met en zonder woonkosten. Gelet op het belang van huisvesting in het gezinsbudget kan het al dan niet rekening houden hiermee een aanzienlijke impact hebben op de analyse van ongelijkheid en armoederisico's. Er bestaat een vrij algemene consensus over de noodzaak om op één of andere wijze te corrigeren voor de huisvestingssituatie. Hoe dit te doen is minder vanzelfsprekend. In een overzichtsnota wordt bondig weergegeven welke de mogelijke methoden zijn en wat de perspectieven zijn voor toepassing in de context van het Belgische NAPincl. en een databank inzake sociale inclusie. De nota beveelt aan om een methode van toegerekende huur te gebruiken waarbij deze wordt geschat op basis van de woningkenmerken en nadien wordt gecorrigeerd voor de woningkosten (opportunity cost benadering). Aangezien de methode nogal bewerkelijk is en nog enkele data-aspecten verder dienen te worden uitgezocht op basis van de SILC wordt de mogelijkheid gesuggereerd om op korte termijn een ruwe benadering toe te passen die toelaat om de gevoeligheid van de resultaten voor de al dan niet opname van de huisvesting te testen.

3.6. Verdere ontwikkelingen op het vlak van indicatoren inzake gezondheid

Twee verdere aanvullingen op het vlak van de indicatoren inzake gezondheid worden voorgesteld: een concentratie-index en een indicator op het vlak van catastrofale gezondheidsuitgaven. De concentratie-index is een indicator inzake de ongelijkheid inzake de verdeling van gezondheid. Deze indicator kan naast, of in plaats van de indicator 'Self assessed Health' gebruikt worden. Met betrekking tot deze laatste zijn immers belangrijke methodologische bezwaren. Er zijn data beschikbaar om een concentratie-index te berekenen. Een indicator inzake catastrofale gezondheidsuitgaven is minder evident omwille van het ontbreken van geschikte data.

3.7. Methodologische achtergrond bij de indicatoren van sociale inclusie

Ter documentatie van de databank werd een Robustness Assessment Report (RAR) opgesteld voor de voornaamste surveys waarop de indicatoren van sociale inclusie berekend werden. Het betreft de ECHP, de Enquête naar de arbeidskrachten, de gezondheidsenquête en de Eurobarometer. Dergelijk RAR werd voorgesteld door de Expert Group on Household Income Statistics (Canberra Group) en heeft als doel de data

van een documentatie te voorzien die toelaat om een betere inschatting te maken van de kwaliteit. De documentatie heeft voornamelijk betrekking op survey technische aspecten (survey- en steekproef design, responsratio's, ...). Daarnaast werd voor een aantal indicatoren een technische fiche ingevuld waarin o.m. de berekeningswijze, de databron, etc. werd vermeld.

3.8. Aanbevelingen inzake de opname van targets inzake sociale inclusie

De nood aan de formulering van targets werd uitgedrukt tijdens de Europese Raad van Barcelona (2002). Daarin werd het volgende gesteld: 'The European Council stresses the importance of the fight against poverty and social exclusion. Member States are invited to set targets, in their National Action Plans, for significantly reducing the number of people at risk of poverty and social exclusion by 2010'. Opdat zij hun betekenis niet zouden verliezen dient de formulering van dergelijke targets zeer zorgvuldig te gebeuren. Als voorbereiding op en ondersteuning van de formulering van targets, worden in deze nota een aantal belangrijke principiële en methodologische overwegingen weergegeven, waarbij de nadruk ligt op een eventuele target inzake de reductie van inkomensarmoede.

In een eerste sectie worden een aantal vereisten overlopen waaraan targets moeten voldoen. De tweede sectie presenteert een aantal typen van targets. In derde sectie worden de ervaringen met targets in enkele andere landen beschreven. In een vierde sectie wordt een advies geformuleerd. In dit advies wordt betwijfeld of het op het moment van het NAP 2003-2005 opportuun was om een target te formuleren in termen van een reductie van het globale armoedecijfer. Hiervoor worden verschillende soorten van argumenten gegeven. Er wordt wel aanbevolen om targets in termen van middelen (policy effort targets) te formuleren.

3.9. Sturing van de subwerkgroep inzake gezondheidsindicatoren

Het voorzitterschap van de subwerkgroep gezondheid werd waargenomen.

4. Evaluatie van de set van indicatoren van sociale inclusie

Zoals vermeld in de inleiding kadert het opzetten van een databank sociale inclusie in het Belgische NAP en de Lissabon strategie. Het is in dit kader relevant om, naast de evaluatie van de adequaatheid van de afzonderlijke indicatoren, ook de adequaatheid van de set van indicatoren in zijn geheel te evalueren. In hoeverre slaagt de set er in om de vooropgezette doelstellingen te realiseren? Naar aanleiding van het NAP incl. 2003-2005 werd de performantie van de indicatorenset geëvalueerd. Voorts werd de link tussen input en output indicatoren onderzocht. Op basis van dergelijke evaluatie kunnen aanbevelingen worden geformuleerd ter aanvulling en verbetering van de databank sociale inclusie.

4.1. Een tussentijdse evaluatie van de indicatoren in het NAPincl

In de tweede ronde van NAPs/incl. werden de lidstaten geacht om voor het eerst gebruik te maken van de indicatoren om hun analyse van de sociale situatie te onderbouwen en om vooruitgang tegenover de overeengekomen doelstellingen vast te stellen. Worden de verwachtingen ingelost in het NAPincl 2003-2005?

Deze vraag wordt negatief beantwoord in het 'joint report' van de Europese Commissie en de Raad van Europa inzake sociale inclusie (maart 2004) en in een analyse van Mabbett (2004)². De centrale vaststelling in het 'Joint Report' is dat veel landen weliswaar de indicatoren gebruiken om een min of meer uitgebreide beschrijving te geven van de situatie inzake armoede en sociale uitsluiting, maar dat die analyse nauwelijks geïntegreerd wordt in het centrale gedeelte van de NAPs, namelijk daar waar de strategie om armoede en sociale uitsluiting aan te pakken behandeld wordt.

Op het einde van de looptijd van het huidige NAP zullen we halfweg de termijn zijn die werd uitgezet in de Lissabon-strategie inzake sociale inclusie. Tegelijkertijd moeten we vaststellen dat één van de kerninstrumenten van deze strategie (tot dusver) niet werken zoals verwacht. Hoe kunnen de indicatoren verbeterd worden? In de executive summary van het Joint Report wordt veel nadruk gelegd op een uitbreiding van de statistische capaciteit:

' To ensure progress on these policy orientations and towards the overall objectives, it will be essential to strengthen the evaluation procedures by further developing indicators and other monitoring mechanisms at the national and EU-levels. In this context, it is important to continue to develop both the EU and the national statistical capacity in order to support the measurement and analysis of all key dimensions of social inclusion' (p.5).

In het verdere verloop van deze bijdrage wordt betoogd dat deze uitbreiding van de statistische capaciteit twee dimensies omvat, die beiden moeten worden versterkt, willen de indicatoren hun vooropgezette rol kunnen vervullen. Als dimensies van statistische capaciteit onderscheiden we hier globaal:

- Het aanvullen en verbeteren van de bestaande set van indicatoren
- de analyse van de indicatoren

Er wordt een systematisch overzicht gegeven van wenselijke en mogelijke aanvullingen bij de bestaande databank, waarbij een onderscheid wordt gemaakt naar de termijn waarop de aanvulling kan gebeuren, en het terrein waarop eventueel verdere ontwikkeling nodig is (conceptueel, beschikbare data,). Uit het overzicht kunnen we besluiten dat de Belgische indicatorenlijst zo goed als volledig tegemoetkomt aan de wensen van het Sociaal

² Gelet op de weinige literatuur die rond dit thema momenteel beschikbaar is wordt hier dankbaar gebruik gemaakt van deze studie. Met het oog op de correctheid naar de auteur ervan, moet erop gewezen worden dat het hier een paper voor een conferentie betreft die niet noodzakelijk de eindversie is.

Beschermingscomité. Op de meeste dimensies gaat de Belgische lijst verder dan de gemeenschappelijke EU-indicatoren. Een aantal van de resterende gebreken kunnen op korte termijn verholpen worden (bv. ongelijkheidsindex inzake gezondheid, indicatoren inzake de cumulatie van onvervulde behoeften, etc.). Andere gebreken kunnen pas via een onderzoeksprogramma op langere termijn (bv. ontwikkeling van een budgetnorm) of via het opzetten van aanvullende dataverzamelingen worden verholpen. Alhoewel voor veel van de indicatoren nog wetenschappelijk onderzoek gaande is om tot betere operationalisering te komen van de te meten fenomenen kan globaal van de huidige set van indicatoren verwacht worden dat zij in staat zijn om hun vooropgestelde doelstellingen te realiseren. Concluderend: in termen van data en indicatoren is de noodzakelijke statistische capaciteit in adequate mate aanwezig. Hieruit volgt dat de geringe impact van de indicatoren in het NAP 2003-2005 voornamelijk te wijten is aan hun (onder)benutting.

Eerder werd reeds opgemerkt dat in het Belgische NAPincl de indicatoren puur beschrijvend worden weergegeven. Het is in feit niets meer dan een tekstuele weergave van de cijfers en de tabellen, zonder afweging van het gewicht van de verschillende indicatoren, zonder conclusie inzake behoeftestructuur of evolutie. Wil men de indicatoren hun vooropgezette doelstellingen laten waarmaken dan zal er in de toekomst vooral op dit vlak een stap verder moeten worden gezet. Met name zal er in de toekomst werk moeten worden gemaakt van de ontwikkeling van statistische capaciteit inzake de analyse van de indicatoren, dit met het oog op (i) het detecteren van risicogroepen, (ii) het vaststellen van evoluties, (iii) het trekken van conclusies in functie van beleidsontwikkeling, (iiii) het detecteren van lacunes en gebreken in de indicatoren .

4.2. Over de link tussen input en output indicatoren van sociale inclusie

Deze analyse wil bijdragen tot de ontwikkeling van indicatoren voor sociale inclusie die nuttig zijn in het proces van ‘benchmarking’. Er wordt in eerste instantie een beschrijving gegeven van de verschillende onderzoekstradities: enerzijds de onderzoekstraditie die focust op de welvaartstaatarrangementen en anderzijds de traditie die vooral vertrekt van de de welvaartsuitkomsten van welvaartsstaten. Er wordt voorgesteld dat ‘modelgezin-simulaties’ kunnen bijdragen tot het overbruggen van de kloof tussen input en output indicatoren.

5. Eindproduct

Het project heeft volgende output opgeleverd:

- Een inventaris van de beschikbare data
- Een methodologische onderbouwing van de dataset sociale inclusie
- Een rapportering over de samenhang, met bijzondere aandacht voor de relaties tussen de input- en output variabelen
- Een databank sociale inclusie

III. Methodologische ondersteuning bij de aanmaak van een databank 'sociale inclusie'

1. Evaluatie van de basisdata voor de indicatoren van sociale inclusie

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

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 ongelijkheidsgraad³. 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 Eurostat⁴ (ECHP) een gans ander beeld zien. Recent echter werden nieuwe ECHP-cijfers verspreid die de goede positie van België herbevestigen. 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 Luik⁵. 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

³ Cantillon e.a., 1999.

⁴ Relatief recente publicaties waren Eurostat, 2000; Mejer, 2000; Ras e.a., 2002.

⁵ Jacobs e.a., 1991; Bawin-Legros e.a., 1996; Bauwens e.a., 1998.

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.

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)⁶ met de vroegere cijfers.

⁶ 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 Indicators⁷, 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.

⁷ <http://europa.eu.int/comm/eurostat> .

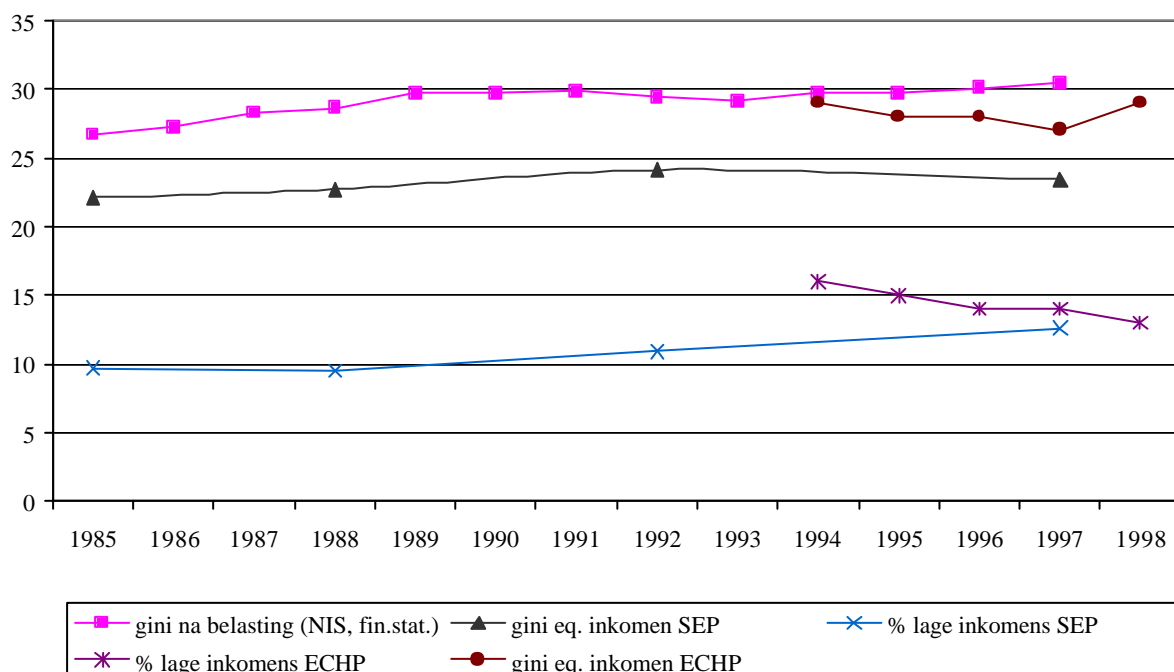
We stellen vast dat voor enkele landen zoals het Verenigd Koninkrijk, Ierland, Portugal en Frankrijk in de versie van december 2002 de evolutie over de jaren minder grillig verloopt en zelfs vrij stabiel blijft. Voor Nederland is het verschil met de vroegere versie niet zo groot, behoudens voor 1998.

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 1985-1997⁸. 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

⁸ 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.

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 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.

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 onderworpen⁹. 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.

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 bevindingen¹⁰:

- 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 bevragsingslast 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

⁹ Zie ook de eerst verspreide nota betreffende dit valideringswerk: Van Hoorebeeck e.a. (2000).

¹⁰ Voor een uitgebreide vergelijkingsstudie zie Cantillon e.a. (2003).

(wel opgave van een bepaald inkomen in de jaarbevraging, niet in de maandbevraging)
komt veel minder voor (zie Tabel 6).

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%
Invalideitsuitkering	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.

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 gehalveerd¹¹. 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

¹¹ 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.

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.

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.

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 gebruikt¹². 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

¹² Zie de website <http://www.isr.umich.edu/src/smp/ive/>.

de te imputeren inkomens¹³. Voor individuele inkomsten (zoals lonen, pensioenen) werd rekening gehouden met geslacht, opleidingsniveau, beroepspositie, sector en bedrijfs grootte. 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 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%)¹⁴. 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.

¹³ 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).

¹⁴ De percentages hebben steeds betrekking op de groep huishoudens met het betreffende inkomen.

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 laatste niet zo, dan wordt het huishoudinkomen bijgeschat op basis van de vraag naar het huidige 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 tweederde).

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 reële 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 werd¹⁵. 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, armoedelijken 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%

¹⁵ 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 de PSBH niet 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.

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.

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 SEP¹⁶. 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

¹⁶ 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)

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 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 I*, Statistics in Focus, Luxemburg, European Communities.
- Dennis, I., Guio, A.-C. (2003b), *Poverty and social exclusion in the EU after Laeken – part I*, 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.

1.2. Maandinkomen of jaarinkomen en andere meettechnische kwesties

Inleiding

Een belangrijk onderdeel van de PSBH vragenlijst vormen de vragen naar het persoonlijk en gezinsinkomen. Voor respondent en interviewer zijn dit vaak belastende vragen. Ook voor de onderzoeker is de verwerking van de inkomensinformatie vaak geen gemakkelijke taak. In dit hoofdstuk gaan we in op een aantal problemen met de meting van het inkomen; sommige hiervan zijn vrij specifiek voor de PSBH, andere zijn van algemene aard.

Het eerste onderdeel van dit hoofdstuk behandelt een aantal problemen die opduiken bij de synthese van de antwoorden op de diverse inkomensvragen tot het totaal inkomen op individueel en huishoudniveau. Het gaat hier om de non-respons op inkomensvragen, over het aantal maanden dat een inkomen wordt ontvangen, en over het inkomen van zelfstandigen.

In het tweede onderdeel vergelijken we twee inkomensmaten: het huidig maandinkomen, en het inkomen gemeten op jaarbasis. In 1992 en 1993 hadden (bijna alle) inkomensvragen in de PSBH betrekking op het inkomen in de huidige maand. Wegens de opname in de ECHP is men vanaf 1994 overgeschakelt naar meting van het inkomen in het vorige kalenderjaar. In 1994 was het vorige kalenderjaar uiteraard 1993, en dit betekent dat we voor het jaar 1993 voor de huishoudens en personen in de PSBH steekproef zowel beschikken over een meting van het huidig maandinkomen, als over een maat van het jaarinkomen. Dit maakt het mogelijk een grondige vergelijking te maken van de consistentie en validiteit van deze twee inkomensconcepten.

In het derde onderdeel tonen we de verschillen in de inkomensverdeling volgens het huidig maandinkomen, en volgens het inkomen op jaarbasis. Vervolgens gaan we in op de inconsistenties die ontstaan bij de schatting van de welvaart en armoede van personen wiens gezinssituatie wijzigt, doordat het inkomen bevroegd wordt voor het vorige jaar, terwijl de gezinssituatie wordt gemeten op het moment van bevraging. Het laatste deel bevat een samenvatting en conclusie.

1. Enkele problemen bij de inkomensmeting in de PSBH.

1.1 Non-respons

Een eerste, voor de hand liggende indicator van de kwaliteit van de inkomensmeting is de item (non-) respons. Dit wordt vastgesteld wanneer personen bevestigend antwoorden op de filtervraag naar het al dan niet ontvangen van een bepaalde inkomenscomponent, maar geen bedrag opgeven of, in het geval van jaarlijkse inkomensbevraging, ofwel het bedrag ofwel het aantal maanden waarvoor het inkomen ontvangen werd ontbreekt.

Tabel 1 toont aan dat bij de overgang van de maandelijkse inkomensbevraging naar de jaarlijkse inkomensbevraging (w2-w3), de non-respons opvallend hoger ligt voor de jaarlijkse inkomensbevraging dan voor de maandelijkse inkomensbevraging. Behalve voor loon en wedde, is deze item non-respons in de eerste plaats te wijten aan het feit dat respondenten er niet in slagen het aantal maanden op te geven waarvoor een bepaald inkomen werd ontvangen. Hoewel in latere golven de non-respons verminderd blijkt te zijn, blijft ze voor bepaalde inkomensbronnen (loon en wedde, inkomen uit zelfstandige beroepsactiviteit, ziekte- en invaliditeitsuitkering) desalniettemin hoog.

Met betrekking tot het inkomen ontvangen uit zelfstandige beroepsactiviteit dient voorts opgemerkt te worden dat de non-respons nog hoger ligt, indien er naast het bevestigende antwoord op de filtervraag ook rekening wordt gehouden met degenen die hebben opgegeven tijdens het voorgaande kalenderjaar een zelfstandige beroepsactiviteit te hebben uitgeoefend. Hieronder zal deze non-respons met betrekking tot het inkomen ontvangen uit zelfstandige beroepsactiviteit verder uitgewerkt worden.

Een mogelijke verklaring voor de vermindering van de non-respons in de latere golven vinden we terug wanneer we de resultaten van de golf uit 1998 (w7) van naderbij bekijken. In de tabel vinden we voor die golf enerzijds de resultaten terug van het panel, en anderzijds de resultaten van de bijtrekking die in dat jaar werd opgenomen. Voor bijna alle inkomensbronnen (behalve voor werkloosheidsuitkering) is de non-respons hoger voor de bijtrekking dan voor het panel. Hier lijkt sprake van een paneleffect. De respondenten uit de bestaande steekproef zijn vertrouwd geraakt met de manier van inkomensbevraging, terwijl respondenten uit de bijtrekking er nog aan moeten wennen.

Tabel 1: Non-respons voor diverse inkomensbronnen* in de maandelijkse en jaarlijkse inkomens meting, PSBH data golven 1993 (w2), 1994 (w3), 1998 (w7) en 2001 (w10).

	Maandelijks w2		Jaarlijks w3		Jaarlijks w7 (panel)**		Jaarlijks w7 (bijtrekking)**		Jaarlijks w10				
	Bedrag ontbreekt	Bedrag missing	Aantal maanden missing	Bedrag en/of aantal maanden missing	Bedrag missing	Aantal maanden missing	Bedrag en/of aantal maanden missing	Bedrag missing	Aantal maanden missing	Bedrag en/of aantal maanden missing	Bedrag missing	Aantal maanden missing	Bedrag en/of aantal maanden missing
Loon of wedde	3.8	6.6	6.2	10.3	7.2	4.5	8.0	14.5	7.3	16.1	8.5	6.2	9.6
Inkomen uit zelfstandige beroepsactiviteit	24.8	-	-	26.1/44.7**	-	-	24.9/33.4**	-	-	37.5/45.1**	-	-	42.0/45.9**
Werkloosheidsuitkering	8.2	7.1	22.7	24.8	3.6	5.4	6.4	8.3	7.6	13.8	5.3	8.2	9.9
Overlevingspensioen	19.5	8.2	28.0	29.6	10.8	9.5	15.1	7.7	2.6	9.0	9.4	9.4	12.4
Rustpensioen	14.4	6.3	27.4	29.3	6.7	6.5	10.9	15.6	2.2	16.7	6.9	7.2	10.2
Alle pensioenen****	9.9	5.9	26.9	28.5	6.5	6.6	10.8	11.7	2.1	13.1	6.5	7.0	9.6
Ziekte- en invaliditeitsuitkering	12.3	9.2	26.4	34.4	8.1	13.4	16.6	18.1	25.0	30.6	9.4	16.8	20.8

* Percentages voor groepen die bevestigend antwoorden op de filtervragen met betrekking tot de inkomensbron.

** Door onvermijdelijke uitval van huishoudens doorheen de verschillende golven werd in 1998 overgegaan tot een bijtrekking. In deze tabel zijn de cijfers met betrekking tot de non-respons voor de diverse inkomensbronnen van die golf opgesplitst voor de reeds bestaande steekproef (het panel) en de nieuwe steekproef (de bijtrekking).

*** Bij het eerste cijfer wordt enkel rekening gehouden met het bevestigend antwoord op de filtervraag naar het al dan niet ontvangen van een inkomen uit zelfstandige beroepsactiviteit; bij het tweede cijfer wordt naast de filtervraag ook nog rekening gehouden met de kalenderinformatie (of met andere woorden de vraag naar de voornaamste activiteit gedurende de maanden van het voorgaande kalenderjaar).

****Inclusief brugpensioen.

1.2 Totaal aantal maanden voor combinaties van inkomerscomponenten

Respondenten die aangaven dat zij in de loop van het vorige jaar een bepaald soort inkomen ontvingen, moesten niet alleen het 'normale' of 'gemiddelde' bedrag per maand opgeven, maar ook zeggen voor hoeveel maanden zij dit inkomen hadden ontvangen. Hoewel een kalenderjaar slechts 12 maanden telt, en dus logischerwijs ook maar een inkomen kan ontvangen worden gedurende die 12 maanden, blijkt uit onderstaande tabel dat een aantal respondenten uit golf 7 in 1997 voor meer dan 12 maanden een inkomen uit arbeid en/of een vervangingsinkomen ontvangen hebben.

Tabel 2: Totaal antal maanden arbeids- en/of vervangingsinkomen ontvangen in 1997 (w7)

n = 5242	Frequentie verdeling	Procentuele verdeling
12 maanden of minder	4968	94.8
meer dan 12 en minder dan 24 maanden	129	2.5
24 maanden	142	2.7
25 maanden of meer	3	0.1

Indien we nagaan welke inkomensbronnen de respondenten combineren die aangeven dat zij in 1997 naast een inkomen uit arbeid ook een vervangingsinkomen ontvangen hebben en dit in totaal voor meer dan 12 maanden, dan stellen we vast dat er respondenten zijn die tijdens één of meerdere maanden van het kalenderjaar 1997 inkomens gecombineerd hebben die in principe niet tegelijkertijd ontvangen kunnen worden.

Tabel 3 Combinaties van inkomensbronnen, gedurende een totaal van meer dan 12 maanden, 1997 (w7)

n = 183	Frequentie verdeling	Procentuele verdeling
loon en wachtuitkering	3	1.6
loon en werkloosheidsuitkering	87	47.5
loon en brugpensioen	5	2.7
loon en overlevingspensioen	12	6.6
loon en rustpensioen	21	11.5
loon en gewaarborgd inkomen bejaarden	1	0.5
loon en moederschapsuitkering	17	9.3

loon en ziekteuitkering	26	14.2
loon en invaliditeitsuitkering	11	6.0

Hieronder bekijken we een aantal van deze combinaties van naderbij, m.n. loon gecombineerd met een werkloosheidsuitkering, loon gecombineerd met een moederschapsuitkering, loon gecombineerd met een ziekteuitkering en tenslotte loon gecombineerd met een rustpensioen. Enerzijds gaan we na welke combinaties van maanden loon en maanden vervangingsinkomen er in 1997 voorkomen. Anderzijds bekijken we ook de voornaamste beroepsactiviteit van de betreffende respondenten.

Combinatie loon en werkloosheidsuitkering.

Tabel 4 laat zien dat meer dan de helft van de respondenten die in totaal voor meer dan 12 maanden loon en werkloosheidsuitkering ontvingen, (impliciet) zegt dat zij gedurende alle 12 maanden zowel een loon als een werkloosheidsuitkering hadden. Eén-derde geeft aan dat zij 12 maanden loon ontvingen, en daarnaast gedurende één tot drie maanden een werkloosheidsuitkering.

Tabel4: Aantal maanden loon en aantal maanden werkloosheidsuitkering die in 1997 gecombineerd worden

n = 45	Frequentie verdeling	Procentuele verdeling
12 maanden loon / 12 maanden werkloosheidsuitkering	26	29.9
11 maanden loon / 11 maanden werkloosheidsuitkering	2	2.3
10 maanden loon / 10 maanden werkloosheidsuitkering	2	2.3
12 maanden loon / 1 maand werkloosheidsuitkering	12	13.8
12 maanden loon / 2 maanden werkloosheidsuitkering	1	1.1
12 maanden loon / 3 maanden werkloosheidsuitkering	2	2.3

Een mogelijke verklaring voor de door respondenten opgegeven combinatie van 12 maanden loon met 1, 2 of 3 maand(en) werkloosheidsuitkering, is dat deze respondenten gedurende het kalenderjaar 1997 overwegend tewerkgesteld zijn geweest en zichzelf ook als zodanig hebben beschouwd, en in die zin de vragen naar het ontvangen inkomen uit arbeid ook hebben beantwoord. De vragen omtrent eventuele uitkeringen ontvangen voor werkloosheid in 1997, die later in de enquête volgen, hebben hen er dan wellicht aan herinnerd dat zij gedurende een korte periode van dat jaar werkloos zijn geweest en in die

situatie ook uitkeringen hebben ontvangen. Deze hypothese wordt bevestigd als we kijken naar de voornaamste beroepsactiviteit in 1997; de meeste van deze respondenten beschouwden zichzelf als werknemer tijdens het volledige kalenderjaar 1997.

Een andere mogelijke verklaring is dat de respondenten de vragen naar aantal maanden niet hebben begrepen in termijn van tijdsduur, maar in termen van het aantal kalendermaanden waarin ze een bepaald inkomen ontvingen. Bijvoorbeeld, iemand die op 15 februari werkloos werd, en op 15 april weer is gaan werken, zou kunnen zeggen dat zij in 11 maanden een loon verdiende (januari, februari, april, mei-december), en gedurende 3 maanden een werkloosheidsuitkering heeft genoten (februari, maart, april).

Voor de respondenten die 12, 11 of 10 maanden loon combineren met respectievelijk 12, 11 of 10 maanden werkloosheidsuitkering, kunnen we niet gewoonweg stellen dat deze respondenten een beperkte periode van werkloosheid tijdens het kalenderjaar 1997 over het hoofd hebben gezien. De meeste (18) van deze 30 respondenten gaven in 1997 voor alle 12 maanden aan dat zij werknemer waren; een kleiner aantal (8) beschouwde zichzelf steeds als werkloos.

Een eventuele verklaring voor de vastgestelde combinaties van 12, 11 of 10 maanden loon met respectievelijk 12, 11 of 10 maanden werkloosheidsuitkering, is dat deze respondenten gerechtigden zijn die een werkloosheidsuitkering binnen de regeling van de werkloosheidsverzekering mogen combineren met een inkomen uit toegelaten arbeid. Met andere woorden, we zouden deze respondenten moeten situeren binnen een speciaal tewerkstellingstatuut. Indien we de gegevens bekijken die betrekking hebben op eventuele speciale tewerkstellingsstatuten, dan stellen we echter vast dat slechts een enkeling voor 1997 opgeeft tewerkgesteld te zijn binnen een speciaal tewerkstellingsstatuut. De andere respondenten maken gewag van beaalde tewerkstelling zonder meer. Desalniettemin zijn we geneigd vast te houden aan de voorgaande verklaring. Immers, wanneer respondenten gebruik maken van de mogelijkheid om hun werkloosheidsuitkering te combineren met een inkomen uit toegestane arbeid, impliceert dit meteen ook dat de respondenten nooit een 'volwaardig' loon of een 'volwaardige' werkloosheidsuitkering zullen ontvangen. Indien we kijken naar het gemiddelde netto-maandinkomen en het gemiddelde bedrag van de werkloosheidsuitkeringen van de respondenten die 12, 11 of 10 maanden loon combineren met respectievelijk 12, 11 of 10 maanden werkloosheidsuitkering, dan stellen we vast dat deze zeker geen 'volwaardige' bedragen zijn. Meer bepaald bedraagt het gemiddelde netto-maandinkomen voor deze groep van respondenten 21352 BEF en het gemiddelde bedrag van de werkloosheidsuitkeringen 14343 BEF, tegen een gemiddeld netto-maandinkomen van 49965 BEF berekend voor de gehele groep van respondenten die een netto-maandinkomen hebben opgegeven en een gemiddeld bedrag van de

werkloosheidsuitkeringen van 21142 BEF voor de gehele groep van respondenten die een bedrag voor werkloosheidsuitkeringen hebben opgegeven.

Combinatie loon en moederschapsuitkering.

Voor deze combinatie, m.n. van loon ontvangen samen met een moederschapsuitkering, geldt dat de meeste respondenten (met een te hoog totaal aantal maanden), een klein aantal maanden moederschapsuitkering combineren met 12 maanden loon.

Tabel 5 Aantal maanden loon en aantal maanden moederschapsuitkering die in 1997 gecombineerd worden

n = 17	Frequentie verdeling	Procentuele verdeling
9 tot 11 maanden loon / 3 tot 6 maanden moederschapsuitkering	5	29
12 maanden loon / 1 - 3 maanden moederschapsuitkering	10	59
12 maanden loon / 4-8 maanden moederschapsuitkering	2	12

Ook hier blijken de meeste vrouwelijke respondenten de vragen omtrent het arbeidsinkomen beantwoord te hebben in de lijn van hun voornaamste activiteit gedurende het voorgaande kalenderjaar, waarbij ze de korte periode van moederschapsrust over het hoofd zien: 11 van de 17 geeft als voor alle 12 maanden van 1997 ‘werknemer’ als beroepsactiviteit op. De mogelijke verklaring dat respondenten de vragen beantwoorden in termen van kalendermaanden zou hier kunnen opgaan voor enkele van de anderen, temeer daar begin en einde van een moederschapsuitkering vaak niet zullen samenvallen met het begin en eind van een kalendermaand. Het kan natuurlijk ook zijn dat de respondenten zich gewoon vergist hebben in het aantal maanden dat ze een loon uit arbeid en/of moederschapsuitkering ontvangen hebben gedurende het voorgaande kalenderjaar.

Combinatie loon en ziekteuitkering.

Dezelfde vaststellingen gelden voor de combinatie loon en ziekteuitkering. Bij de vraag naar de voornaamste beroepsactiviteit in het voorgaande jaar, antwoorden de meesten (22 op 26, inclusief de 5 gevallen die zowel 12 maanden loon als 12 maanden een

ziekteuitkering ontvangen) dat zij alle 12 maanden werknemer waren. Op basis van de cijfers kunnen we niet anders dan concluderen dat sommige respondenten zich simpelweg vergist hebben in het aantal maanden dat zij een loon en/of ziekteuitkering ontvangen hebben. Anderen hebben bij het beantwoorden van de vragen naar het arbeidsinkomen dan weer hun kortstondige periode van ziekte tijdens het voorgaande kalenderjaar over het hoofd gezien. Voor degenen met een beperkt aantal maanden ziekteuitkering zou ook de verklaring dat respondenten antwoorden in termen van kalendermaanden kunnen opgaan.

Tabel 6 Aantal maanden loon en aantal maanden ziekteuitkering die in 1997 gecombineerd worden

N = 26	Frequentie verdeling	Procentuele verdeling
12 maanden loon / 1 maand ziekteuitkering	12	46
12 maanden loon / 2-5 maanden ziekteuitkering	6	23
12 maanden loon / 12 maanden ziekteuitkering	5	19
10-11 maanden loon / 3-5 maanden ziekteuitkering	2	8
2 maanden loon / 11 maanden ziekteuitkering	1	4

Combinatie loon en rustpensioen.

Personen die loon en rustpensioen combineren, hebben in 20 van de 21 beide soorten inkomens gedurende 11 of 12 maanden ontvangen. 13 van deze 20 personen vermelden als voornaamste activiteit ‘gepensioneerd’ tijdens alle 12 maanden, 6 zijn gedurende alle 12 maanden werknemer of zelfstandige, en de overige vermelden combinaties. Voor de respondenten die 11 of 12 maanden loon combineren met 12 maanden rustpensioen, is de verklaring wellicht gelegen in het feit dat deze respondenten hun rustpensioen combineren met een inkomen uit toegelaten beroepsbezigheden voor gepensioneerden.

Conclusie

Voor enkele honderden PSBH respondenten is in 1997 de som van het aantal maanden waarin zij zeggen een loon of een vervangingsuitkering te hebben ontvangen groter dan 12; een aantal zou zelfs 12 maanden een loon en daarnaast ook nog in hetzelfde jaar 12 maanden een werkloosheidsuitkering of andere vervangingsuitkering genieten. In een aantal gevallen kunnen dit reële combinaties zijn, bijvoorbeeld uit toegelaten arbeid van werklozen of gepensioneerden. In veel andere gevallen lijken deze combinaties het resultaat van vergissingen van respondenten. Bij de vraag naar het aantal maanden waarin zij vorig jaar een loon ontvingen, vergeten sommige respondenten wellicht kortstondige perioden dat zij een vervangingsuitkering genoten. Wanneer hier expliciet naar gevraagd wordt, komen deze in hun herinnering terug. Andere respondenten antwoorden wellicht in termen van het aantal kalendermaanden waarin zij een bepaald inkomen kregen, zodat bijv. een periode van 15 februari tot 15 april voor 3 maanden telt. Hoe dan ook kunnen we stellen dat sommige respondenten moeilijkheden hebben bij de opgave van het

correcte aantal maanden dat zij een bepaalde inkomensbron tijdens het voorgaande kalenderjaar ontvangen hebben. De retrospectieve manier van inkomensmeting schept met andere woorden voor de respondenten problemen om adequaat te kunnen antwoorden op de gestelde vragen. Het spreekt vanzelf dat dit tot gevolg kan hebben dat het inkomen van zulke respondenten overschat wordt.

De manier van bevraging, meer bepaald de sequentie van de vragen, werkt dit probleem wellicht nog in de hand. Nadat bevestigend wordt geantwoord op de filtervraag naar een bepaalde inkomensbron, komen vervolgens de vragen met betrekking tot die inkomensbron aan bod. Op die manier is het dus goed mogelijk dat een respondent bijvoorbeeld antwoordt dat hij 12 maanden een arbeidsinkomen heeft ontvangen, en pas later bij de vragen naar een eventuele werkloosheidsuitkering zich realiseert dat hij ook één maand die betreffende uitkering heeft ontvangen. Een oplossing zou hier eventueel kunnen zijn om eerst een kaart te tonen waarop de verschillende bronnen van inkomen worden opgenoemd, en te vragen uit welke van deze bronnen de respondent gedurende het vorige jaar inkomen heeft ontvangen, en vervolgens voor die bronnen te informeren naar het aantal maanden en het gemiddelde maandelijks bedrag. (Dit zal gemakkelijker te realiseren zijn bij bevraging met CAPI.)

1.3 Ontvangt u een loon, een inkomen uit zelfstandige arbeid of beide?

Inleiding

Wie krijgt een loon? Wie krijgt een zelfstandig inkomen? Op het eerste gezicht zijn deze vragen eenvoudig te beantwoorden. Loontrekkenden (werknemers en ambtenaren) genieten een loon; zelfstandigen krijgen een zelfstandig inkomen. Maar in de praktijk van de Panel Study of Belgian Households (PSBH)¹⁷ is dit niet altijd het geval. Uit deze cijfers blijkt dat er een kleine groep werknemers is die ook een zelfstandig inkomen ontvangt en dat er een grote groep zelfstandigen is (bijna de helft) die ook een loon ontvangt. In sommige gevallen is deze combinatie een correcte weergave van de realiteit, maar een deel van dit verschijnsel is ook te wijten aan de toevallige keuze van de respondent die geconfronteerd wordt met een inkomensbevraging die niet echt rekening houdt met zijn persoonlijke situatie. Voor de inkomensmeting bij de zelfstandigen heeft dit grote implicaties.

Dit deel is als volgt opgebouwd. Allereerst onderscheiden we op basis van de samenstelling van het inkomen drie groepen in de actieve bevolking. Eén groep ontvangt

¹⁷ We baseren ons op de gegevens uit de 10^{de} golf (uitgevoerd in 2001) van deze panelstudie. Indien nodig worden de data gecombineerd met deze uit golf 9 (uitgevoerd in 2000).

alleen een loon, een andere groep geniet alleen een zelfstandig inkomen en tenslotte is er nog een derde heterogene groep die beide ontvangt. Het is voornamelijk deze laatste groep waar we de aandacht op vestigen. We bekijken hun arbeidsstatuut: zijn het zelfstandigen of werknemers? En we vergelijken hun antwoorden over de verschillende golven heen.

Samenstelling van het inkomen

De inkomensparagraaf van de PSBH-vragenlijst maakt een onderscheid tussen een vijftal types van inkomensbronnen. Met name het inkomen uit loon, het inkomen uit zelfstandige arbeid, het inkomen uit een bijkomende beroepsactiviteit, de uitkeringen van de sociale zekerheid, en het inkomen uit financiële steun of uit kapitaal. Voor elk van deze categorieën voorziet de PSBH een zogenaamde ‘filtervraag’ (ontvangt u een inkomen uit de genoemde bron?). Antwoord de respondent ja, dan worden de bijhorende vragen gesteld. Antwoord hij nee, dan worden deze vragen overgeslagen.

Het zijn de eerste twee types van inkomensbronnen (loon en zelfstandig inkomen) waar we ons hier op concentreren. We gaan er ideaaltypisch van uit dat de actieve respondent die over een arbeidsinkomen beschikt, dit ofwel uit loon ofwel uit zelfstandig inkomen verwerft. Op basis van de twee filtervragen voor loon en zelfstandig inkomen¹⁸ kunnen we de beroepsactieve bevolking¹⁹ indelen in drie categorieën. Een eerste categorie die alleen een loon ontvangt, een tweede categorie die alleen een zelfstandig inkomen geniet en een derde categorie die zowel een loon als een zelfstandig inkomen ontvangt. Zoals we uit de volgende frequentietabel kunnen afleiden ontvangt het leeuwendeel van de respondenten alleen een loon (86%). Het zal vooral in de laatste 2 categorieën zijn, samen goed voor zo’n 14% van de actieve bevolking, dat de problemen zich stellen. De helft van de personen met een inkomen als zelfstandige zegt daarnaast ook nog een loon te ontvangen. De bedragen waar het om gaat zijn niet te verwaarlozen: het gemiddelde bedrag aan loon is hoger dan het gemiddelde van de reguliere loontrekkenden. Het inkomen uit zelfstandige arbeid is lager dan dat van de zelfstandigen zonder loon, maar vormt toch nog een aanzienlijk bedrag.

18 De filtervragen luiden respectievelijk als volgt: ‘Heeft u in de loop van 2000 een loon of wedde ontvangen voor werk of voor een betaald leercontract?’ en ‘Heeft u in 2000 een inkomen verworven uit een zelfstandige beroepsactiviteit (eigen bedrijf, vrij beroep, freelance, onderaannemer, levering van diensten of verkoop van goederen voor eigen rekening, landbouwbedrijf...)?’.

19 ‘Beroepsactieve bevolking’ definiëren we hier zeer pragmatisch als dat deel van de bevolking dat een inkomen uit loon en/of zelfstandige arbeid ontvangt. We maken hier abstractie van dat deel van de bevolking met sociale uitkeringen als enige inkomensbron.

Tabel 7: Drie categorieën in de actieve bevolking op basis van de opgegeven inkomensbronnen.

	Frequentie	Percentage	Gemiddeld bedrag
Alleen loon	2822	86,4	52865 BEF/maand netto
Alleen zelfstandig inkomen	227	6,9	900210 BEF/jaar bruto
Zelfstandig inkomen én loon	218	6,7	Loon: 67154 BEF/maand netto Zelfstandig inkomen: 588757 BEF/maand bruto*
Totaal	3267	100,0	

* Na uitsluiting van enkele extreme bedragen van meer dan 4 miljoen BEF

Laten we voor de drie categorieën ook eens nagaan wat de non-respons - ratio is op de vraag naar het bedrag van het betrokken inkomen²⁰.

Tabel 8: Non-respons van de drie groepen naar samenstelling van het inkomen.

	Absoluut aantal	Als % binnen categorie
Categorie alleen loon	238	8,4%
Categorie alleen zelfstandig inkomen	41	19,9%
Categorie loon en zelfstandig inkomen		
- alleen non-respons loon	6	2,8%
- alleen non-respons zelfstandig inkomen	97	44,5%
- non-respons op beide	3	1,4%

Ook hier situeren de problemen zich vooral in de laatste twee categorieën. Het zelfstandig inkomen heeft de hoogste non-respons. Het valt echter op dat de non-respons op de betreffende vraag in verhouding tweemaal zo groot is in de gemengde categorie dan in de categorie met alleen zelfstandig inkomen.

Hoofdstatuut van de verschillende groepen

Intuïtief zouden we denken dat diegene die een loon ontvangen het statuut van werknemer (of ambtenaar) hebben, en dat diegene die een zelfstandig inkomen hebben zelfstandigen zijn. Grotendeels is dit effectief zo. 95% van de groep die alleen loon ontvangt is werknemer. 90% van de groep met alleen een zelfstandig inkomen is zelfstandige. Maar wat met de gemengde categorie met zowel een loon als een

²⁰ Voor het inkomen uit loon spreken we van non-respons als er geen antwoord is gegeven op zowel het netto- als bruto-jaarinkomen als het netto- en bruto-maandinkomen. Voor zelfstandige arbeid spreken we van non-respons als de respondent aangeeft dat er winst gemaakt is (of 'weet niet' op deze vraag invult), maar geen winstbedrag opgeeft (al dan niet aangeduid op een benaderingsschaal). Als de respondent aangeeft dat een ander gezinslid beter geplaatst is om deze informatie te verschaffen, wordt dit niet als een non-respons gerekend.

zelfstandig inkomen? Zo'n 30% van deze groep is werknemer en ruim 60% is zelfstandige.

Tabel 9: Hoofdstatuut²¹ van de drie groepen naar samenstelling van het inkomen.

	Alleen loon	Alleen zelfstandig inkomen	Zelfstandig inkomen en loon	Totaal
Werknemer	94,6%		30,3%	83,7%
Zelfstandige	0,3%	90,7%	61,5%	10,7%
Achtereenvolgens wn en zs			5,5%	0,5%
	0,1%			
Andere hoofdactiviteit	4,2%	7,9%		4,2%
Ontbrekende gegevens	0,8%	1,3%	2,8%	1,0%
Totaal	100,0%	100,0% (N=227)	100,0% (N=218)	100,0% (N=3267)

Voor een groot deel van de *werknemers* in deze gemengde groep is het uitoefenen van een bijberoep de verklaring voor het feit dat ze zowel een loon als een zelfstandig inkomen hebben: ruim 70% van hen geeft aan een bijberoep te hebben, en in bijna 90% van deze gevallen gaat het om een bijberoep als zelfstandige²². (Volgens de opzet van de vragenlijst hadden ze dit bijkomend zelfstandig inkomen wel niet moeten opgeven bij 'inkomen uit zelfstandige arbeid', maar bij 'inkomen uit een bijkomende beroepsactiviteit'²³.)

Voor de grote groep *zelfstandigen* in de gemengde categorie is er een andere mogelijke verklaring. Als zelfstandige is het mogelijk een vennootschap op te richten (mits men beschikt over het nodige startkapitaal). Via deze vennootschap kan men zichzelf dan een

²¹ De variabele statuut is geconstrueerd op basis van de de vraag 'Gelieve voor elke maand van 2000 aan te duiden welke uw voornaamste activiteit was aan de hand van bovenstaande lijst'. Minstens 1 maand werknemer, is een werknemer. Minstens 1 maand zelfstandige, is een zelfstandige. 'Ander statuut' is iemand die onderwijs, werkloos, gepensioneerd, huishouden of andere opgeeft als voornaamste activiteit. 'Achtereenvolgens wn en zs' zijn diegene die in de loop van het jaar 2000 gewisseld zijn van statuut. Tot de categorie 'ontbrekende gegevens' behoren de respondenten die niets hebben ingevuld.

²² Het gaat hier wel om percentage van respondenten die in zowel golf 9 als 10 aanwezig waren. We werken met de gegevens van beide golven omdat de vraag naar een bijberoep betrekking heeft op de huidige toestand van de respondent. 'Huidig' is het jaar 2000 in golf 9 en 2001 in golf 10. De vragen rond het inkomen hebben echter betrekking op het voorafgaande jaar (dus respectievelijk 1999 en 2000). We moeten dus, om het over dezelfde periode (2000) te hebben, soms de inkomensantwoorden uit de 10^{de} golf combineren met de antwoorden op sommige vragen uit de 9^{de} golf.

²³ De filtervraag luidt hier: 'Heeft u in het jaar 2000 nog een inkomen verworven door een tweede beroepsactiviteit, door onregelmatig of door tijdelijk werk?'. Deze vraag komt na de vraag naar loon of zelfstandig inkomen. In die zin is de vergissing dus begrijpelijk, temeer daar de formulering van de voorafgaande vragen niet verwijst naar de hoofdactiviteit.

loon uitkeren. Tussen de verschillende socio-professionele categorieën van zelfstandigen bestaan er verschillen in de mate waarin ze zowel een loon als een zelfstandig inkomen ontvangen. Bij de groep van ondernemingsleiders, geeft 67% aan beide inkomensbronnen te ontvangen. Bij de vrije beroepen en kleine zelfstandigen is dit respectievelijk 44% en 33%. Bij de landbouwers ontvangt slechts 5% bovenop zijn zelfstandig inkomen ook een inkomen uit loon.

Als dit de volledige verklaring zou zijn en alle zelfstandigen met een vennootschap dezelfde redenering zouden volgen, was er geen enkel probleem. Zoals de volgende paragraaf aantoont is dit echter niet het geval.

Vergelijking zelfstandigen 1999-2000

In de volgende tabel vergelijken we de antwoorden van dezelfde respondenten op de twee filtervragen naar loon en zelfstandig inkomen in 1999 en 2000. We stellen als bijkomende voorwaarde dat ze in beide golven een zelfstandig statuut²⁴ hebben.

Tabel 10: Verschuiving in inkomensamenstelling van 1999 naar 2000 van de respondenten die zowel in 1999 als in 2000 zelfstandige waren.

	Alleen loon in 2000	Alleen zelfstandig inkomen in 2000	Zelfstandig inkomen en loon in 2000	Totaal
Alleen loon in 1999	50%	6,7%	32,7%	17,3%
Alleen zelfstandig inkomen in 1999	17%	71,3%	33,6%	56,1%
Zelfstandig inkomen en loon in 1999	33%	21,9%	33,6%	26,5%
	100% (N=6)	100% (N=178)	100% (N=110)	100% (N=294)

De ‘overloop’ van de ene categorie naar de andere in de loop van een jaar is bij de zelfstandigen bijzonder groot. Eén op de vijf zelfstandigen met alleen een zelfstandig inkomen in 2000, had een zelfstandig inkomen en een loon in 1999. Het is niet echt aannemelijk dat deze allemaal hun vennootschap hebben opgeheven. De minst consistente categorie is die van de zelfstandigen met een zelfstandig inkomen en loon in 2000. Slecht één derde behoorde tot dezelfde categorie in het vorige jaar. Een ander derde ontving zowel een loon als een zelfstandig inkomen, en nog een derde, en dat is wel heel merkwaardig, ontving alleen een loon in 1999. In het totaal is 43% van alle zelfstandigen van inkomenssituatie veranderd.

Hoe komt dit? Wellicht twijfelen de zelfstandigen hoe ze de PSBH-vragenlijst correct moeten invullen. Moeten zij het loon dat ze aan zichzelf uitkeren nu beschouwen als een

²⁴ Zelfstandige zoals gedefinieerd in voetnoot 5 zowel in 1999 als in 2000.

loon of niet? Sommigen doen het waarschijnlijk wel, anderen niet. En de keuze die men het ene jaar maakt, zal men niet noodzakelijk het volgende jaar consistent herhalen.

We kunnen nog op een andere manier aantonen dat de zelfstandigen worstelen met de vraag of ze nu al dan niet een loon ontvangen. Op huishoud-niveau werd gevraagd welke bronnen van inkomen het huishouden op dat ogenblik had²⁵.

Tabel 11: Loon als inkomensbron van het zelfstandig huishouden in 2000.

	Alleen loon	Alleen zelfstandig inkomen	Zelfstandig inkomen en loon	Totaal
Loon is een inkomensbron van het huishouden	75%	50,5%	53,1%	52,1%
Loon is geen inkomensbron van het huishouden	25%	49,5%	46,9%	47,9%
Totaal	100% (N=8)	100% (N=202)	100% (N=130)	100% (N=340)

Als we gaan kijken naar het huishouden van de zelfstandigen in de gemengde categorie, zien we dat in bijna de helft van de gezinnen wordt opgegeven dat loon geen inkomensbron is. En van de andere helft zijn we niet zeker dat men het ‘zelfstandige’ loon bedoelt, het kan bv. ook een loon zijn van een uit huis werkende partner. In zekere zin spreekt de informatie op individueel en op huishoud-niveau elkaar tegen. De zelfstandige weet niet goed of hij zijn aan zichzelf uitgekeerd loon als loon moet beschouwen.

De meeste belangrijke implicatie van deze vaststelling is dat de inkomensgegevens van de zelfstandigen wellicht onbetrouwbaar zijn. De waargenomen inkomensfluctuaties van 1999 naar 2000 komen naar alle waarschijnlijkheid niet overeen met de reële fluctuaties maar met de toevallige schommelingen in het antwoordgedrag van de zelfstandige die niet goed weet hoe hij de vragenlijst correct moet beantwoorden. Inspectie van de bedragen suggereerde gelukkig dat er waarschijnlijk zelden sprake is van dubbeltellingen: de personen met gemengd inkomen geven niet tweemaal dezelfde verdiensten op.

Besluit

Wie krijgt een loon? Wie krijgt een zelfstandig inkomen? De feitelijke situatie is als volgt: de werknemer krijgt altijd een loon, en een zelfstandig inkomen als hij zelfstandige is in bijberoep. De zelfstandige krijgt bijna altijd een zelfstandig inkomen, en krijgt een

²⁵ Ook hier moeten we de informatie van golf 9 combineren met deze van golf 10 (zie voetnoot 6).

loon als...hij een vennootschap heeft en de vraag op die manier en op dat moment zo begrepen heeft.

De kern van het probleem met betrekking tot de zelfstandigen ligt deels in de vragenlijst van het PSBH. Deze is niet aangepast aan de zelfstandige realiteit. De oplossing voor dit probleem ligt echter niet voor de hand. Probleem is dat de realiteit van de zelfstandigen zeer divers is. Zelfstandigen verschillen niet alleen qua juridisch en fiscaal statuut, maar ook in de mate waarin zij zelf hun boekhouding bijhouden en kennen, in de regelmaat en seizoensgebondenheid van hun inkomsten, in de mate waarin zij inkomsten in natura uit eigen zaak gebruiken, enz. Een ondernemingsleider is geen boer, en omgekeerd. Vele surveys hebben met dit probleem geworsteld, en een bevredigende oplossing is kennelijk nog niet gevonden.²⁶

²⁶ Zie bijvoorbeeld de nieuwe SILC (Survey of Income and Living Conditions). De SILC-pilot bevatte een uitgebreide en tamelijk ingewikkelde batterij vragen naar de inkomensituatie van zelfstandigen. Voor de eerste grootschalige golf van SILC heeft Eurostat deze vervangen door een veel eenvoudigere en kortere reeks van vragen.

2. Vergelijking van inkomens gemeten op maandbasis en op jaarbasis

In 1992 en 1993 hadden (bijna alle) inkomensvragen in de PSBH betrekking op het inkomen in de huidige maand. Wegens de opname in de ECHP is men vanaf 1994 overgeschakeld naar meting van het inkomen in het vorige kalenderjaar. In 1994 was het vorige jaar uiteraard 1993, en dit betekent dat we voor het jaar 1993 voor de huishoudens en personen in de PSBH steekproef zowel beschikken over een meting van het huidige maandinkomen, als over een maat voor het jaarinkomen. Dit maakt het mogelijk een grondige vergelijking te maken van de consistentie en validiteit van deze twee inkomensconcepten.

2.1 Onzichtbare non-respons

Een eerste aspect is de consistentie van de inkomensopgave. Een consistente respondent zou een inkomen dat hij opgeeft in de PSBH93-survey ook moeten opgeven in de PSBH94-golf. In de andere richting zou het in principe zo moeten zijn dat respondenten die in de PSBH94-golf verklaarden dat zij gedurende het volledige jaar 1993 een bepaald inkomen ontvingen, dit ook in de PSBH93-golf zouden moeten opgegeven hebben. De consistentie-analyse toont aan dat het risico dat een inkomen niet wordt opgegeven veel groter is in de jaar-methode. In totaal 'vergeet' ongeveer 9% van alle respondenten in 1994 een inkomen op te geven, dat zij in 1993 wel hadden opgegeven. In de andere richting 'vergeet' 2,2% een inkomen op te geven. In absolute termen zijn arbeidsinkomens en pensioenen de grootste groep 'vergeten' inkomens. Controle van het niveau van de 'vergeten' bedragen leert dat deze niet verwaarloosbaar zijn. De maandbedragen uit PSBH93 die 'vergeten' werden in PSBH94 liggen gemiddeld slechts weinig onder het algemene 1993-gemiddelde. Hetzelfde geldt voor respondenten die een bedrag opgaven in 1994 dat ook in 1993 had moeten opgegeven worden.

Tabel 12: Inconsistenties tussen gerapporteerde inkomens in de maand- en in de jaarbevraging

	Inkomen niet vermeld bij jaarbevraging, wel in maandbevraging	Inkomen niet vermeld bij maandbevraging, wel in jaarbevraging*		
	(1)	(2)	(3)	(4)
Lonen	5,2%	2,7%	1,7%	0,7%
Werkloosheids-uitkeringen	15,2%	1,5%	8,7%	0,4%
Pensioenen	13,2%	2,9%	4,7%	0,7%
Invaliditeits-uitkeringen	31,8%	1,8%	13,2%	0,4%

* Inconsistentie kan alleen worden vastgesteld als de respondent rapporteerde dat hij het inkomen gedurende alle 12 maanden van 1993 had ontvangen

(1) % van alle respondenten die inkomen vermelden in de maandbevraging

(2) % van alle respondenten.

(3) % van alle respondenten die inkomen vermelden in de jaarbevraging

(4) % van alle respondenten.

2.2 Inconsistentie in de opgegeven inkomens

In deze paragraaf onderzoeken we de consistentie van de opgegeven bedragen. Voor deze analyse gebruiken we enkel die gevallen die in beide jaren een exact arbeidsinkomen (loon/wedde) opgaven²⁷. Dit betekent dat we de nogal grote groep die geen exact bedrag gaf maar enkel een schaalantwoord, buiten de analyse laten. Het is uiteraard zo dat verschillen in de hoogte van de twee opgegeven bedragen in de twee survey-jaren niet noodzakelijk wijzen op meetfouten: het inkomen ontvangen in een specifieke maand in 1993, zoals opgegeven in PSBH93, kan hoger of lager zijn dan het 'normaal' inkomen over het ganse jaar 1993, zoals opgegeven in PSBH94. Om enig criterium te hebben om de verschillen in de hoogte van de opgegeven bedragen te evalueren vergelijken we deze resultaten met de mate van consistentie die vonden tussen het 'huidig inkomen' (d.w.z. in de huidige maand) van PSBH93 en het 'huidig inkomen' zoals opgegeven in PSBH92²⁸. A priori is onze verwachting hier dat de verschillen tussen 'huidig' en 'normaal' 1993-inkomen kleiner zijn dan deze tussen 'huidig inkomen' uit PSBH93 en PSBH92, omdat de perioden in het eerste geval immers gedeeltelijk overlappen.

Slechts 17 percent van de respondenten gaf in 1993 en 1994 exact hetzelfde bedrag op; in 30% van alle cases wijken deze bedragen meer dan 125 euro van elkaar af en in 15 percent van alle gevallen liggen de twee bedragen meer dan 250 euro uit elkaar. In andere kolommen van tabel 13 wordt de analyse vernauwd tot subgroepen waarvan verwacht wordt dat de kans op inkomensveranderingen en -fluctuaties kleiner is. Het betreft degenen die zowel in 1993 als in 1994 full-time werken en vervolgens vastbenoemde ambtenaren die in beide jaren full-time werken. Zelfs in deze laatste groep worden aanzienlijke verschillen vastgesteld: in 21 percent overschrijdt het verschil 125 euro. Gelijkaardige verschillen worden vastgesteld voor werkloosheidsuitkeringen en pensioenen (tabel 14).

De vergelijking tussen het 'huidig loon/wedde' van 1992 en 1993 resulteert in minder gevallen waar er geen verschil is. Tevens vertoont deze vergelijking meer respondenten voor wie de verschillen 500 euro en meer uit elkaar liggen. De correlatie coëfficiënten zijn evenwel zo goed als gelijk aan deze van de vergelijking PSBH93/PSBH94. Voor werkloosheidsuitkeringen, en in mindere mate voor pensioenen, is de gelijkenis tussen PSBH92 en PSBH93 ('huidig inkomen') groter dan deze tussen PSBH93 en PSBH94

²⁷ Opgemerkt weze dat voor deze subgroep, zoals voor alle personen aanwezig in beide golven, het gemiddelde en de spreiding ongeveer gelijk zijn in beide methoden

²⁸ in 1992 werd, zoals in 1993, enkel het 'huidig inkomen' gevraagd

(‘huidig inkomen’ en ‘normaal inkomen’). De Root Mean Square Error (RMSE)²⁹ toont dat ‘huidig inkomen’ uit 1993 lichtjes meer afwijkt van ‘normaal inkomen’ uit PSBH94 dan van ‘huidig inkomen’ uit PSBH92. Voor werkloosheidsuitkeringen en pensioenen bevestigt de RMSE de conclusies gebaseerd op de correlatiecoëfficiënt.

Tabel 13: Verschillen op individueel niveau in loon of salaris tussen de vraag naar ‘huidig inkomen’ en ‘normaal inkomen in 1993’.

Verschil in BEF.	Alle loontrekkenden		Alleen loontrekkenden die in beide golven voltijds werkten		Vastbenoemde en voltijds werkende ambtenaren	
	‘Huidig’ vs. ‘normaal’ inkomen in 93	‘Huidig’ 93 vs. ‘huidig’ 92 inkomen	‘Huidig’ vs. ‘normaal’ inkomen in 93	‘Huidig’ 93 vs. ‘huidig’ 92 inkomen	‘Huidig’ vs. ‘normaal’ inkomen in 93	‘Huidig’ 93 vs. ‘huidig’ 92 inkomen
0	15.7	10.5	20.1	11.6	13.1	7.1
1 - 4999	51.5	53.7	62.5	52.5	59.6	59.9
5000 – 9999	15.6	20.0	10.0	21.0	13.8	17.0
10000 - 19999	10.5	9.3	4.6	9.0	9.2	7.6
>=20000	6.7	6.5	2.8	5.9	4.3	8.5
RMSE	12796	11605	11419	10705	12135	11349
Correlatie coëfficiënt	.83	.83	.85	.84	.88	.89
Aantal	1518	1131	949	747	282	212

*alleen respondenten met exacte bedragen (geen schaalantwoorden) in beide golven

Tabel 14: Verschillen op individueel niveau in enkele uitkeringen tussen de vraag naar ‘huidig inkomen’ en ‘normaal inkomen in 1993’.

Verschil in BEF.	Werkloosheidsuitkeringen		Pensioenen	
	‘Huidig’ vs. ‘normaal’ inkomen in 93	‘Huidig’ 93 vs. ‘huidig’ 92 inkomen	‘Huidig’ vs. ‘normaal’ inkomen in 93	‘Huidig’ 93 vs. ‘huidig’ 92 inkomen
0	20.1	18.5	18.3	17.9
1 - 4999	62.5	65.6	60.3	61.9
5000 – 9999	10.0	11.7	12.1	11.9

²⁹ dit kan geïnterpreteerd worden als een maat van gemiddeld verschil

10000 - 19999	4.6	3.4	5.4	4.5
>=20000	2.8	0.7	4.0	3.8
RMSE	7565	4353	8810	7545
Correlatie coefficient	.70	.87	.84	.88
Aantal	472	410	1102	1164

2.3 Betrouwbaarheid en validiteit van de inkomens- en armoedemeting

Betrouwbaarheid van de inkomensmeting

Traditioneel wordt de kwaliteit van een meting van een bepaald kenmerk geëvalueerd in termen van betrouwbaarheid en validiteit. Betrouwbaarheid wordt daarbij gedefinieerd als stabiliteit van de meting of als de afwezigheid van 'error variance'³⁰. Indien er twee parallele metingen beschikbaar zijn van hetzelfde kenmerk dan kan de correlatiecoëfficiënt tussen de twee beschouwd worden als een schatting van de betrouwbaarheid van deze metingen. De voorwaarde voor twee metingen om parallel genoemd te worden is dat ze dezelfde 'ware score' moeten hebben en dat ze gelijke varianties moeten hebben. Onze metingen voldoen niet aan deze criteria. Huidig maandinkomen en jaarinkomen hebben per definitie niet dezelfde 'ware score' en ze hebben een verschillende variantie. Desalniettemin is het interessant om de correlatie tussen de twee te bekijken. Tussen het PSBH93 en PSBH94 equivalent gezinsinkomen stellen we een lage correlatie vast, namelijk 0.51. Tenzij we zouden veronderstellen dat het 'ware' huidig maandinkomen en het 'ware' jaarinkomen slechts in beperkte mate zouden correleren, wijzen deze lage correlaties op een eerder lage betrouwbaarheid van tenminste één van deze metingen.

³⁰ In de klassieke test-theorie wordt betrouwbaarheid formeel als volgt gedefinieerd (cf. Carmines en Zeller, 1979). Indien X de geobserveerde variabele is, T de 'ware score' van de geobserveerde variabele en e een toevalligfout, dan geldt voor de variantie V() van X:

$$V(X) = V(T + e) \quad (1)$$

$$= V(T) + 2COV(T,e) + V(e) \quad (2)$$

We veronderstellen dat de verwachte waarde van de fout nul is, en dat de correlatie tussen T en e gelijk is aan nul. Aldus kan (2) als volgt worden gereduceerd

$$V(x) = V(t)+V(e) \quad (3)$$

De betrouwbaarheid van X als een meting van T is dan als volgt gedefiniëerd:

$$R_x = V(T) / V(X) \quad (4)$$

Indien er twee parallele metingen (X1 en X2) beschikbaar zijn, kan de betrouwbaarheid worden geschat als:

$$COV(X1,X2) / SD(X1) SD(X2) \quad (8)$$

waarbij SD de standaarddeviatie is. Dit is gelijk aan de correlatiecoëfficiënt.

Validiteit van de inkomensmeting

Validiteit verwijst naar de mate waarin de empirische variabele het theoretisch concept dekt. In ons geval: dekt ons gemeten jaarinkomen het 'ware' jaarinkomen? Eén manier om de validiteit van een meting vast te stellen is de meting vergelijken met andere, gerelateerde metingen. In de literatuur wordt deze procedure 'construct validity' genoemd. Carmines and Zeller (1979) omschrijven 'construct validity' op volgende wijze:

'construct validity is concerned with the extent to which a measure relates to other measures consistent with theoretically derived hypotheses concerning the concepts that are being measured'.

In de PSBH93 golf werden gegevens verzameld over de volgende levensstandaard-indicatoren:

- het bezit van een reeks van duurzame consumptiegoederen: ijskast, wasmachine, stofzuiger, afzonderlijke diepvries, afwasmachine, droogkast, micro-golf oven, telefoon, kleuren televisie, stereo-installatie, video-recorder, pc
- of het huishouden zich een vakantie van tenminste één week, weg van huis, kan veroorloven, of niet omwille van financiële redenen
- of het huishouden in staat is om regelmatig te sparen of niet omwille van financiële redenen
- het aantal auto's
- of het huishouden in staat is om zeer moeilijk, moeilijk, eerder moeilijk, eerder gemakkelijk, gemakkelijk of zeer gemakkelijk de eindjes aan elkaar kan knopen (subjectieve inkomensevaluatie)
- of het huishouden de woning huurt of eigenaar is

Indien we veronderstellen dat deze levensstandaardindicatoren de langere termijn inkomenspositie weerspiegelen (eerder dan maandelijkse inkomensfluctuaties), dan kan verwacht worden dat zij sterker gecorreleerd zijn met het jaarinkomen dan met het huidige maandinkomen.

Over het algemeen stellen we eerder lage correlaties vast. De belangrijkste vaststelling is evenwel dat het huidige maandinkomen niet consistent lager scoort dan het jaarinkomen. Integendeel, de correlaties met de levensstandaard indicatoren zijn zo goed als identiek aan deze van het jaarinkomen zoals gemeten in PSBH94. Indien we het logaritme nemen van de twee inkomensmetingen om het effect van extremen te reduceren, dan vertoont het huidige maandinkomen zelfs consistent de hoogste validiteitscoëfficiënten. Indien onze hypothese opgaat dat het 'ware' jaarinkomen sterker zou moeten samenhangen met de

levensstandaardindicatoren, dan wijzen deze bevindingen op validiteitsproblemen voor de meting van het jaarinkomen.

Verdere analyses tonen interessante verschillen inzake de correlaties tussen diverse gezinssituaties (Tabel 16). Voor personen wiens gezinssituatie veranderde tussen 1993 en 1994 zijn de correlatiecoëfficiënten voor het jaarinkomen consistent lager dan deze voor het huidig maandinkomen. De verschillen zijn het grootst voor personen wiens huishouden gezinsleden verloor tussen 1993 en 1994. Anderzijds scoort het jaarinkomen beter voor personen die in beide jaren alleenstaande waren. Voor andere huishoudtypes, die niet van samenstelling veranderden, zijn de correlaties voor maandinkomen en jaarinkomen ongeveer even hoog.

Tabel 15: Validiteit van maand- en jaarmeting van het inkomen: correlaties met indicatoren van de levensstandaard. *

	PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)
Aantal duurzame goederen	.26 (.30)	.28 (.25)
Aantal auto's	.25 (.27)	.24 (.21)
Op vakantie kunnen gaan	.14 (.15)	.14 (.14)
Kunnen sparen	.21 (.24)	.21 (.21)
Subjectieve inkomens evaluatie	.28 (.29)	.28 (.29)
Eigenaar of huurder	.06 (.09)	.06 (.07)

* Correlaties op basis van log(inkomen) tussen haakjes

Tabel 10: Validiteit van maand- en jaarmeting van het inkomen: correlaties met indicatoren van de levensstandaard, naargelang gezinssituatie. *

	Toename in gezinsgrootte 93 - 94		Afname in gezinsgrootte 93 - 94		Alleenstaande in 93 en 94		Zelfde omvang in 93 en 94, geen alleenstaande	
	PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)	PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)	PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)	PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)
Aantal duurzame goederen	.34 (.36)	.32 (.20)	.23 (.26)	.28 (.24)	.23 (.24)	.32 (.33)	.26 (.28)	.27 (.25)
Aantal auto's	.37 (.40)	.33 (.31)	.29 (.37)	.21 (.22)	.24 (.35)	.41 (.43)	.26 (.24)	.24 (.20)
Op vakantie kunnen gaan	-.21 (-.28)	-.10 (-.05)	-.21 (-.31)	-.21 (-.17)	-.12 (-.10)	-.13 (-.14)	-.12 (-.14)	-.14 (-.14)
Kunnen sparen	-.30 (-.34)	-.16 (-.11)	-.18 (-.24)	-.19 (-.16)	-.19 (-.23)	-.26 (-.31)	-.20 (-.23)	-.20 (-.07)
Subjectieve inkomens evaluatie	.27 (.31)	.16 (.12)	.33 (.36)	.25 (.21)	.24 (.23)	.30 (.35)	.28 (.29)	.29 (.28)
Eigenaar of huurder	-.22 (-.24)	-.15 (-.11)	-.10 (-.05)	-.10 (-.08)	-.04 (-.09)	-.03 (-.06)	-.04 (-.06)	-.05 (-.07)

* Correlaties op basis van log(inkomen) tussen haakjes

Validiteit van de armoedemeting

Ht is duidelijk dat lage betrouwbaarheid en lage validiteit van de inkomensmeting kan leiden tot foutieve classificaties van respondenten als (inkomens-)arm of niet-arm. Om de armen te onderscheiden gebruiken we hier een armoedelijk gedefinieerd als 60% van het mediaan equivalent inkomen. Toevallig is het zo dat de twee inkomensmetingen (maand in PSBH93 en jaar in PSBH94) ongeveer hetzelfde mediaan equivalent inkomen opleverden, zodat ook de armoedelijk gelijk is. Toch is het percentage armen substantieel hoger in de jaarinkomen-methode (15% tegenover 10%). Ook blijkt er een geringe 'overlap' te zijn tussen de armen volgens huidig maandinkomen en de armen volgens jaarinkomen. Om de validiteit van de armoedemeting te controleren deelden we de respondenten in in vier groepen, gebaseerd op hun score op de PSBH93 en PSBH94 armoedemeting. Vervolgens vergeleken we de score op de levensstandaardindicatoren tussen de vier groepen.

Degenen die volgens beide inkomensconcepten arm zijn, hebben duidelijk de laagste levensstandaard. Interessanter is de vergelijking tussen degenen die alleen volgens maandinkomen arm zijn, en volgens jaarinkomen niet, of andersom. Huishoudens wier maandinkomen lager is dan de armoedelijk (maar het jaarinkomen niet) zijn volgens alle indicatoren slechter af dan degenen waar het jaarinkomen beneden de armoedelijk ligt (maar het maandinkomen niet). De laatsten scoren nog altijd ongunstiger op de meeste indicatoren dan de huishoudens die volgens beide inkomensconcepten niet arm zijn. Desalniettemin duiden deze resultaten op de verrassende conclusie dat de groep armen volgens het maandinkomen beter samenvalt met de groep werkelijk gedeprimeerden dan de groep armen met een jaarinkomen beneden de armoedelijk.

Twee mogelijke oorzaken voor deze situatie vinden we in tabel 12. Huishoudens van wie de armoedestatus verschilt naargelang het inkomensconcept hebben vaker dan andere een verandering in de samenstelling doorgemaakt (zie ook sectie 3.2). Onder degenen voor wie het jaarinkomen beneden de armoedelijk ligt, maar het maandinkomen niet, vinden we een vrij groot aantal gevallen die in 1994 een inkomen 'vergeten' waren te rapporteren, dat zij in 1993 wel hadden vermeld. Voor deze gevallen is het jaarinkomen waarschijnlijk in meer of mindere mate onderschat.

Tabel 17: Indicatoren van levensstandaard naargelang armoedestatus volgens maandinkomen (PSBH93) en volgens jaarinkomen (PSBH94).

	PSBH93 arm, PSBH94 arm	PSBH93 arm, PSBH94 niet arm	PSBH93 niet arm, PSBH94 arm	PSBH93 niet arm, PSBH94 niet arm
aantal duurzame goederen	7.6	8.3	9.1	9.5
% dat zich geen vakantie kan veroorloven	26.3	23.1	16.5	9.1
% dat niet regelmatig kan	58.8	43.5	35.1	19.7

sparen				
% eigenaar woning	52.7	58.1	66.7	72.2
% dat (zeer) moeilijk rondkomt	41.7	30.5	21.1	8.0
% zonder auto	25.4	8.3	4.8	4.6
Aantal gevallen	404	258	571	5290

Tabel 18: Mogelijke redenen voor verschillen tussen armoedestatus op basis van jaar- en maandinkomen.

	PSBH93 arm, PSBH94 arm	PSBH93 arm, PSBH94 niet arm	PSBH93 niet arm, PSBH94 arm	PSBH93 niet arm, PSBH94 niet arm
% verandering in samenstelling gezin	7.7	16.3	14.2	11.2
% non-respons op inkomen*	8.7	4.7	19.3	6.8

* Dat wil zeggen, huishoudens die een inkomen dat zij opgaven in 1993 niet opgaven in 1994 (zie sectie 2.1).

3. Resultaten voor meting van welvaart, armoede en ongelijkheid

3.1 Niveau en verdeling van het huishoudinkomen

Het huidige maandinkomen en het jaarinkomen leveren vrij gelijkaardige gemiddelde en mediaan inkomensniveaus op (tabel 19). De vastgestelde verschillen tussen r het jaarinkomen en het huidige maandinkomen bedragen nooit meer dan 3%.

De indicatoren met betrekking tot inkomensongelijkheid tonen duidelijke verschillen. In tegenstelling tot theoretische verwachtingen en voorgaande studies (cf. Cantillon et al., 2002), resulteert de methode van het jaarinkomen in hogere inkomensongelijkheid. De Gini-coëfficiënt voor het equivalent beschikbaar huishoudinkomen ligt 7% hoger. De p90/p10-ratio en de Theil-coëfficiënt leiden tot dezelfde conclusie. De p90/p50-ratio levert evenwel nauwelijks verschil op. Dit laatste wijst erop dat de discrepanties tussen de twee methodes zich voornamelijk situeren in de lagere inkomensregionen.

Belangrijke verschillen tussen het maandinkomen en het jaarinkomen komen aan het licht wanneer we de indicatoren met betrekking tot armoede/lage inkomens bekijken. Indien de armoedelijjn vastgelegd wordt op 60% van het mediaan equivalent huishoudinkomen, ligt het jaarlijkse armoedecijfer voor de respondenten die in beide golven aanwezig waren bijna 50% hoger dan de armoedecijfers die gebaseerd zijn op het huidige maandinkomen. Het relatieve verschil wordt zelfs groter wanneer lagere armoedenormen worden gebruikt, en omgekeerd, het wordt kleiner wanneer hogere normen worden gebruikt. Dit verwijst opnieuw naar verschillen in het onderste deel van de inkomensverdeling.

Tabel 19: Inkomensniveaus (in BEF), armoede en inkomensongelijkheid voor respondenten aanwezig in beide golven.

	Psbh93	Psbh94*
Gemiddelde		
- beschikbaar huishoudinkomen	90029	88338
- equivalent beschikbaar huishoudinkomen	47179	46442
Mediaan		
- beschikbaar huishoudinkomen	81509	79448
- equivalent beschikbaar huishoudinkomen	43214	43017
Armoede/lage inkomens**		
- 40% van het mediaan equivalent inkomen	2.3	5.1
- 50% van het mediaan equivalent inkomen	5.3	9.6
- 60% van het mediaan equivalent inkomen	10.2	14.9
- 70% van het mediaan equivalent inkomen	17.7	23.0
GINI-coëfficiënt (<i>equivalent huishoudinkomen</i>)	.260	.277
THEIL-coëfficiënt (<i>equivalent huishoudinkomen</i>)	.129	.135
P90/p10 ratio	3.03	3.43
P90/p50 ratio	1.67	1.68

* jaarinkomen/12

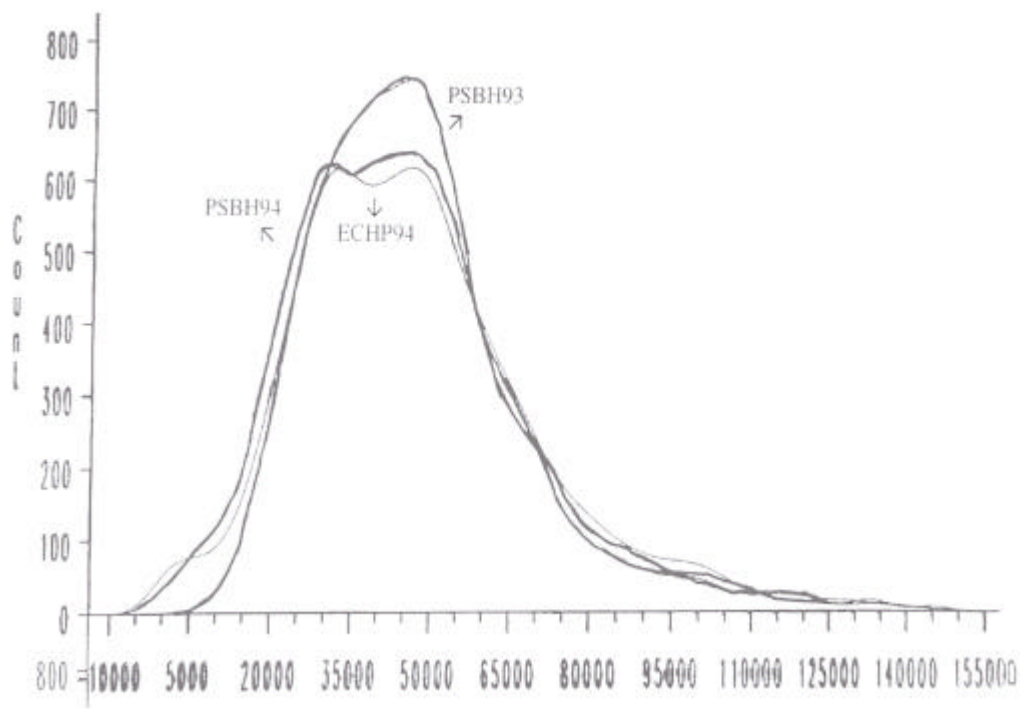
** armoedepositie van personen gebaseerd op complete 1993 c.q. 1994 bestanden

Een grafische voorstelling van de inkomensverdeling kan een duidelijker beeld schetsen van de verschillen. Kernel density analysis geeft aan dat er duidelijke verschillen bestaan met betrekking tot middelmatige en lage inkomens: de verdeling van het jaarinkomen wordt zowel gekenmerkt door meer zeer lage en middelhoge inkomens, als door een lager gelegen centrale top, d.w.z. dat minder inkomens zich in het midden van de verdeling situeren (figuur 1)³¹.

In het kader van onderzoek naar de omvang van armoede, is de vaststelling dat er meer extreem lage inkomens voorkomen volgens het jaarinkomen natuurlijk heel belangrijk. Op basis van PSBH94 bedraagt het aandeel van personen met een gestandaardiseerd jaarinkomen van minder dan 13 000 BEF (d.w.z. ongeveer 30% van de mediaan) 3,5%. In PSBH93 bedraagt dit aandeel slechts 1,5%. De overlapping tussen deze twee groepen van zeer lage inkomens is heel klein: slechts 20 respondenten. .

³¹ In figuur 1 wordt de verdeling bovenaan afgerond (op 250 000 BEF voor gestandaardiseerd inkomen en op 300 000 BEF voor beschikbaar inkomen). De vastgestelde resultaten zijn evenwel robuust en zijn eveneens van toepassing wanneer de volledige verdeling gebruikt wordt. Bovendien zijn ze onafhankelijk van de Kernel functie en de gekozen bandbreedte. Het aantal zeer hoge inkomens (> 300 000 BEF per maand) is grotendeels hetzelfde voor de drie metingen. Het aantal extreem hoge inkomens (> 500 000 BEF per maand) is ongeveer hetzelfde voor PSBH93 (n=18) en ECHP93 (n=15), maar lager voor PSBH94 (n=6).

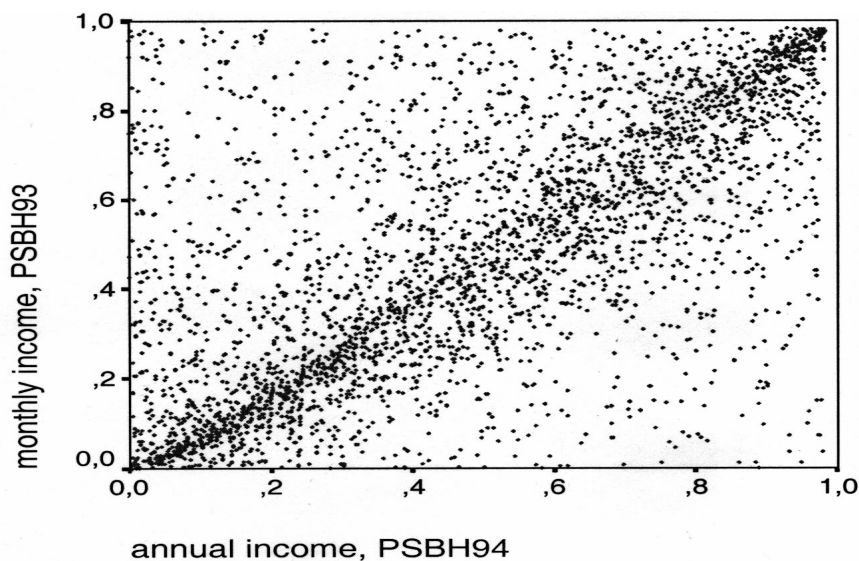
Figuur 1: Kernel Density analysis van equivalent huishoudinkomen, PSBH93, PSBH94, ECHP94 (equivalent inkomen beperkt tot 250 000 BEF).



We vergelijken verder ook de positie van personen in de inkomensverdeling volgens de verschillende methoden van inkomensmeting. Figuur 2 toont de scatter plot van de genormaliseerde rangorde¹ van individuen in de inkomensverdeling van PSBH93 en PSBH94. Indien de twee methoden dezelfde positie zouden toekennen aan elke respondent, zou iedereen zich op de 45°-lijn bevinden. Dit is niet het geval. In plaats daarvan is er veel spreiding, wat aangeeft dat de verschillende inkomensmaten vaak leiden tot heel verschillende inkomensposities. De correlatiecoëfficiënt tussen de twee rangordes bedraagt slechts 0,64. De frequentie van inconsistente rangordes is veel hoger dan volgens een studie van Böheim en Jenkins (2000), waarin jaarinkomens en huidige inkomens vergeleken werden op basis van gegevens uit de British Household Panel Study (BHPS). In die studie waren de twee inkomensvariabelen echter niet onafhankelijk van elkaar berekend, wat hier wel het geval is.

¹ Positie van een respondent in de inkomensverdeling gedeeld door het totaal aantal cases (6546).

Figuur 2: Scatter plot van genormaliseerde posities in de jaarlijkse en huidige maandelijks inkomensverdelingen, PSBH93, PSBH94.



Indien we de armoedeposities van respondenten vergelijken op basis van de maandelijks en jaarlijkse inkomensmaat (met armoedelijk gelijk aan 60% van mediaan equivalent inkomen), dan stellen we vast dat 19% van alle respondenten die in beide golven aanwezig zijn arm zijn volgens tenminste één van de metingen. Evenwel is maar 6% van hen arm volgens beide methoden.

3.2 De 'mismatch' in de tijd tussen huishoud-samenstelling en huishoud-inkomen

Een probleem bij de meting van de welvaart van huishoudens volgens de jaar-methode wordt veroorzaakt door de 'mismatch' tussen de referentieperiode die wordt gebruikt voor de inkomensmeting en deze die gebruikt wordt voor de meting van andere huishoudkenmerken, met name de samenstelling van het huishouden. Inkomen wordt, zoals reeds aangegeven, retrospectief gemeten voor het afgelopen kalenderjaar, terwijl de andere kenmerken worden gemeten zoals ze zijn op het ogenblik van de survey. In de PSBH survey bedraagt het tijdsinterval tussen de twee 4 tot 11 maanden. Atkinson et. al. (2002) wijzen erop dat dit de relatie verstoort tussen inkomen en de andere huishoudkenmerken.

Belangrijker is hier evenwel het effect van deze 'mismatch' op de vaststelling van huishoud-inkomen, welvaart (gemeten met het equivalent inkomen) en de armoedestatus. Wij illustreren het probleem aan de hand van enkele voorbeelden: David, die vorig kalenderjaar (N-1) nog student was en bij zijn ouders inwoonde,

heeft sindsdien een job gevonden en woont in survey jaar N zelfstandig. Veronderstel dat hij in het interview wordt gevraagd zijn persoonlijk inkomen voor jaar N-1 te rapporteren. In jaar N-1 werd hij evenwel financieel ondersteunt door zijn ouders en had geen eigen inkomen. In de survey zal zijn gezinsinkomen voor N-1 daarom foutievelijk nul zijn, en hij zal wellicht als extreem arm worden geclassificeerd. Nemen we het geval van zijn ouders, die in N-1 kinderbijslag en eventueel een studiebeurs ontvingen voor David. In hun geval zal hun gezinsinkomen naar boven toe vertekend zijn, zonder dat er in jaar N een kind tot het huishouden behoort. Nemen we, tenslotte, het geval van Marie, die in N-1 geen job had en het huishouden deed maar sindsdien gescheiden is, in jaar N alleen woont en een part-time job uitoefent en ook een uitkering ontvangt. Zoals in het geval van David zal in dit geval de inkomensmeting in jaar N leiden tot een foutief nul-gezinsinkomen voor N-1.

Meer algemeen geformuleerd: in survey-jaar N, wordt het huishoud-inkomen bepaald als de som van de individuele inkomens in jaar N-1 van alle personen die lid zijn van het huishouden op het moment van de survey. Deze werkwijze leidt noodzakelijk tot vertekende schattingen van het (equivalent) gezinsinkomen voor personen die een verandering in de huishoud-samenstelling hebben ondergaan. Dit is des te meer problematisch daar gebeurtenissen zoals het lid worden of verlaten van een huishouden dikwijls samengaan met veranderingen in arbeidsmarktstatus en dikwijls ook verband houden met rechten op sociale zekerheidsuitkeringen (zoals geïllustreerd door de voorbeelden). Het is nuttig twee situaties te onderscheiden. Een eerste situatie betreft huishoudens die een persoon zonder eigen inkomen ‘aanwinnen’ of ‘verliezen’. Dergelijke gebeurtenissen leiden in de jaarmethode tot foutieve equivalentiefactoren. Voor huishoudens die sinds het vorig kalenderjaar iemand bijwonnen of verloren mét een eigen inkomen leidt deze methode tot zowel foutieve equivalentiefactoren als tot foute schattingen van het huishoudinkomen.

De vraag is hoe frequent zulke fouten voorkomen, en hoe omvangrijk ze zijn. Op de eerste plaats is het nuttig op te merken dat veranderingen in de samenstelling van huishoudens geen marginaal fenomeen zijn. We stellen vast dat 14 percent van alle personen die in beide PSBH golven aanwezig zijn een dergelijke verandering meemaken tussen de twee golven. De helft hiervan wordt gevormd door personen zonder eigen inkomen die nieuw lid worden van een huishouden. Personen zonder eigen inkomen die een huishouden verlaten nemen slechts 1,2 percent voor hun rekening. In 3 percent van de gevallen betreft het een persoon met een inkomen die een huishouden verlaat en personen met een inkomen die een huishouden vervoegen nemen 1,2 percent voor hun rekening. Bijna 2 percent van de respondenten ervaart een combinatie van de hier vermelde gebeurtenissen.

Tabel 20 toont de gemiddelde en mediane beschikbare en equivalente huishoudinkomens van personen die een verandering in de huishoud-samenstelling meemaakten, waarbij de cijfers voor de huishoudens die geen verandering

meemaakten als referentie kunnen gebruikt worden. Voor deze laatste huishoudens merken we slechts kleine verschillen tussen het huidig inkomen en het jaarinkomen. Huishoudens die een lid met een eigen inkomen verliezen hebben duidelijk een lager jaarinkomen in 1993 dan volgens de huidig inkomen methode het geval zou zijn. Het gemiddeld beschikbaar jaarinkomen bedraagt hier slechts de helft van het huidig inkomen, en het gemiddeld equivalent inkomen is 15 percent tot 26 percent lager. Een gezinslid met een eigen inkomen ‘aanwinnen’ leidt tot een tegenovergesteld effect, waarbij het effect op het beschikbaar inkomen weer groter is dan op het equivalent inkomen. Het verlies van een gezinslid heeft, ietwat verrassend, een duidelijke impact op het beschikbaar inkomen, maar niet op het equivalent inkomen. De aanwinst van een gezinslid zonder eigen inkomen leidt tot een hoger beschikbaar inkomen maar, tengevolge van de grotere huishoud-omvang, tot hetzelfde niveau van equivalent inkomen. Voor afgesplitste gezinnen leiden beide methoden tot compleet verschillende resultaten. Voor deze gevallen onderschat de jaarinkomen methode in sterke mate het huishoud inkomen van het vorig kalenderjaar.

Tabel 20: Vergelijking van jaar- en maandinkomens van personen die een verandering van samenstelling van het huishouden ondervonden tussen de twee golven (alleen personen aanwezig in beide golven).

		PSBH93 (maand)	PSBH94 (jaar)
(1)	Personen zonder verandering in samenstelling huishouden (n)	4902	4809
	- beschikbaar huishoudinkomen gemiddelde	84718	89120
	mediaan	78045	81000
	- equivalent huishoudinkomen gemiddelde	46990	48591
	mediaan	43289	45000
(2)	Personen in origineel* huishouden die één of meer personen met inkomen verloren hebben (n)	165	167
	- beschikbaar huishoudinkomen gemiddelde	127102	79710
	mediaan	125925	76850
	- equivalent huishoudinkomen gemiddelde	54113	43938
	mediaan	51166	42620
(3)	Personen in origineel* huishouden die één of meer personen met inkomen verworven hebben (n)	91	97
	- beschikbaar huishoudinkomen gemiddelde	85063	114837
	mediaan	55600	100750
	- equivalent huishoudinkomen gemiddelde	50245	56150
	mediaan	37750	50833
(4)	Personen in origineel* huishouden die één of meer personen zonder inkomen verloren hebben (n)	87	89
	- beschikbaar huishoudinkomen gemiddelde	120334	85882

		mediaan	108000	76006
	- equivalent huishoudinkomen	gemiddelde	47673	47008
		mediaan	40000	46583
(5)	Personen in origineel* huishouden die één of meer personen zonder inkomen verworven hebben (n)		274	278
	- beschikbaar huishoudinkomen	gemiddelde	81555	100266
		mediaan	78500	91000
	- equivalent huishoudinkomen	gemiddelde	48198	48541
		mediaan	44390	45550
(6)	Personen in afgesplitst huishouden (n)		48	49
	- beschikbaar huishoudinkomen	gemiddelde	104088	45229
		mediaan	96650	40583
	- equivalent huishoudinkomen	gemiddelde	46811	34745
		mediaan	40333	28528

* 'Originele' huishoudens zijn huishoudens waar de referentiepersoon in beide golven dezelfde was.

** 'Afgesplitste huishoudens' worden gevormd als een individu die deel uitmaakt van het PSBH het origineel huishouden verlaat, en zelf haar/zijn eigen huishouden vormt.

In deze sectie werd vastgesteld dat de mismatch tussen de referentieperiode voor inkomen enerzijds en voor andere kenmerken anderzijds leidt tot grote vertekeningen in equivalent en, vooral, beschikbaar huishoudinkomen in die gevallen waar er een gezinsverandering is opgetreden. Het spreekt vanzelf dat deze vertekeningen problematisch zijn voor het armoede-onderzoek. Daarenboven zijn zij geconcentreerd in specifieke categorieën, bijvoorbeeld, jonge alleenstaanden en gescheiden personen. Bovendien kunnen deze meetfouten leiden tot een overschatting van transities in en uit armoede.

Conclusie

Dit hoofdstuk ging over de inkomensmeting in de PSBH. We hebben ons geconcentreerd op een aantal problemen die hierbij optreden. Hiermee willen we niet suggereren dat de kwaliteit van de inkomensinformatie in de PSBH slecht zou zijn. – er is zeker geen indicatie dat deze slechter zou zijn dan vergelijkbare surveys in andere landen die dezelfde methode van inkomensbevraging toepassen.

Centraal in deze bijdrage stond de vergelijking tussen twee manieren om het inkomen van huishoudens in enquêtes te bevragen: voor de huidige maand of voor het afgelopen kalenderjaar. Hoewel dit misschien een detail lijkt, is dit een keuze met grote implicaties. In de eerste twee golven van de PSBH werd (zoals in het Socio-Economisch Panel) het inkomen op maandbasis gemeten. Wegens de opname in de ECHP werd in 1994 overgeschakeld naar de jaarmethode, zodat we voor het jaar

1993 beschikken over inkomensgegevens volgens de twee methoden voor dezelfde huishoudens en voor dezelfde periode.

De vergelijking toont dat respondenten kennelijk meer moeite hebben met de jaarbevraging. Het geeft aanleiding tot een hogere item non-respons, vooral omdat respondenten het aantal maanden niet opgeven dat zij een bepaald inkomen het afgelopen jaar zouden hebben ontvangen. Bijkomend vermeldt een significant deel van de respondenten die in 1993 zeggen een maandbedrag voor een bepaalde inkomenscomponent te hebben ontvangen, dit inkomen in het geheel niet in 1994. Bovendien bestaan er grote verschillen tussen de antwoorden van respondenten op de vraag naar het huidig maandinkomen in 1993 en de vraag naar het normale inkomen in 1994.

Over de tijd heen is de non-respons wel gedaald onder degenen die van het begin af aan aan de PSBH deelnamen. In de bijkomende steekproef is deze opnieuw hoger, hoewel minder hoog dan in de golf van 1994. Dit duidt op een leereffect: over de jaren heen raken de geïnterviewden én de interviewers meer vertrouwd met de PSBH inkomensbevraging. Desalniettemin blijkt dat ook in latere golven sommige respondenten problemen ondervinden met de inkomensbevraging voor het afgelopen jaar. Een aantal respondenten geeft – gesommeerd over de verschillende inkomensbronnen heen – meer maanden op dan er in een jaar zijn, tot meer dan 24. Soms zijn dit wellicht reële combinaties, maar in andere gevallen zijn dit duidelijk vergissingen van respondenten.

Los van deze problemen bij de jaarbevraging van inkomens, hebben wij vastgesteld dat het voor zelfstandigen kennelijk niet altijd duidelijk is hoe zij de vragen naar het arbeidsinkomen moeten beantwoorden. Ongeveer de helft van de personen met een inkomen uit zelfstandige arbeid geeft daarnaast ook een loon of salaris op. De verklaring hiervoor is wellicht – naast bijberoepen – dat vele zelfstandigen hun onderneming hebben ondergebracht in een vennootschap, en zichzelf een loon als bedrijfsleider uitkeren. Kennelijk weten zij echter niet altijd goed waar zij dit inkomen moeten opgeven.

Terugkomend op de kwestie van het maandelijks versus jaarlijks inkomen heeft de laatste methode – los van de wijze van enquêtering – het fundamentele probleem dat inkomen retrospectief gemeten wordt voor het voorbije kalenderjaar, terwijl de meting van andere huishoudkarakteristieken geldt voor het moment van de survey. Dit leidt tot grote vervormingen in de schattingen van beschikbaar en equivalent inkomen voor een substantieel aantal huishoudens die recent een verandering in hun samenstelling hebben ondergaan.

De genoemde problemen hebben een aantal consequenties inzake de gemeten ongelijkheid en armoede. In de eerste plaats blijkt dat (tegen theoretische

verwachtingen in) het gemeten jaarlijkse huishoudinkomen ongelijker verdeeld is dan het gemeten maandinkomen. Tevens blijkt dat het percentage personen en huishoudens met een laag inkomen hoger ligt wanneer we het jaarinkomen gebruiken. Tenslotte werd vastgesteld dat het jaarinkomen niet beter correleert met andere indicatoren van levensstandaard van huishoudens dan het maandinkomen.

De resultaten in dit hoofdstuk tonen aan dat het maandinkomen het beter doet dan het jaarinkomen inzake betrouwbaarheid en validiteit. De voornaamste reden hiervoor lijkt tweeledig te zijn. In de eerste plaats stelt het verzamelen van jaarlijkse inkomensgegevens hoge eisen aan het geheugen en/of de numerieke bekwaamheid van respondenten. Zoals de Expert Group on Household Income Statistics (Canberra Group, 2001: 32) vaststelt, zullen vele inkomenscomponenten gemakkelijker en meer accuraat opgegeven worden indien de informatie enkel opgevraagd wordt voor de voorgaande week of maand. (Toch raadt deze zelfde Expert Group een referentieperiode van één jaar aan bij analyses van inkomensverdeling.) Ten tweede leidt de mismatch die bestaat tussen de referentieperiode van het huishoudinkomen (het vorige kalenderjaar) en de referentieperiode van huishoudsamenstelling (het moment van enquêtering) tot vervormde schattingen van het huishoudinkomen, equivalent inkomen en armoedepositie voor de huishoudens die recent een verandering in hun samenstelling hebben ondergaan.

Welke aanbevelingen vloeien voort uit onze bevindingen voor toekomstige inkomenssurveys? In de eerste plaats lijkt het van groot belang om respondenten en interviewers niet te zeer te belasten met veel vragen die veelal een sterke mentale inspanning vragen, over een onderwerp dat toch al gevoelig ligt. Wij zouden durven stellen dat in veel gevallen en voor vele doeleinden, de balans in het voordeel van het maandinkomen uitvalt in plaats van het jaarinkomen. Ten tweede, en complementair, zou de meting van het jaarinkomen verbeterd kunnen worden. Panels lijken in dat opzicht de beste mogelijkheden te bieden. Door informatie over verschillende golven heen met elkaar te combineren, zou minder op retrospectieve vragen gesteund hoeven worden, en zou het mogelijk zijn om de referentieperiodes van huishoudinkomen en van huishoudsamenstelling beter op elkaar af te stemmen.

2. Conceptuele en methodologische ontwikkeling en onderbouwing van indicatoren voor de databank sociale inclusie

2.1. Band tussen opleidingsniveau van de ouders en van hun kinderen

*Voorstel van Karel Van den Bosch,
Centrum voor Sociaal Beleid,
30 april 2003*

Dit voorstel sluit aan op ons eerdere voorstel.

Opties inzake indicator

- 1) *Bereikt opleidingsniveau na afloop van de onderwijscarrière*, voor 25+ers, bijv. alle volwassenen tot 65, of de 25-35 jarigen. (Om vertekening te voorkomen, kunnen we alleen leeftijdsgroepen in aanmerking nemen, waar bijna iedereen zijn/haar onderwijscarrière heeft beëindigd.) Bijv. percentage mensen met alleen een diploma lager secundair onderwijs of lager onderwijs, naargelang onderwijsniveau vader of moeder.
- 2) *Participatie aan hoger onderwijs (HOBU + Universiteit)* van 18-23 jarigen (leeftijd waarin men normaal gesproken het hoger onderwijs doorloopt).

De voorkeur gaat uit naar de 2e optie, omdat de participatie gemakkelijker en sneller door het beleid beïnvloed kan worden dan het bereikte opleidingsniveau.

Opties inzake data

- 1) *Panel Study of Belgian Households (PSBH)*. Het aantal personen 18-23 jaar is hier echter beperkt. Daarenboven is het moeilijk jonge volwassenen die het huis verlaten te blijven volgen in de panel, zodat de representativiteit van de PSBH voor zelfstandig wonende jongeren twijfelachtig is.
Voordeel: op basis van de PSBH kunnen jaar-op-jaar tijdreeksen worden berekend (vanaf 1992), die waarschijnlijk met de SILC kunnen worden voortgezet v.a. 2004.
- 2) *International Adult Literacy Survey (IALS)*. Grootschalig onderzoek met de relevante gegevens. De laatste golf was echter in 1998.
- 3) *Arbeidskrachtentelling (AKT) van 2000*. Deze enquête bij ongeveer 30.000 mensen bevatte een module over intergenerationele relaties inzake onderwijs.* Deze is echter éénmalig, en betrof mensen tussen 15 en 35 die het voltijds onderwijs al verlaten hadden. Participatie aan hoger onderwijs naargelang onderwijsniveau ouders kan dus op basis van deze gegevens niet berekend worden.

* Eurostat, 'Young people's social origin, educational attainment and labour market outcomes in Europe', *Statistics in Focus*, Theme 3, 6/2003

Voorstel

Ik stel voor om voor de NAPincl 2003 één van de door Eurostat gepubliceerde cijfers op basis van de AKT te nemen. Onderstaande tabel, met het percentage mensen dat 'vroegtijdig' het onderwijs verlaten hebben, naargelang hoogste onderwijsniveau van de ouders, lijkt zeer relevant. Als men één indicator wil hebben, kan men het verschil in percent-punten nemen tussen ouders met ISCED 5-6 en die met ISCED 1-2 (dit is voor België 26-3=23).

Voordelen: internationale vergelijkbaarheid,
robuustheid wegens grote steekproef,
reeds beschikbaar,
zeer recente gegevens.

Nadeel: Het is zeer onzeker of dit cijfer regelmatig herberekend kan worden voor volgende jaren. Dit nadeel moet echter genuanceerd worden: de intergenerationele relatie tussen onderwijsniveaus weerspiegelt zeer fundamentele en moeilijk te beïnvloeden maatschappelijke structuren en processen, en verandert daarom op zijn best zeer traag. M.a.w.: dit cijfer veroudert niet snel.

Ondertussen kunnen we voor NAPincl 2005 en volgende nagaan of op basis van de SILC (met wellicht v.a. 2004 een grotere steekproef dan de PSBH) dezelfde, of een andere indicator berekend kan worden. Op basis van de PSBH kan deze dan voor vroegere jaren bepaald worden, om zo toch over een tijdreeks v.a. 19?? te beschikken.

Table Early school leavers (ISCED 1-2) by parent highest educational attainment (in per cent)

Parents highest educational attainment									
	ISCED 1-2			ISCED 3-4			ISCED 5-6		
	Male	Female	Total	Male	Female	Total	Male	Female	Total
A	22	26	2412	14	13	12	8	10	
B	32	20	26	14	10	12	3	3	3
E	47	33	40	27	14	21	14	8	11
FIN	16	10	13	17	13	15	8	7	8
F	29	24	26	19	15	17	7	5	6
EL	24	16	20	10	5	8	(9)	.	6
HU	32	35	33	10	9	9	(4)	.	3
I	42	34	38	22	15	19	12	10	11
RO	47	47	47	14	14	14	.	.	.
S	19	18	18	13	11	12	13.10		
SI	14	(7)	10	9	(6)	8.	.	.	
SK	15	14	14	2	2	2	.	.	.

Note: percentages in brackets in the table have to be read with caution due to the small number of cases and the full stops in the table are percentages which are unreliable and therefore not reported.

Educational levels

ISCED 1-2: primary and lower secondary education.

ISCED 3-4: upper secondary and post-secondary non-tertiary education.

ISCED 5-6: tertiary education.

Bron: Eurostat, 'Young people's social origin, educational attainment and labour market outcomes in Europe', *Statistics in Focus*, Theme 3, 6/2003

2.2. Indicator I.10: Totale Armoederisicokloof

*Voorstel van Karel Van den Bosch,
Centrum voor Sociaal Beleid,
30 april 2003*

Omschrijving en motivatie

Er zijn twee mogelijkheden om de totale armoedekloof te berekenen, die overeen komen met twee enigszins verschillende motivaties.

- 1) *Armoederisicopercentage o.b.v individuen vermenigvuldigd met de relatieve mediane armoederisicokloof.*

Waar het percentage individuen in armoederisico een indicator is van het aantal mensen dat door armoede getroffen wordt, en de mediane armoederisicokloof aangeeft hoe diep deze personen zich in de armoede bevinden, is de armoedekloof volgens deze definitie een indicator van de totale omvang van de armoede: aantal x diepte. Deze armoedekloof lijkt sterk op één van de armoedeindices in de familie van armoedeindices ontworpen door Förster e.a.*.

Nadeel van deze indicator is dat het resulterende getal weinig intuïtieve zeggingskracht heeft.

- 2) *Armoederisicopercentage o.b.v. huishoudens vermenigvuldigd met de gemiddelde armoederisicokloof per huishouden (armoedelijn - beschikbaar inkomen), gedeeld door het algemeen gemiddeld inkomen over alle huishoudens.*

Dit kengetal drukt het totale inkomenstekort van alle arme huishoudens uit als percentage van de totale massa inkomens van alle huishoudens (beide in de steekproef). Daarmee is ze niet zozeer een indicator van de totale omvang van het armoederisicoprobleem, als wel van de omvang van de middelen die (theoretisch) nodig zouden zijn om de armoede op te heffen (x percent van het totale inkomen van de Belgen). Deze indicator is daardoor intuïtief beter interpreteerbaar dan de eerste.

De totale armoedekloof is vooral interessant bij de *meting van de impact van de sociale overdrachten op het armoederisico*. In één getal geeft zij namelijk zowel weer, hoeveel individuen door de sociale overdrachten uit de armoede worden getild, als de mate van de reductie van de diepte van de armoede ('intensiteit' of 'tekort') voor de individuen die toch nog in de armoede blijven (indicatoren I.16 en I.19). Beide definities van de armoedekloof kunnen voor dit doel gebruikt worden.

De keuze tussen beide definities van de armoedekloof ligt niet voor de hand. Definitie (1) heeft als voordeel dat zij in zekere mate aansluit bij de academische literatuur op dit punt. Definitie (2) heeft dan weer meer intuïtieve betekenis. Wellicht is definitie (1) te verkiezen, omdat zij beter aansluit bij de definities van de andere indicatoren (m.n. I.10 en I.18).

* Förster, J. J. Greer and E. Thorbecke (1984), "A Class of Decomposable Poverty Measures", *Econometrica*, vol. 52, no. 3, pp. 215-251. Wanneer men de coëfficiënt die de verschillende indices binnen deze familie van elkaar onderscheidt gelijk stelt aan 1, dan resulteert de armoedekloof zoals hier gedefinieerd, echter met als verschil dat de gemiddelde, i.p.v. de mediane armoedekloof wordt gebruikt.

2.3. Methodologische aspecten bij de constructie van een NAP-indicator 'huurkosten in % van het beschikbaar inkomen'

7/5/2003

Rudi Van Dam (CSB/UA)

Inleiding

Betaalbaarheid van de woning is één van de vereisten voor een adequate huisvesting (cf. o.a. UN Habitat Agenda, 2001). Er bestaat evenwel geen formele of algemeen geaccepteerde definitie van betaalbaarheid. De meest voor de hand liggende indicator is de verhouding van de uitgaven voor huisvesting tot het beschikbaar gezinsinkomen. Dergelijke indicator stelt evenwel een aantal methodologische problemen. Voor een goed begrip van de indicator is het wellicht nuttig deze even te overlopen. Het doel van deze nota is de ondersteuning van beslissingen omtrent deze indicator in het kader van de NAP2003-2005. Eerste geven we de voornaamste conclusies en aanbevelingen.

Conclusies en aanbevelingen

1. als indicator zou kunnen worden genomen: het percentage huishoudens dat meer dan 33% van het gezinsinkomen aan huisvesting besteedt, dit evenwel enkel voor huishoudens met een laag inkomen (bijvoorbeeld: onder de mediaan) . Deze indicator voldoet in belangrijke mate aan de principes voor sociale indicatoren zoals geformuleerd door Atkinson e.a. (2002):
 - hij vat de essentie van het probleem: aangenomen kan worden dat een kost/inkomen ratio van meer dan 33% voor lagere inkomens problematisch is, bovendien kan aangenomen worden dat deze indicator voor een breed publiek interpreteerbaar is
 - hij is gevoelig voor beleidsingrepen, maar ook voor andere (conjuncturele) invloeden. Wijzigingen over de tijd kunnen wellicht relatief eenvoudig geduid worden
 - de bevraging van woonkosten vormt wellicht geen zware belasting voor survey-respondenten en levert betrouwbare en valide gegevens op.
2. Gelet op de beschikbare gegevens en de huidige verdeling van huur en afbetalingen over de inkomensgroepen is het aangewezen en afdoende om de indicator te beperken tot huurkosten. Op langere termijn moet er evenwel naar worden gestreeft om te komen tot een indicator van woonkosten die ook (minstens) intrestbetalingen omvat.

3. Het belangrijkste probleem betreft de data voor de berekening van de indicator. Op dit vlak is er geen voor de hand liggende oplossing. Twee opties dienen zich aan:
- er zou kunnen nagegaan worden of een verdere bewerking van de PSBH/ECHP gegevens tot meer plausibele resultaten in het eerste deciel leidt.
Voordeel: * indien dit tot aannemelijke resultaten leidt beschikken we over een iets grotere steekproef, met hogere responscijfers
Nadeel: * deze optie vraagt relatief veel werk, het uiteindelijke resultaat is onzeker
 - * de steekproef is niet substantieel groter dan de gezinsbudgetenquête (2712 huishoudens in ECHP99)
 - * toekomstige actualiseerbaarheid ?
 - men zou ervan kunnen uitgaan dat de gezinsbudgetenquête voldoende nauwkeurig is om minstens de grote tendensen weer te geven. Deze optie zou op langere termijn gepaard moeten gaan met een doorlichting van de representativiteit van de inkomensgegevens, met bijzondere aandacht voor de uiteinden van de inkomensverdeling.
Voordeel: * actualiseerbaarheid
Nadeel: * beperkte steekproefgrootte met bijhorende statistische onzekerheid
 - * althans op korte termijn onzekerheid inzake de representativiteit

Conceptuele aspecten

Methodologische problemen ratio woonkost/gezinsinkomen

1. In principe wordt de woonkost bepaald door de prijsformatie op de huisvestingsmarkt en door de keuze van het huishouden voor een zeker niveau van kwaliteit en comfort. Een hoge woonkost is bijgevolg niet noodzakelijk problematisch. Het is in principe enkel relevant huisvestingskosten op te nemen als armoede-indicator in de mate dat deze kostenverschillen (en geen preferentieverschillen) tussen huishoudens weerspiegelen.
2. Voor huurders is de bepaling van de woonkost, althans binnen de Belgische context, relatief eenduidig. De woonkost is hier gelijk aan de huurprijs. Voor eigenaars is de situatie complexer. Voor eigenaars met afbetaling zou men onderscheid kunnen maken tussen de afbetaling van het kapitaal en de intresten, waarbij, theoretisch, enkel de intresten een kost vormen en de terugbetaling van kapitaal als sparen kan worden beschouwd. Voor alle eigenaars (met en zonder afbetaling) zou men, theoretisch, de uitgaven die gebeuren voor de instandhouding van de waarde van de woning ook als woonkosten moeten beschouwen. Ook andere kosten en belastingen verbonden aan de woning (milieuheffingen etc.) zouden (zowel voor huurders als eigenaars) tot de woonkosten kunnen worden gerekend.
3. Gegeven een adequate definitie van de 'woonkost' stelt zich de vraag naar de concrete indicator die moet worden geconstrueerd. Hier dienen zich twee opties aan: ofwel gebruikt met het gemiddelde of de mediaan van de ratio woonkost/inkomen (eventueel uitgesplitst naar relevante categorieën/inkomensgroepen), ofwel gebruikt men het percentage huishoudens/individuen dat een bepaalde drempel overschrijdt, bijvoorbeeld, het percentage dat meer dan 33% van het gezinsbudget aan huisvesting uitgeeft. Bij deze laatste indicator stelt zich bijkomend de moeilijkheid we niet over een algemeen aanvaarde 'kritische drempel' beschikken.

Overwegingen bij de conceptuele problemen

1. De huisvestingsmarkt bezit een aantal kenmerken waardoor de prijs niet altijd een afspiegeling is van de kwaliteit, bijvoorbeeld: het bestaan van sociale huisvesting, het gebrek aan transparantie, eventueel (lokale) schaarstes. Door deze factoren zal de prijs niet altijd een afspiegeling zijn van preferenties maar (gedeeltelijk) ook van exogene factoren, waarbij huishoudens de geldende prijzen moeten 'ondergaan'. Bovendien wijst onderzoek op stijgende ongelijkheden inzake betaalbaarheid van huisvesting, waarbij vooral lage inkomensgroepen geconfronteerd worden met sterk gestegen kost/inkomen ratio's. Vermoed kan worden dat dit mede veroorzaakt wordt door dergelijke exogene factoren. Deze factoren maken van de woonkost een relevante sociale indicator.
2. Er is inderdaad een belangrijk verschil tussen huur en afbetalingen en zeker wat terugbetaling van kapitaal betreft. Men kan evenwel argumenteren dat dit verschil vooral relevant is in een langer tijdsperspectief. Op korte termijn zijn woonkosten onvermijdelijk en zijn huishoudens zonder woonkosten beter af dan huishoudens met woonkosten, het weze huur of afbetalingen. Op basis van deze argumenten zou men kunnen beslissen om zowel huur als afbetalingen in beschouwing te nemen bij de berekening van de indicator. Internationaal bestaat wel de tendens om, voor de afbetalingen, enkel de intresten in rekening te brengen. Aangezien doorgaans geen afzonderlijke gegevens beschikbaar zijn over intresten en kapitaalaflossingen zal hiervoor een schatting moeten worden gemaakt, wat de berekening wel complexer maakt. Ook stelt dit hogere eisen aan de beschikbare data.
3. Het gemiddelde of de mediaan geven het globale woonkosten-niveau weer binnen de populatie of de categorie, maar geven geen zicht op de verdeling en op de omvang van het aantal problematische situaties. Het gebruik van een 'kritische drempel' als indicator is hier wel beter voor geschikt, maar deze geeft uiteraard dan weer geen globaal woonkosten-niveau weer. Binnen de doelstellingen van een NAPincl. lijkt evenwel het gebruik van dergelijke 'kritische drempel' meer aangewezen. Het niveau van dergelijke kritische drempel is arbitrair. In de internationale vakliteratuur bestaat geen eensgezindheid over een dergelijke grens.

Er kan dan ook een veelheid aan 'kritische grenzen' worden waargenomen. In de Verenigde Staten wordt een 30% 'rent-to-income ratio' als officiële betaalbaarheid maatstaf gebruikt. Dit betreft een grens inclusief de diensten en is dus een zogenaamde macro-woonquote. Groot-Brittannië heeft geen officiële grens, doch de National Federation of Housing Associations formuleert de 20%-grens als leidraad voor de micro-woonquote, dit is de 'naakte' woonkost. Frankrijk kent een aanbevolen grens van 25% (diverse auteurs in: Hallett, 1993). In Zweden wordt reeds sinds de Tweede Wereldoorlog gestreefd naar de realisatie van een micro-woonquote van 20% voor alle huishoudens en in Finland spenderen de gezinnen die een 'housing allowance' kregen nog slechts 15% van het inkomen aan wonen. Zonder overheidstussenkomst zou dit 26% zijn geweest (diverse auteurs in: Harsman & Quinley, 1991). Nederland hanteert 'normhuren'. Voor de minimuminkomens lag deze in de periode 1990-91 op 14,6% van het belastbaar inkomen en voor modale inkomens op 18,7% (Van der Schaar, 1991). In België vallen twee feitelijke normen waar te nemen. Enerzijds hanteren de banken de norm dat maximaal één derde van het inkomen aan het afbetalen van een hypothecaire lening mag worden gependeed. Anderzijds is er de grens van de sociale huisvesting die erop neerkomt dat maximaal 20% van het inkomen aan huur mag worden gependeed. In 1997 bedraagt de gemiddelde verhouding huurkost/gezinsinkomen 24%. G. Verscheure (1988), medewerker van het Planbureau, is voorstander van een aan het inkomen gerelateerde norm. Hij stelt 5% voor als kritische grens voor het laagste deciel; voor het tweede deciel legt hij die grens op 15% om deze vervolgens te laten stijgen over 23% voor bijvoorbeeld het zesde deciel naar 45% voor deciel 10. Ook in de VS wordt een gelijkaardige discussie gevoerd (Hallett, 1993). Indien het de bedoeling is om de incidentie van het aantal problematische betaalbaarheidssituaties na te gaan lijkt het aangewezen om een voldoende hoge grens te nemen. Een grens van 33% lijkt voldoende hoog en heeft als bijkomend voordeel dat hij een zekere intuïtieve validiteit heeft (één derde van het inkomen). Aangezien eenzelfde 'kritische grens' een andere betekenis heeft voor verschillende inkomensgroepen is het, in het kader van het NAP, aangewezen om ofwel uit te splitsen naar inkomensgroepen ofwel de indicator enkel te berekenen voor lage(re) inkomensgroepen. Men kan immers aannemen dat voor hoge(re) inkomens een hoge kost/inkomen ratio niet noodzakelijk problematisch is aangezien er nog

voldoende middelen overblijven om te voorzien in alle andere behoeften. Opsplitsing naar decielen leidt hierbij enerzijds tot fijnere resultaten maar heeft anderzijds als nadeel dat de aantallen waarop de indicator berekend wordt relatief klein worden (tenzij een zeer grote steekproef beschikbaar zou zijn), wat resulteert in statistische onzekerheid en moeilijk te duiden fluctuaties. Daarom is het wellicht aangewezen om de indicator enkel te berekenen voor lage inkomens, waarbij lage inkomens zouden kunnen worden gedefinieerd als: onder de mediaan of onder 2/3 van de mediaan.

Data

Eenmaal de meer conceptuele vragen opgelost zijn moet een keuze worden gemaakt inzake de data waarop de indicator wordt berekend. De databron moet representatieve gegevens bevatten voor de Belgische populatie over woonkosten en gezinsinkomens. In principe voldoen drie surveys aan deze criteria: het Sociaal –Economisch Panel (SEP), PSBH/ECHP en de Gezinsbudgetenquête. Enkel de laatste twee bieden echter perspectieven voor regelmatige actualisatie. Zowel PSBH/ECHP als Gezinsbudgetenquête stellen echter specifieke methodologische kwesties die moeten worden uitgeklaard.

PSBH/ECHP

Een eerste moeilijkheid bij deze survey betreft de referentieperiode waarop beide gegevens betrekking hebben. De PSBH/ECHP peilt enerzijds naar het inkomen van het vorig kalenderjaar (N-1) en anderzijds naar de huidige huur (moment van de enquête). Dit stelt een conceptueel probleem. Zoals hierboven reeds gesteld is het relevant huisvestingskosten op te nemen als armoedeindicator in de mate dat deze kostenverschillen (en geen preferentieverschillen) tussen huishoudens weerspiegelen. Om de mate van financiële spanning van een huishouden na te gaan moeten kosten en middelen evenwel betrekking hebben op eenzelfde periode.

Men zou twee strategieën kunnen overwegen om hiermee om te gaan. Men zou jaar N-1 als referentieperiode kunnen nemen en de huidige huur beschouwen als indicator

voor de huur in N-1 (I). Men zou ook het omgekeerde kunnen overwegen: N als referentiejaar en het inkomen van N-1 beschouwen als indicator van het huidige inkomen (II). Voor huishoudens die in N-1 en N telkens zowel hetzelfde inkomen als dezelfde huur hebben stelt er zich geen probleem, wat men ook als referentieperiode neemt het resultaat is telkens valide. In de meeste andere situaties waar de ontwikkeling van inkomen en huur van elkaar verschillen, leiden beide strategieën tot over- of onderschattingen van de ratio huur/inkomen. De impact van deze meetfouten is afhankelijk van de frequentie en distributie van inkomens- en huurprijsveranderingen. Vermoed kan worden dat deze eerder talrijk zijn. Of overdan wel onderschattingen domineren is een empirische kwestie.

Onderstaand worden de resultaten weergegeven van een dergelijk 'naïef' gebruik van de gegevens. De analyse gebeurde op het ECHP 1999-individueel bestand. Vooral de gegevens voor het laagste deciel blijken zeer problematisch te zijn. Tabel 1 geeft de globale gemiddelde woonkost weer in verhouding tot het gezinsinkomen. Volgens deze analyse bedraagt over de ganse bevolking (inclusief personen die leven in een huishouden zonder woonkosten) de ratio .19. In het eerste deciel bedraagt de ratio evenwel gemiddeld .98, wat zou betekenen dat zowat het volledige inkomen naar huisvesting gaat en voor veel van deze huishoudens zelfs meer. Indien we enkel de huurders selecteren (tabel 2) bedraagt de ratio gemiddeld .45, voor het eerste deciel bekomen we hier een ratio van 1.6. Voor eigenaars, tenslotte (tabel 3), bekomen we voor het eerste deciel een ratio van meer dan 3³². Deze laatste is evenwel gebaseerd op slechts 54 cases, wat de schatting statistisch nogal onbetrouwbaar maakt.

In de bovenstaande werkwijze werd telkens gebruik gemaakt van één survey-golf (van jaar N). Een andere strategie zou er in kunnen bestaan om gebruik te maken van het panel-karakter van PSBH/ECHP en twee golven te combineren om aldus te komen tot inkomens- en huurgegevens die betrekking hebben op dezelfde referentieperiode. Konkreet betekent dit dat de gegevens in survey-jaar N (met inkomensgegevens over N-1) worden gekoppeld aan de gegevens van survey-jaar N-1 (met huurgegevens over N-1). Onderstaand worden de resultaten weergegeven van dergelijke analyse (tabellen 4 t.e.m. 6). Hierbij werden de ECHP bestanden van golf 1998 en golf 1999

³² Hier werd de volledige afbetaling (kapitaalaflossing+intresten) in aanmerking genomen.

gekoppeld. Hierdoor hebben we voor de respondenten die in 1999 geënquêteerd werden zowel huur- als inkomensgegevens die betrekking hebben op 1998. Globaal stellen we vast dat de resultaten voor het eerste deciel minder extreem zijn dan bij vorige analyse. In vergelijking met SEP gegevens en met de gezinsbudgetenquête blijven de ratio's voor het eerste deciel evenwel nog steeds zeer hoog. Uit tabel 4 blijkt dat de woonkost (huur en volledige afbetaling) berekend over alle gezinnen (inclusief degenen zonder afbetaling) .14 bedraagt. Voor het eerste deciel is dit .50. Op basis van de SEP 1997 enquête (cf. bijlage) bedragen deze ratio's .13 (totale bevolking) en .22 (eerste deciel). Indien we de ratio enkel voor huurders berekenen bekomen we voor het eerste deciel een gemiddelde ratio van .59 (tabel 5). Op basis van SEP97 bekomen we hier .39. Op basis van de gezinsbudgetenquête wordt, enkel voor Waalse huishoudens, een gemiddelde ratio van .42 bekomen (cf nota verspreid op vergadering werkgroep 'huisvesting' van 11/4/2003)³³.

Nadere analyse van de woonkosten en inkomens van respondenten in het eerste deciel leert dat de (zeer) hoge kost/inkomen ratio's wellicht te wijten zijn aan foutieve inkomensgegevens. Zo zijn er nogal wat 0-inkomens en onplausibel lage inkomens, terwijl de woonuitgaven op het eerste zicht eerder plausibel overkomen. Dit heeft wellicht te maken met meettechnische kwesties. Met name stelt zich een probleem voor huishoudens die tussen jaar N-1 en jaar N een gezinsverandering hebben ondergaan. Voor deze huishoudens is het gezinsinkomen van N-1, en bijgevolg ook de huur/inkomen ratio, onder- of overschat³⁴.

Een voorbeeld: een man en een vrouw vormen een koppel in jaar N-1 maar scheiden en vormen dus in jaar N twee afzonderlijke huishoudens. In jaar N worden beiden apart bevraagd over hun N-1 inkomen. Indien de vrouw in jaar N-1 thuiswerkend was en dus geen eigen inkomen had, zal dat in de enquête van jaar N leiden tot een nul-gezinsinkomen voor N-1.

Binnen een panel-context kan de meetfout in het N-1 gezinsinkomen voor deze situaties in een aantal gevallen worden gecorrigeerd. Dit vraagt echter, gezien het grote aantal mogelijke situaties, veel werk, en dit werd tot dusver nog niet uitgevoerd.

³³ Hierbij weze opgemerkt dat in deze berekening naast huur ook 'charges' werden opgenomen

³⁴ Zie hierover Cantillon, B., Van Dam, R., Van den Bosch, K., Van Hoorebeeck, B., 'The impact of the reference period on measures of household income from surveys', CSB-Berichten, Universiteit Antwerpen, maart 2003.

Het grootste probleem bij deze strategie is wellicht de bruikbaarheid op langere termijn, gelet op het feit dat de opvolger van de ECHP, de SILC, geen of slechts in beperkte mate, een panel-opzet zal hebben.

Een tweede type probleem betreft het feit dat het beschikbaar gezinsinkomen in PSBH/ECHP wordt gemeten op jaarbasis en de huuruitgaven op maandbasis. Vermenigvuldigen van de huuruitgaven (*12) lijkt hier de enige mogelijke oplossing. Voor de raming van de gemiddelde huur/inkomen ratio moet dan verondersteld worden dat kostenstijgingen en –dalingen (tengevolge van huurprijsaanpassingen en verhuisbewegingen) elkaar uitvlakken en, indien men wil vergelijken tussen verschillende categorieën, willekeurig gespreid zijn over de populatie. Deze assumpties zijn niet evident.

Tenslotte dient te worden opgemerkt dat de PSBH/ECHP voor eigenaars met afbetalingskosten geen gegevens bevat over looptijd en aanvang van de lening, hetgeen een adequate schatting van intrestafbetalingen sterk bemoeilijkt.

Tabel 1: Gemiddelde ratio woonkost (huur+volledige afbetaling)/gezinsinkomen, volledige steekproef (inclusief huishoudens zonder afbetaling), ECHP 1999

inkomensdeciel	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.98	662
2	.11	697
3	.12	696
4	.11	698
5	.13	696
6	.12	698
7	.10	697
8	.09	697
9	.08	696
10	.07	697
totaal	.19	6935

Tabel 2: Gemiddelde ratio huur/gezinsinkomen, enkel huishoudens met huurkosten, ECHP1999

inkomensdeciel	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	1.60	274
2	.21	240
3	.19	224
4	.18	167
5	.16	140
6	.14	105
7	.12	95
8	.11	50
9	.11	51
10	.09	60
totaal	.45	1408

Tabel 3: Gemiddelde ratio afbetaling(intrest+kapitaalaflossingen)/gezinsinkomen, enkel huishoudens met afbetalingskosten, ECHP 1999

inkomensdeciel	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	3.88	54
2	.29	95
3	.21	184
4	.20	221
5	.20	325
6	.18	365
7	.16	365
8	.14	418
9	.13	425
10	.11	411
totaal	.23	2861

Tabel 4: Gemiddelde ratio woonkost (huur+volledige afbetaling)/gezinsinkomen, volledige steekproef (inclusief huishoudens zonder afbetaling), ECHP 1999-1998

inkomensdeciel	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.50	662
2	.11	697
3	.12	696
4	.09	698
5	.11	696
6	.10	698
7	.10	697
8	.09	697
9	.09	696
10	.07	697
totaal	.14	6935

Tabel 5: Gemiddelde ratio huur/gezinsinkomen, enkel huishoudens met huurkosten, ECHP1999-1998

inkomensdeciël	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.59	259
2	.22	223
3	.19	203
4	.17	163
5	.14	154
6	.14	102
7	.15	97
8	.13	51
9	.12	57
10	.10	62
totaal	.24	1360

Tabel 6: Gemiddelde ratio afbetaling(intrest+kapitaalaflossingen)/gezinsinkomen, enkel huishoudens met afbetalingskosten, ECHP 1999-1998

inkomensdeciël	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	3.9	45
2	.27	100
3	.22	198
4	.20	189
5	.19	304
6	.17	347
7	.16	388
8	.14	412
9	.13	443
10	.11	406
totaal	.22	2831

Gezinsbudgetenquête

Een belangrijk probleem van de gezinsbudgetenquête is de lage respons. Voor de survey van 1997/1998 werden initieel 11500 gezinnen gecontacteerd, daarvan begonnen uiteindelijk 3345 gezinnen aan de enquête. Hiervan werden uiteindelijk slechts 2213 huishoudens weerhouden voor het definitieve gegevensbestand, wat neerkomt op een responspercentage van 19%. Zelfs rekening houdende met het feit dat responspercentages op enquêtes in België doorgaans lager liggen dan in de meeste andere landen, is dit extreem laag en ver beneden de internationale kwaliteitsnormen voor inkomenssurveys. Hier tegenover staat dat door het steekproefdesign (trekking uit de labour force survey) een vrij gedetailleerde weging mogelijk is, waardoor eventuele non-respons bias kan worden gecorrigeerd. Uiteindelijk blijft, gegeven deze situatie, de representativiteit van de gezinsbudgetenquête op het vlak van inkomen een aan te tonen kwestie.

Een uitgebreide doorlichting van de budgetenquête 95/96 werd uitgevoerd door Vermeulen (z.d.). Een vergelijking van inkomens uit de budgetenquête, PSBH95 en SEP92 leidt hier tot genuanceerde conclusies. Er zijn duidelijke en statistisch significante verschillen tussen budgetenquête en PSBH95 (oa.PSBH vertoont duidelijk lagere percentielgrenzen voor de percentielen onder de mediaan). Er zijn gelijkaardige verschillen tussen budgetenquête en SEP, maar hier zijn de verschillen minder significant in statistisch opzicht. De auteur besluit dat de gezinsbudgetenquête globaal niet uit de toon valt vergeleken met de andere surveys. Er moet evenwel een belangrijk voorbehoud worden gemaakt bij de resultaten van deze studie aangezien er aanzienlijke verschillen zijn tussen de inkomensvariabelen die voor de drie bestanden werden gebruikt. Het is moeilijk in te schatten welk effect het gebruik van zo identiek mogelijke inkomensvariabelen zou hebben op de vergelijking.

In het kader van deze nota werden ook enkele gegevens opgevraagd bij het NIS (gemiddeld gezinsinkomen per inkomensdeciël, gemiddelde huur per inkomensdeciël). Deze gegevens tonen eveneens verschillen met ECHP en SEP gegevens, vooral voor lagere decielen, maar mogelijk spelen ook hier definitieverschillen een rol. Een gefundeerde uitspraak hierover veronderstelt een uitgebreidere studie.

literatuur

Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E., Nolan, B., *Social Indicators. The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, 2002

De Decker, P., De huisvestingsval klapt dicht! Over wat huishoudens over houden na het betalen van hun woonkosten en wat de overheid daaraan doet. In: *Ruimte en Planning*, JG., nr. 2/2002

Van Dam R., Geurts, V., Pannecoucke, I., Housing tenure, housing costs and poverty in Flanders (Belgium), *Journal of Housing and the Built Environment* 18: 1-23, 2003

Van den Bosch, K., Van Dam R., Woonkosten en de meting van inkomensarmoede in: Vranken, J., Geldof, D., Van Menxel, G., Van Ouytsel, J., *Armoede en sociale uitsluiting jaarboek 2001*, p121-133, ACCO, 2001

Vermeulen, F., *Een doorlichting van het huishoudbudgetonderzoek van 1995-'96*, Centrum voor Economische Studieën, KULeuven, zonder datum

Bijlage: Analyses op basis van de SEP survey 1997 (huishoudens)

Tabel 1: Gemiddelde ratio woonkost (huur+volledige afbetaling)/gezinsinkomen, volledige steekproef (inclusief huishoudens zonder afbetaling)

inkomensdeciël	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.22	460
2	.14	463
3	.14	463
4	.12	462
5	.12	465
6	.12	462
7	.13	463
8	.11	464
9	.10	463
10	.07	463
totaal	.13	4629

Tabel 2: Gemiddelde ratio huur/gezinsinkomen, enkel huishoudens met huurkosten

inkomensdeciël	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.39	221
2	.29	200
3	.26	202
4	.24	166
5	.21	143
6	.19	118
7	.20	101
8	.15	75
9	.14	79
10	.12	39
totaal	.25	1345

Tabel 3: Gemiddelde ratio afbetaling(intrest+kapitaalaflossingen)/gezinsinkomen, enkel huishoudens met afbetalingskosten

inkomensdeciël	Gemiddelde ratio woonkost/gezinsinkomen	N
1	.95	18
2	.32	18
3	.29	40
4	.24	64
5	.22	114
6	.20	169
7	.20	193
8	.18	217
9	.15	220
10	.12	231
totaal	.19	1282

2.4. Methodologische aspecten bij de berekening van een deprivatie-indicator

**MEASURING DEPRIVATION IN THE EU: TO USE OR NOT TO USE SUBJECTIVE
INFORMATION.**

Karel VAN DEN BOSCH

*Paper Prepared for the 28th General Conference of
The International Association for Research in Income and Wealth
Cork, Ireland, August 22 – 28, 2004*

Introduction

Measures of poverty can be divided into direct and indirect ones (Ringgen, 1988). Indirect measures use a resources-to-needs ratio to identify the poor. Direct measures try to capture the concrete circumstances in which people live. While there is a long tradition in indirect poverty measurement, interest in direct measures is more recent. As the European Community Household Panel (ECHP) data have become available, which include a range of direct indicators of living circumstances, more research has been devoted to this topic, in particular in a series of papers by Whelan and collaborators (Layte et al., 2000, 2001; Whelan et al., 2001, 2003).

Direct measures of poverty are usually built up from a number of indicators, which measure whether people enjoy or do not enjoy a range of goods, services and activities. It has long been recognized that different tastes are a problem for such direct measures. For example, some people may not have a car, even though they are perfectly able to afford one, because they prefer to use public transport. For this reason, usually only the enforced absence of an item due to lack of resources is regarded as a deprivation. In the original study by Mack and Lansley (1985), this is established by asking first, whether the respondent has or does not have the item, and, second, if not, whether this was due to inability to afford the item.

This approach ensures that instances of non-possession where the person does not feel any need for the item are not counted as non-possession, but there are also some dangers. First, in order to maintain their self-respect, or due to the psychological phenomenon known as 'sour grapes', persons who cannot afford an item may not want to admit this to an interviewer, or may come to actually believe that they do not want the item. Secondly, a similar mechanism may also work in the opposite direction: as people acquire more possessions, they may start to feel they 'need' goods and services, for which they previously had no particular desire. This phenomenon of 'preference drift' has been extensively documented and studied in the field of expressed income needs (Kapteyn, 1977; Van Praag, 1993; Van den Bosch, 2001). Thirdly, while the measurement of possession/availability can be assumed to be rather reliable, the answers to the follow-up question about inability to afford could be affected by measurement error.

Clearly, if the dangers just mentioned are empirically real and important, they would make measures of deprivation used in a number of studies based on the ECHP less valid than researchers would want or hope. Moreover, respondent behavior may differ across countries, which use different languages, and which may have divergent norms and attitudes about the expression of wants and needs. Strengmann-Kuhn (2004) has shown that using the Subjective Poverty Line, which is based on a subjective question

about minimum income needs, leads to very high poverty rates in Spain, Greece, Italy and Portugal, which are clearly unrealistic.

This paper is about the question: does using subjective information on whether non-possession/availability is due to inability to afford, improves empirical measures of deprivation, or rather, renders them less valid. It can therefore be read as a comment on the work of Layte, Whelan et al. Measures of deprivation constructed in the usual way, where the absence of an item is counted as deprivation only if it is due to inability to afford the item, will be compared with alternative measures which are based on non-possession/non-availability without any further qualification. For ease of expression, in the remainder of the paper the first approach will be called *subjective*, while the second one, for one of a better term, will be denoted as *objective*. Moreover, if people lack an item and say they cannot afford it, this will be described as a *want*, as distinguished from the simple *lack* or *non-possession* of a good, service or activity.

The paper is structured as follows. In the next section, I will present the data used, as well as some descriptive results. In the third section, I will compare characteristics of households in 'subjective' and 'objective' deprivation. The fourth section presents indicative results on the presence of a preference effect in expressed 'wants'. Section five looks at the stability of 'wants' and non-possession over time. Section six concludes.

Data

I use data from the European Community Household Panel (ECHP), wave 6 (1999). However, the follow-up question about inability to afford was not asked in the surveys in Germany, Sweden and the UK (as in those countries, ECHP data are derived from previously existing panel-surveys). Luxembourg was also excluded, because of its small size. In wave 6 in the remaining countries, the Mack and Lansley format with the follow-up question was used for 8 items:

- a car or a van
- a colour TV
- a video recorder
- a microwave oven
- a dishwasher
- a telephone
- a second home
- a home computer
- a second home

However, as in many countries rather few households own the last two items, I excluded them from the analysis, leaving the first six items. (In this I follow Layte et

al., 2001. They use six further items, where the leading question was asked as follows: “There are some things many people cannot afford even if they would like them. Can I just check whether your household can afford these if you want them.” This format does not allow establishing whether people actually have or do the items, and therefore those items were not useful for my analysis.)

Descriptive data about the frequency of wants for and non-possession of the six items are presented in Table 1. There is a clear dividing line between the northern and continental European countries on the one hand (Finland, Denmark, Netherlands, Belgium, France and Austria) and the southern countries Portugal, Greece and Spain on the other hand, with Italy and Ireland occupying a somewhat intermediate position. In the former group of countries, possession rates of most items are high, and a large majority of those who do not have an item, say this is not because they cannot afford it. The percentage ‘wants’ remains nearly always below 10 percent, and is more often than not below 5 percent. In the southern countries on the other hand, a large proportion of households say they cannot afford articles such as a dishwasher, a micro-wave oven, a video-recorder or a car or van. Possession rates for colour-tv and a telephone seem to have very nearly reached their satiation level everywhere, except in Portugal. The Irish results resemble those of the northern and continental countries for some items (video-recorder, micro-wave oven), but are more like the southern countries for others (car or van, dishwasher, also telephone).

Figure 1 shows the percentage distribution of households according to the number of items they lack. Even in the northern and continental countries, only about a quarter to one-third of all households have all the items. On the other hand, only about 10 percent lack four or more items, and hardly any lack five or six. In Greece and Portugal, by contrast, about 30 percent of households lack four or more items, and particularly in Portugal, a significant group lacks even five or six items. In Italy and Spain about 17 percent do not have four or more items. Somewhat surprisingly, the distribution in Ireland resembles strongly those of the continental and northern countries, except that there are slightly more households lacking five or six items.

Figure 2, showing the percentage distribution of households according to the number of items they ‘want’, presents a rather different picture. In the northern and continental countries, 80 percent or more do not ‘want’ any of the items, and of the remaining group, few want more than one item. In Spain, Greece and especially Portugal, substantial numbers of households ‘want’ several of the items. The distributions in Ireland and Italy are in between, and are also very similar, which is somewhat remarkable, as figure 1 shows big differences in the distribution of non-possession. (Looking at table 1, this seems mainly due to the micro-wave oven, which is much more often present in Irish households than in Italian ones. Yet the proportion of households who say they ‘want’ it, is higher in Italy.)

Characteristics of households in subjective and objective deprivation

In this section I compare subjective and objective (as defined above) measures of deprivation.

I use two approaches to construct measures of deprivation on the basis of the items listed. In the first one, I simply count the number of items lacking or wanted, respectively, and regard households that lack four or more, or want two or more, respectively, as being in deprivation. The choice of thresholds of four, resp. two items is of course largely arbitrary, but, considering the distributions shown in Figures 1 and 2, not unreasonable. This approach might be described as an absolute one, as it does not take into account differences in living standards, or in customary consumption patterns between countries. It might be said to have the advantage of transparency.

In the second approach, following Whelan et al. (2001), I weight each item by the proportion of households possessing that item in each country. Thus, deprivation is measured relative to prevailing consumption patterns in each country. The threshold for the subjective measure (weighted number of wants) is the same in all countries, and has been set at such a level that the overall percentage in deprivation across all country samples is the same (or as near so as the data permit) as the overall percentage of households below the 60 percent income poverty line. The threshold for the objective measure (weighted number of items lacking) varies across countries, and has been set at such a level that the number of households in 'objective' deprivation is as close as the data permit to the percentage in 'subjective' deprivation.

Tables 2 and 3 show the overlap of these measures with other indicators of (a low) standard of living. Presumably, a higher degree of overlap indicates that the measure used has better validity. (In sociological and psychological research, this method of checking validity is often called 'construct validity'.) These indicators used are:

- total household income (expressed as a percentage of median household income in each country).
- equivalent household income, using the modified OECD equivalence scale, with weights 1 for the first adult, 0.5 for other adults, and 0.3 for children, i.e. persons below 16 (expressed as a percentage of median equivalent household income in each country).
- income poverty at 60%, i.e. equivalent household income is below 60 percent of median equivalent household income in country sample.
- income poverty at 50%, i.e. equivalent household income is below 50 percent of median equivalent household income in country sample.
- Number of items household respondent says it 'cannot afford', of the following list: keeping home adequately warm; paying for a week's annual holiday away from home; replacing worn-out furniture; buying new, rather than second-hand, clothes;

eating meat, chicken or fish every second day, if wanted; having friends or family for drink/dinner once a month.

- Inability to pay for a week's annual holiday away from home.

In Table 2, which presents results for the first approach, countries are ordered by the percentage of households in deprivation following the subjective approach (wanting 2 or more items). It can be seen (last column) that on aggregate across the samples used here, the proportion of households lacking 4 items, is fairly close to the proportion wanting 2 items, but within countries, these two percentages often differ considerably, somewhat hampering the comparison between the two groups. Total household income (third column) is always lower among those lacking 4 items, than among those wanting 2, (except in the Netherlands); in Ireland, Austria and all southern countries the difference is quite large. The results for equivalent income vary across countries. Equivalent income is higher among those lacking 4 items than for households wanting 2 items in the Netherlands, France, Finland and Belgium. On the other hand, the reverse is true in Denmark, Ireland, Austria, Portugal and Greece. (In Spain and Italy the difference is negligible.) Equivalent income is generally regarded as a better indicator of a household's real living standard than total household income. On the other hand, most of the items in the set used here are durables where economies of scale within the household are probably large. Therefore, total household income may be a better measure of the purchasing power of the household as regards these items than equivalent income.

The comparisons between the proportions in income poverty lead to the same conclusions as those for equivalent income. (Not very surprising, as the former are of course based on the latter.) In the northern and continental countries and also in Spain, households lacking 4 or more items generally include fewer items in the list of items they 'cannot afford', compared to households wanting 2 or more items, and they are also less likely not being able to afford a holiday. In the southern countries Portugal and Greece, and in Austria, the reverse is the case. Of course, these items are also subjective in nature, even using the same language as the follow-up question for the items in our measures of deprivation. Therefore, comparisons using these items are probably biased in favour of the 'subjective' measure of deprivation.

The deprivation measures used for Table 3 have been constructed in such a way that the proportions in deprivation are close together, enabling perhaps a more valid comparison. For a few countries, this reverses the results, compared to those in Table 2. In Finland, households in objective deprivation are now clearly worse off on the income-based indicators than households in subjective deprivation. The same is true for Italy, though less clear-cut. For the other countries, the results of Table 2 and Table 3 generally go in the same direction.

What is the economic and social situation of households who find themselves in 'objective' and 'subjective' deprivation? This information in itself does not tell us much about the validity of these measures, but it is important to be aware of the consequences of using one or the other. Table 4 shows the proportions in 'objective' and 'subjective' deprivation by labour market status, household type and by education of the reference person of the household. (For clarity of the table, only results for the main categories of labour market status and household type are shown, viz. employee, unemployed, and retired; and single elderly person, couple where both partners are non-elderly, and couple with one or more children.) Here I have only used the weighted deprivation measure.

The results as regards labor market status are remarkable consistent across countries. Among employees, 'objective' deprivation is somewhat less common than 'subjective' deprivation. When the reference person is unemployed, 'objective' deprivation is much lower than 'subjective' deprivation. For retired households the reverse is true. The only exception is Italy, where more retirees are in 'objective' deprivation than find themselves in 'subjective' deprivation.

Very dramatic differences are registered for all countries (again with the partial exception of Italy) for single elderly persons. In many countries, more than half of these households are in 'objective' deprivation, while 'subjective' deprivation rates generally do not exceed the average rates, or only by a little. An important reason for these differences lies in car ownership: few elderly persons own a car, but the number who want one is also limited (not tabulated). Opposite results are registered for couples with children. (Similar results not shown in Table 4 were obtained for single parents.) While the percentage in 'subjective' deprivation is already below average in all countries, the number of couples with children in 'subjective' deprivation is far lower again, approaching zero in some countries. Evidently, an important reason for this is that many of the durables in the list of items on which the deprivation measures are based, have rather large economies of scale, boosting possession of these items among larger families.

Contrasts in the risk of deprivation by education level are generally sharper when the 'objective' measure of deprivation is used, compared to results with the 'subjective' measure, mainly because the percentage in 'objective' deprivation among those with ISCED level 0 to 2 is higher than the percentage in 'subjective' deprivation. Exceptions are again Italy, and also France and Portugal. These differences are probably to some extent age-related, as in many countries the older generations have lower levels of education than the younger cohorts.

Whelan et al. (2003, p. 22), also using the ECHP data, find that "consistent persistence, and more generally persistent deprivation, appears to be more socially structured than income persistence". The results reported here seem to give rise to an

important caveat regarding this conclusion, as the structure that is found depends to a large extent on the choice of deprivation measure. It would be hard to say whether 'objective' deprivation is more or less structured than 'subjective' deprivation, but these measures of deprivation are undoubtedly *differently* structured.

Is there a preference effect in measured 'wants'?

As mentioned in the introduction, deprivation measures based on 'wants' may perform less well than hoped due to the 'preference effect' (the more you have, the more you want). Also, one possible reason for the differences between countries reported in the previous section is that the preference effect may not be equally important in all countries. Figure 3 gives some indications on this point. It shows how many 'wants' households have, by number of possessions. Of course, as the number of possessions of a household increases, the number of 'wants' falls off, simply because there is a smaller number of items to want left. Therefore, I have plotted the *proportion* of non-possession items that are wanted. Intuitively, in the absence of a preference effect one would expect this proportion to become smaller when households acquire more possessions, as they would tend to satisfy 'wants' before availing them of other possessions.

However, only for Spain, France, Belgium and The Netherlands do we observe a (somewhat) downward sloping curve; for the other countries, there is no downward trend. For some of the northern and continental countries (including Italy), an important reason for this is that even households who have only 1 or 2 of the items, 'want' only about 1 of the remaining items, thus limiting the scope for a further reduction of the proportion of 'wanted' items. But also in Portugal and Greece, where households on average 'want' several items, we do not observe a downward sloping curve.

Of course, the preference effect may not be the only interpretation for these findings. Heterogeneity of preferences might be another. Some households may have truly greater needs than others, consequently having several possessions and still wanting more. In particular, many of the items under consideration have large economies of scale, and therefore are in a sense more useful for large families than for single persons. In order to control for this source of heterogeneity of preferences, I have regressed the proportion of wants on the number of possessions and on a set of dummy variables representing household types (single elderly person, single non-elderly person, one-parent family, elderly couple, non-elderly couple, couple with children, other). The results in Table 5 partially confirm the hypothesis. The fourth column shows the coefficient estimates for number of possessions when the household dummies are included in the model, and these are generally somewhat

lower, indicating a steeper downward sloping curve, than the coefficient estimates in the second column, where the dummies are not included. The effect of including the household dummies on the coefficient estimate for number of possessions is relatively large in Ireland, Greece and Portugal. Nevertheless, even in those countries, the absolute size of the estimates remains limited, indicating that after controlling for heterogeneity of preferences (in an admittedly rather rudimentary way), the proportion of 'wanted' items does not fall off strongly as the number of possessions increases.

Whatever the merits of the analysis reported in table 5, it does not provide an explanation for the differences between countries found in tables 2 and 3. One would expect the 'subjective' deprivation measures to perform better in countries where the 'wants' are more concentrated among households with few possessions, and therefore in countries where the proportion of 'wanted' items falls off faster as the number of possessions increases. However, a cursory comparison of tables 2 and 3 with table 5 shows that that is not the case. (The degree of concentration of 'wants' among households with few possessions is of course also influenced by the distribution of number of possessions across households. When most households have most of the items, most 'wants' will occur with households who already have many items, even if the proportion of 'wanted' items falls off strongly as the number of possessions increases. This mechanism would lead one to expect that the 'subjective' deprivation measures would perform worse in the 'richer' northern and continental countries than in the 'poorer' southern ones. However, tables 2 and 3 show that rather the opposite is true.)

Longitudinal results

As noted in the introduction, the expression of 'wants', being subjective, may be much more prone to error than the reporting of non-possession. An interesting way to check this is to examine changes in these variables between waves of the ECHP. I therefore have looked at the transitions in the number of non-possession, as well as in the number of 'wants' between subsequent waves in the ECHP from wave 2 up to wave 6. (As Finland joined the ECHP only in 1997, the analysis is limited to waves 4 to 6 for this country.) As changes in household composition due to divorce, widowhood or marriage etc. may have an important impact on a household's possessions, I have selected only 'stable' households, that is households where no person had moved in, or out, or had died since the previous wave. This selection reduces the number of households by about 11 percent, with a maximum of 20 percent, compared to the total number in any country/wave set. Below in this section, I will refer to the earliest wave in any comparison as 'year 1', and the next wave as 'year 2'.

Table 6 shows that, aggregating across countries as well as waves, 90 percent of those who had all items in any year 1, still have them in the next year 2. When one or more items are lacking, the number of non-possession does not change for two-thirds to three-quarters of all households. A large majority of the remaining households have acquired one extra possession. Interestingly, an increase in the number of non-possession is much less common than a reduction (among 'stable' households). Few households gain or lose two or more possessions between two subsequent years.

Table 7, which is similar to Table 6, except that it is about changes in the number of 'wants', presents quite a different picture. 88 percent of households who had no 'wants' in year 1 still have none in year 2. However, when there were one or more 'wants', change, and in particular a reduction in the number of 'wants' is far more likely than stability. Only slightly more than one-third of all households express the same number of 'wants' in year 1 and year 2, and many households enjoy reductions in the number of 'wants' of two items or more. (Again, improvements are much more common than increases in the number of 'wants'.) A surprisingly large number of households make the jump from two, three or four wants to zero wants. Possibly, in those cases the household respondent was not the same person in both years. Finally, it is worth mentioning that in the majority of cases where the number of 'wants' changed, there was no change whatsoever in the number of possessions (tabulations not shown here).

Self-evidently, the implication of the findings in Tables 6 and 7 is that 'objective' deprivation is much more stable over time than 'subjective' deprivation. This is confirmed by Table 8, where for reasons of transparency, 'objective' deprivation is defined as lacking four items or more, and 'subjective' deprivation is assumed to exist when a household reports two 'wants' or more. Table 7 also shows that in this regard there is remarkable similarity across waves as well as countries. With the partial exception of Ireland, and the Netherlands, between 80 and 90 of households that are 'objectively' deprived in any year still find themselves in the same condition in the next year. By contrast, the corresponding percentage for 'subjective' deprivation varies between 31 and 64 percent. An interesting exception is Portugal, where around 80 percent of households that 'want' two or more items in year 1, still are in 'subjective' deprivation in year 2.

Of course, even if households report the same number of 'wants' or non-possession in two subsequent years, these need not refer to exactly the same items. If households are rather changeable in *what* they say they 'want' (apart from *how much* they 'want'), that would also indicate the presence of measurement error. The same point applies to the items that households say they lack. Table 9 reports the percentage of households who (in the case of an unchanged overall number of 'wants' or non-possession) changed the composition of their 'wants' or non-possession, or who (when the overall number was reduced or increased) changed the composition more

than was strictly necessary to achieve the measured reduction or increase in the overall number of 'wants' or non-possessions. Only households with at least one 'want' or non-possession in year 1 were included in the calculations.

Very few households change the composition of their non-possessions, or, if there is a change in the overall number, acquire some items and lost others at the same time. This indicates that non-possession is measured with very little random error. The occurrence of changes in the composition of 'wants' is far larger, in most countries many times so. Still, the percentages remain limited, suggesting random error does not dominate and that 'wants' are generally measured with a reasonable degree of reliability. In some countries we perceive a declining pattern across waves in the percentages with changes in composition. This might be the result of learning by respondents, or of higher rates of drop-out by the more careless respondents. There are also interesting differences between countries, but perhaps not too much should be made of them, as the results might be influenced by the number of possessions of households. (With fewer possessions, there is more scope for changing the composition of 'wants'.)

Summary and Conclusion

There exists now a body of research on deprivation in European countries, based on the European Community Household Panel (ECHP). In this literature, measures of deprivation are built up from a number of indicators on the possession or availability of a range of goods, services and activities. Whenever possible, only the enforced absence of an item due to lack of resources is regarded as a deprivation, and in surveys this is usually established through asking a follow-up question whether non-possession is due to inability to afford the item, or due to other reasons.

This approach has the important advantage that instances of non-possession which are entirely voluntary, are not counted as deprivation. On the other hand, 'wants' (non-possession due to inability to afford), as they are subjective in nature, may be influenced by the phenomenon known as 'preference drift': the more you have, the more you want. Moreover, expressed 'wants' may be affected by measurement error.

This paper is about the question whether using expressed 'wants' actually enhances the validity of deprivation measures, compared with approaches which are based on simple non-possession of items. Data on six items from the ECHP were used, for which the format of the survey questions made this comparison possible. Most of these items are household durables, making the deprivation measures constructed rather one-sided. This limits the value of the results for a comparison of deprivation between countries of the EU; but this was not my main purpose anyway.

Unfortunately, the results do not allow a straightforward answer to the question in the title of this paper. Deprivation measures based on simple non-possession had clearly higher correlations with income poverty measures in several countries, but in others, the 'subjective' deprivation measures (where only 'wants', non-possession due to inability to afford were counted) performed better in this regard. Alternative measures of deprivation tend to be based on subjective indicators, so that unbiased comparisons were not possible. No clear evidence that expressed 'wants' for the items considered are strongly affected by a preference effect was found. In most countries, households with many possessions express 'wants' for about the same proportion of the remaining items as do households with fewer possessions. However, this finding is at least partly due to heterogeneous preferences, some of which are related to household size and composition.

Yet, there were also some unequivocal results. The first is that there is much greater stability across two years in the number of non-possession, than there is in the number of expressed 'wants'. Also, when the number of non-possession is unchanged, very few households 'switch' items, i.e. acquire one item and lose another. Such 'switching' is not uncommon for expressed 'wants', even though most households are fairly consistent over time. These findings suggest that the expression of 'wants' is indeed prone to some measurement error, although this should not be overstated, and 'wants' are measured with a reasonable degree of reliability.

This result is an important footnote to the work of Whelan et al. (2003, p. 29) who conclude that "rates of volatility for income and deprivation measures were roughly similar". It seems that this conclusion is crucially dependent on the kind of deprivation measure used: if it is based on non-possession only, instead of 'wants', rates of volatility are much lower.

The second unambiguous result is that the social and economic covariates of non-possession-based measures of deprivation are dramatically different from those of 'wants'-based measures of deprivation. In particular, the situation of single elderly persons appears in a much worse light if one uses the former, rather than the latter.

Given these results, I cannot give a straightforward recommendation to use or not to use subjective information on expressed ability to afford when constructing measures of deprivation. Both have advantages and disadvantages. However, it is important to be aware of possible consequences or implications when making a choice between the various approaches. Hopefully, this paper has contributed to such awareness among researchers.

References.

- Gordon, D. en Pantazis, C., eds. (1997), *Breadline Britain in the 1990's*. Aldershot: Ashgate.
- Halleröd, B., Bradshaw, J. and Holmes, H. (1997), Adapting the Consensual Definition of Poverty, in: Gordon, D. en Pantazis, C. (1997), pp. 213-234.
- Kapteyn, A. (1977): *A theory of preference formation*. Academic Thesis (Ph.D.), Leyden University.
- Layte, R., Whelan, Chr., Maître, B. and Nolan, B. (2000), *Income, Deprivation and Economic Strain: An Analysis of the European Community Household Panel*, Manuscript, Dublin: The Economic and Social Research Institute.
- Layte, R., Whelan, Chr., Maître, B. and Nolan, B. (2001), Explaining Levels of Deprivation in the European Union, *Acta Sociologica*, vol. 44, pp. 105-121.
- Mack, J. and Lansley, S. (1985), *Poor Britain*, London: George Allen and Unwin.
- Ringen, S. (1988), Direct and indirect measures of poverty. *Journal of Social Policy*, vol. 17, pp. 351-365.
- Strengmann-Kuhn, W. (2004), *Poverty measurement with the European Community Household Panel*, Paper prepared for the ChangeQual Network Meeting in Paris, May 2004.
- Van den Bosch, K. (1998), Perceptions of the minimum standard of living in Belgium: Is there a consensus, in: Andreß (ed.), *Empirical Poverty Research in a Comparative Perspective*, Aldershot: Ashgate, pp. 135-166.
- Van den Bosch, K. (2001), *Identifying the Poor, Using Subjective and Consensual Measures*, Aldershot: Ashgate.
- Van Praag, B. (1993), The Relativity of the Welfare Concept, in: Sen en Nussbaum (1993).
- Whelan, Chr., Layte, R., and Maître, B. (2001), *Multiple Deprivation and Persistent Poverty in the European Union*, Manuscript, Dublin: The Economic and Social Research Institute.
- Whelan, Chr., Layte, R., and Maître, B. (2003), Poverty, Deprivation and Time: A Comparative Analysis of the Structuring of Disadvantage, *EPAG Working Paper 2003-48*, Colchester: The University of Essex.

Table 1: Frequency of possession and of inability to afford of six items in a number of European countries, ECHP 1999.

Car or van	has item	does not	does not	total	Micro-wave oven	has item	does not	does not	total
		cannot afford	have for other reasons				have, cannot afford	have for other reasons	
Denmark	71,0	9,6	19,4	100	Denmark	48,5	5,0	46,4	100
Netherlands	69,3	4,6	26,0	100	Netherlands	72,0	2,1	25,9	100
Belgium	81,2	5,0	13,8	100	Belgium	66,8	2,4	30,8	100
France	83,4	5,8	10,8	100	France	61,3	5,2	33,5	100
Ireland	74,4	11,4	14,2	100	Ireland	73,1	5,9	21,1	100
Italy	80,0	2,4	17,6	100	Italy	20,8	9,7	69,5	100
Greece	61,6	16,4	22,0	100	Greece	15,2	18,8	66,0	100
Spain	72,3	10,3	17,3	100	Spain	52,5	14,4	33,1	100
Portugal	66,8	19,6	13,6	100	Portugal	28,5	36,4	35,1	100
Austria	76,6	4,5	18,9	100	Austria	60,0	4,6	35,4	100
Finland	67,7	6,1	26,2	100	Finland	81,0	2,3	16,7	100
Colour TV					Dishwasher				
Denmark	98,3	0,5	1,1	100	Denmark	48,7	8,3	43,0	100
Netherlands	98,2	0,2	1,6	100	Netherlands	32,2	3,2	64,5	100
Belgium	96,9	0,3	2,8	100	Belgium	39,8	5,9	54,3	100
France	96,0	1,2	2,8	100	France	42,9	9,4	47,8	100
Ireland	98,4	0,8	0,9	100	Ireland	33,6	17,3	49,1	100
Italy	97,8	0,7	1,4	100	Italy	28,9	16,6	54,4	100
Greece	97,0	1,8	1,2	100	Greece	25,4	30,2	44,5	100
Spain	99,1	0,4	0,5	100	Spain	25,0	24,6	50,4	100
Portugal	95,3	3,6	1,1	100	Portugal	23,6	41,6	34,8	100
Austria	97,3	0,5	2,2	100	Austria	53,2	12,8	34,0	100
Finland	95,1	0,8	4,1	100	Finland	47,9	5,9	46,1	100
Video recorder					Telephone				
Denmark	78,1	3,2	18,7	100	Denmark	99,1	0,4	0,6	100
Netherlands	75,5	2,5	22,0	100	Netherlands	99,1	0,1	0,8	100
Belgium	73,8	2,4	23,8	100	Belgium	96,1	0,8	3,1	100
France	72,3	6,2	21,6	100	France	97,4	1,1	1,5	100
Ireland	80,5	4,5	15,0	100	Ireland	91,3	4,7	4,0	100
Italy	65,1	6,6	28,3	100	Italy	92,2	2,3	5,5	100
Greece	48,3	16,9	34,8	100	Greece	96,5	2,3	1,2	100
Spain	72,1	10,0	17,9	100	Spain	91,0	4,2	4,8	100
Portugal	59,9	23,2	16,9	100	Portugal	81,7	13,1	5,2	100
Austria	67,4	5,4	27,2	100	Austria	96,2	0,7	3,1	100
Finland	68,3	4,7	27,0	100	Finland	97,9	0,6	1,5	100

Table 2: Indicators of poverty and living standard by 'subjective' and 'objective' deprivation (first 'absolute' approach).

	Measure of deprivation	Total hh income (1)	Equiv. Income (2)	Income poor 60% (3)	Income poor 55% (4)	Nr. of items hh 'cannot afford' (5)	'Cannot afford' holiday	(Prop in sample)
Netherlands	Lacking 4+	48%	83%	22%	19%	1,1	25%	9,2%
	Wanting 2+	43%	62%	47%	40%	1,8	38%	2,5%
Denmark	Lacking 4+	40%	71%	44%	35%	1,0	29%	10,1%
	Wanting 2+	61%	88%	26%	22%	1,4	34%	6,4%
France	Lacking 4+	45%	77%	37%	33%	1,6	51%	10,2%
	Wanting 2+	54%	67%	47%	41%	2,5	73%	6,8%
Finland	Lacking 4+	37%	67%	49%	40%	1,7	46%	10,4%
	Wanting 2+	39%	63%	51%	45%	2,6	79%	4,5%
Belgium	Lacking 4+	43%	75%	39%	34%	1,3	39%	10,5%
	Wanting 2+	48%	66%	52%	43%	2,4	77%	3,6%
Ireland	Lacking 4+	34%	61%	64%	57%	1,3	42%	11,8%
	Wanting 2+	62%	71%	49%	44%	2,0	71%	10,7%
Austria	Lacking 4+	41%	75%	43%	31%	1,8	45%	12,7%
	Wanting 2+	64%	84%	33%	26%	1,7	40%	5,7%
Spain	Lacking 4+	47%	77%	32%	25%	2,7	73%	15,5%
	Wanting 2+	62%	76%	37%	30%	2,9	82%	17,8%
Italy	Lacking 4+	48%	83%	28%	23%	2,6	66%	17,5%
	Wanting 2+	79%	85%	30%	25%	2,6	63%	8,2%
Portugal	Lacking 4+	52%	70%	49%	42%	4,0	91%	27,1%
	Wanting 2+	78%	85%	33%	27%	3,6	86%	39,8%
Greece	Lacking 4+	49%	72%	45%	40%	3,9	78%	29,9%
	Wanting 2+	80%	85%	34%	30%	3,3	67%	24,9%
Total	Lacking 4+	47%	75%	40%	34%	2,7	64%	15,5%
	Wanting 2+	70%	80%	36%	30%	3,0	74%	12,7%

Notes: (1) Total household income as percentage of overall median in country sample (individually weighted)
(2) Equivalent household income as percentage of overall median in country sample (individually weighted)
(3) Proportion of households with equivalent income below 60% of median in country sample
(4) Proportion of households with equivalent income below 55% of median in country sample
(5) Number of items household respondent says it 'cannot afford', of the following list:
- keeping home adequately warm,
- paying for a week's annual holiday away from home,
- replacing worn-out furniture,
- buying new, rather than second-hand, clothes,
- eating meat, chicken or fish every second day, if wanted

- having friends or family for drink/dinner once a month.

Table 3: Indicators of poverty and living standard by 'subjective' and 'objective' deprivation (second 'relative' approach).

	Measure of deprivation	Total hh income (1)	Equiv. Income (2)	Income poor 60% (3)	Income poor 50% (4)	Nr. of items hh 'cannot afford' (5)	'Cannot afford' holiday	(Prop in sample)
Italy	'Object.' Depriv.	48%	79%	38%	27%	2,94	70%	6%
	'Subject.' Depriv.	69%	84%	34%	25%	2,71	66%	9%
Nether-lands	'Object.' Depriv.	48%	83%	22%	15%	1,07	25%	9%
	'Subject.' Depriv.	51%	72%	33%	24%	1,53	35%	8%
Belgium	'Object.' Depriv.	43%	75%	39%	26%	1,27	39%	10%
	'Subject.' Depriv.	52%	72%	42%	26%	2,00	65%	6%
Finland	'Object.' Depriv.	38%	67%	49%	30%	1,65	46%	11%
	'Subject.' Depriv.	47%	72%	41%	27%	2,17	70%	11%
Denmark	'Object.' Depriv.	42%	71%	40%	23%	0,91	26%	13%
	'Subject.' Depriv.	61%	86%	25%	16%	1,14	30%	13%
France	'Object.' Depriv.	48%	79%	36%	25%	1,52	49%	14%
	'Subject.' Depriv.	56%	75%	40%	25%	2,03	62%	13%
Ireland	'Object.' Depriv.	40%	67%	57%	35%	1,21	42%	19%
	'Subject.' Depriv.	59%	76%	49%	32%	1,76	63%	18%
Austria	'Object.' Depriv.	46%	81%	38%	18%	1,58	39%	20%
	'Subject.' Depriv.	78%	97%	21%	12%	1,19	29%	20%
Spain	'Object.' Depriv.	53%	85%	29%	18%	2,48	68%	26%
	'Subject.' Depriv.	64%	81%	35%	24%	2,76	78%	24%
Greece	'Object.' Depriv.	50%	73%	45%	35%	3,88	78%	30%
	'Subject.' Depriv.	71%	81%	39%	30%	3,40	70%	26%
Portugal	'Object.' Depriv.	60%	77%	42%	29%	3,81	88%	37%
	'Subject.' Depriv.	71%	81%	37%	25%	3,74	88%	38%
Total	'Object.' Depriv.	50%	77%	39%	26%	2,55	63%	18%
	'Subject.' Depriv.	65%	80%	36%	25%	2,65	68%	17%

Notes: see Table 1.

Table 4: 'Objective' and 'subjective' deprivation (second, 'relative' approach) by main activity (selected categories), and education level (proportion of households in deprivation).

	Main activity* (1)	'Objec- tive' depriv.	'Subjec- tive' depriv	Household type (2)	'Objec- tive' depriv	'Subjec- tive' depriv	Education level*	'Objec- tive' depriv	'Subjec- tive' depriv
Denmark	employee	0,03	0,09	Single Eld.	0,58	0,11	ISCED 5-7	0,08	0,11
	unempl.	0,08	0,35	C. non-Eld.	0,01	0,09	ISCED 3	0,08	0,13
	retired	0,30	0,09	C. + Child.n	0,00	0,05	ISCED 0-2	0,24	0,11
	Total	0,12	0,12	Total	0,12	0,12	Total	0,12	0,12
Nether- lands	employee	0,03	0,05	Single Eld.	0,38	0,06	ISCED 5-7	0,04	0,04
	unempl.	0,13	0,30	C. non-Eld.	0,01	0,03	ISCED 3	0,10	0,11
	retired	0,17	0,04	C. + Child.n	0,01	0,04	ISCED 0-2	0,10	0,08
	Total	0,10	0,08	Total	0,10	0,08	Total	0,10	0,08
Belgium	employee	0,02	0,03	Single Eld.	0,41	0,11	ISCED 5-7	0,05	0,03
	unempl.	0,20	0,31	C. non-Eld.	0,03	0,03	ISCED 3	0,07	0,06
	retired	0,19	0,08	C. + Child.n	0,01	0,03	ISCED 0-2	0,16	0,09
	Total	0,10	0,07	Total	0,10	0,07	Total	0,10	0,07
France	employee	0,06	0,09	Single Eld.	0,54	0,18	ISCED 5-7	0,09	0,08
	unempl.	0,16	0,38	C. non-Eld.	0,04	0,07	ISCED 3	0,11	0,13
	retired	0,23	0,13	C. + Child.n	0,02	0,08	ISCED 0-2	0,15	0,14
	Total	0,14	0,13	Total	0,14	0,13	Total	0,14	0,13
Ireland	employee	0,07	0,11	Single Eld.	0,62	0,18	ISCED 5-7	0,05	0,08
	unempl.	0,30	0,53	C. non-Eld.	0,06	0,10	ISCED 3	0,10	0,10
	retired	0,29	0,17	C. + Child.n	0,04	0,11	ISCED 0-2	0,28	0,25
	Total	0,19	0,18	Total	0,19	0,18	Total	0,19	0,18
Italy	employee	0,03	0,09	Single Eld.	0,17	0,08	ISCED 5-7	0,04	0,07
	unempl.	0,17	0,27	C. non-Eld.	0,03	0,11	ISCED 3	0,04	0,07
	retired	0,06	0,08	C. + Child.n	0,02	0,08	ISCED 0-2	0,07	0,11
	Total	0,06	0,09	Total	0,06	0,09	Total	0,06	0,09
Greece	employee	0,11	0,23	Single Eld.	0,87	0,20	ISCED 5-7	0,06	0,09
	unempl.	0,20	0,51	C. non-Eld.	0,20	0,27	ISCED 3	0,11	0,19
	retired	0,53	0,26	C. + Child.n	0,09	0,22	ISCED 0-2	0,44	0,34
	Total	0,30	0,26	Total	0,30	0,26	Total	0,30	0,26
Spain	employee	0,12	0,18	Single Eld.	0,86	0,35	ISCED 5-7	0,08	0,10
	unempl.	0,34	0,47	C. non-Eld.	0,14	0,19	ISCED 3	0,13	0,13

retired	0,58	0,31	C. + Child.n	0,10	0,18	ISCED 0-2	0,35	0,31
Total	0,26	0,24	Total	0,26	0,24	Total	0,26	0,24

Notes: * of household reference person

(1) For Activity only selected categories.

(2) For Household type only selected categories: single elderly person, couple where both partners are non-elderly, and couple with one or more children.

(Table 4 continued)

	Main activity* (1)	'Objective' depriv.	'Subjective' depriv	Household type (1)	'Objective' depriv	'Subjective' depriv	Education level*	'Objective' depriv	'Subjective' depriv
Portugal	employee	0,27	0,32	Single Eld.	0,89	0,51	ISCED 5-7	0,08	0,09
	unempl.	0,44	0,54	C. non-Eld.	0,24	0,27	ISCED 3	0,07	0,11
	retired	0,59	0,47	C. + Child.n	0,23	0,32	ISCED 0-2	0,43	0,43
	Total	0,37	0,37	Total	0,37	0,37	Total	0,37	0,37
Austria	employee	0,10	0,22	Single Eld.	0,70	0,13	ISCED 5-7	0,14	0,14
	unempl.	0,24	0,31	C. non-Eld.	0,03	0,15	ISCED 3	0,13	0,18
	retired	0,33	0,12	C. + Child.n	0,04	0,17	ISCED 0-2	0,37	0,24
	Total	0,20	0,20	Total	0,20	0,20	Total	0,20	0,20
Finland	employee	0,04	0,09	Single Eld.	0,31	0,06	ISCED 5-7	0,05	0,09
	unempl.	0,23	0,30	C. non-Eld.	0,02	0,09	ISCED 3	0,08	0,13
	retired	0,20	0,08	C. + Child.n	0,01	0,03	ISCED 0-2	0,19	0,10
	Total	0,11	0,11	Total	0,11	0,11	Total	0,11	0,11
Overall	employee	0,08	0,14	Single Eld.	0,53	0,17	ISCED 5-7	0,07	0,08
	unempl.	0,24	0,39	C. non-Eld.	0,06	0,11	ISCED 3	0,09	0,13
	retired	0,30	0,17	C. + Child.n	0,06	0,13	ISCED 0-2	0,24	0,21
	Total	0,18	0,17	Total	0,18	0,17	Total	0,18	0,17

Table 5: Regression coefficient of nr of possessions on nr of wants.

	Model without other vars		Model with dummies for household types	
	Estimate	Prob H0	Estimate	Prob H0
Denmark	-0,012	0,092	-0,015	0,008
Netherlands	-0,015	0,000	-0,018	0,004
Belgium	-0,025	0,000	-0,034	0,006
France	-0,023	0,000	-0,048	0,006
Ireland	0,005	0,533	-0,052	0,009
Italy	0,025	0,000	-0,012	0,005
Greece	0,002	0,702	-0,068	0,006
Spain	-0,035	0,000	-0,064	0,006
Portugal	-0,024	0,000	-0,070	0,005
Austria	0,033	0,000	0,000	0,008
Finland	0,007	0,221	-0,014	0,006

Table 6: Wave-by-wave changes in number of items *lacking*, aggregated across ECHP waves 2-6.

			Number of items lacking in year 1						
			0	1	2	3	4	5	6
Number of items lacking in year 2	0	90,4	13,7	2,9	0,6	0,1	0,1	0,1	0,1
	1	7,5	76,1	16,5	3,4	0,7	0,3	0,3	0,3
	2	1,7	8,4	70,9	19,2	3,2	1,4	0,6	0,6
	3	0,3	1,4	8,3	68,6	14,5	5,7	1,5	1,5
	4	0,1	0,3	1,2	7,5	77,1	26,2	6,9	6,9
	5	0,0	0,1	0,1	0,6	4,1	62,0	23,4	23,4
	6	0,0	0,0	0,0	0,0	0,3	4,3	67,2	67,2
Total		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nr of cases*			24216	31078	33642	25920	19703	5600	2069

Notes: * unweighted, aggregated across countries and waves 2-5

See text for further details about selection of cases

Table 7: Wave-by-wave changes in number of items *wanted*, aggregated across ECHP waves 2-6.

			Number of items wanted in year 1						
			0	1	2	3	4	5	6
Number of items wanted in year 2	0	87,5	46,7	28,4	20,1	15,6	10,5	9,7	9,7
	1	8,5	37,5	25,0	14,8	10,8	9,4	4,6	4,6
	2	2,5	10,6	34,2	21,0	12,8	7,9	7,4	7,4
	3	1,0	3,6	9,0	35,6	20,2	10,6	8,8	8,8
	4	0,4	1,2	2,5	6,8	35,1	22,0	12,0	12,0
	5	0,1	0,2	0,6	1,5	4,9	36,3	21,2	21,2
	6	0,0	0,1	0,2	0,2	0,5	3,3	36,4	36,4
Total		100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nr of cases*			98634	21104	10844	6473	3342	1327	504

Notes: * unweighted, aggregated across countries and waves 2-5

See text for further details about selection of cases

Table 8: Wave-by-wave changes in ‘objective’ and ‘subjective’ deprivation: percentage still in deprivation in year 2, among households in deprivation in year 1.

	‘Objective’ deprivation (lacking 4+ items)				‘Subjective’ deprivation (2+ items wanted)			
	wave2-3	wave3-4	wave4-5	wave5-6	wave2-3	wave3-4	wave4-5	wave5-6
Denmark	81	82	86	79	42	46	55	53
Netherlands	82	83	78	84	57	45	31	35
Belgium	80	88	85	87	52	52	47	46
France	82	85	88	84	44	44	43	46
Ireland	81	75	80	75	53	49	57	58
Italy	82	84	85	87	34	36	43	41
Greece	86	89	88	87	56	64	53	57
Spain	82	85	85	81	53	52	50	42
Portugal	87	88	90	89	77	79	78	84
Austria	84	85	85	84	48	48	44	44
Finland			82	80			47	38

Table 9: Percentage of households with more change in composition of their non-possessions or their ‘wants’ than strictly necessary, given the (lack of) changes in the overall number of non-possessions or ‘wants’ (see text for further explanation).

	Non-possessions				‘Wants’			
	wave2-3	wave3-4	wave4-5	wave5-6	wave2-3	wave3-4	wave4-5	wave5-6
Denmark	1,0	1,2	2,2	2,2	8,0	6,2	6,9	9,3
Netherlands	0,8	0,9	1,0	0,9	11,9	7,4	7,0	7,4
Belgium	2,2	2,2	1,9	1,0	8,7	8,6	7,7	2,5
France	2,2	1,5	1,6	1,3	6,6	7,2	8,1	7,0
Ireland	3,7	3,1	1,9	2,9	13,4	10,7	10,1	8,5
Italy	4,0	4,0	4,1	2,5	9,0	13,1	10,3	9,4
Greece	2,0	2,0	3,0	2,5	12,1	10,9	10,5	8,4
Spain	1,6	2,0	1,8	2,8	7,7	9,6	7,2	7,3
Portugal	2,6	2,0	2,4	1,6	8,2	7,2	8,5	5,7
Austria	3,1	1,7	1,7	2,1	10,4	9,2	7,9	7,1
Finland			2,9	1,6			8,7	4,3

Note: Percentages calculated with base households with at least one non-possession c.q. want in year 1.

Figure 1: Number of items *lacking*, percentage distribution, in in a number of European countries, ECHP 1999.

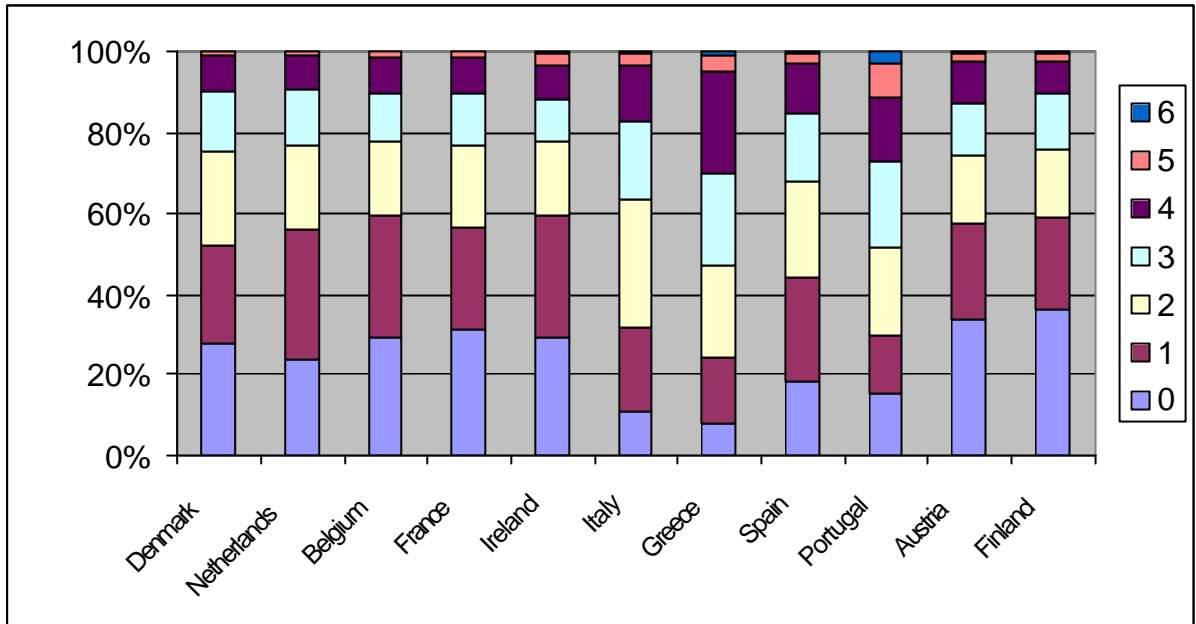


Figure 2: Number of items *wanted*, percentage distribution, in in a number of European countries, ECHP 1999.

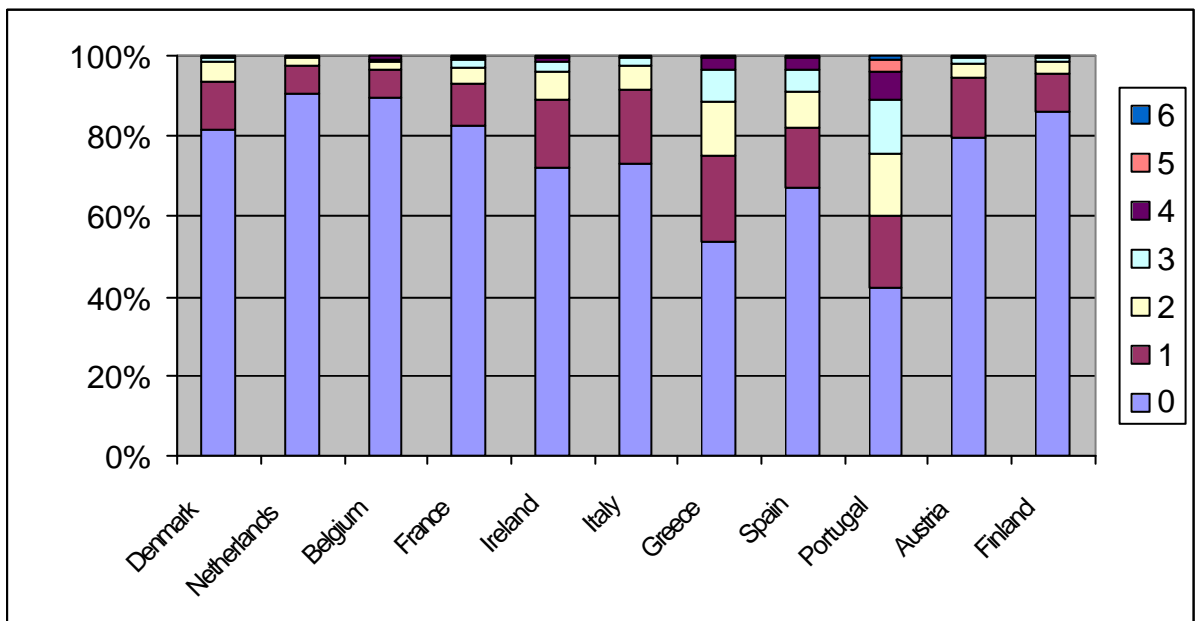
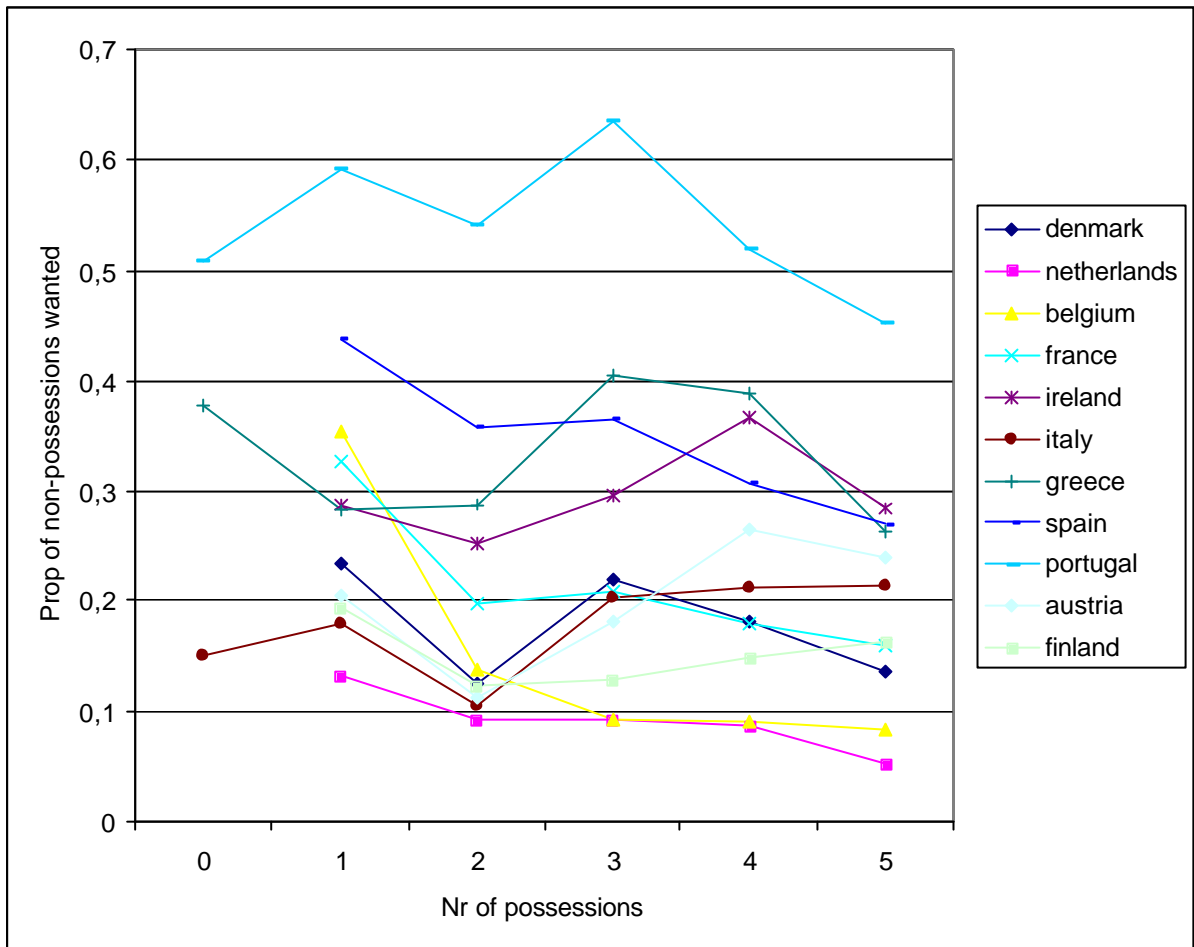


Figure 3: Proportion of non-possession that are wanted, by number of possessions, in a number of European countries, ECHP 1999.



Note: Points based on fewer than 25 observations (unweighted) have been deleted.

2.5. Hoe het inkomen te corrigeren voor de huisvestingssituatie in het kader van de NAP-indicatoren?

*Rudi Van Dam
CSB/UA
Februari 2005*

Inleiding

Uitgangspunt vormt het verschil in welvaart tussen huishoudens met en zonder woonkosten. Ceteris paribus is een huishouden zonder woonuitgaven beter af dan een huishouden met woonuitgaven. Gelet op het belang van de huisvesting in het gezinsbudget kan het al of niet rekening houden hiermee een aanzienlijke impact hebben op de analyse van ongelijkheid en armoederisico's, (cf. o.a. Meulemans en Cantillon, 1993, Van den Bosch en Van Dam, 2001, Frick en Grabka, 2002) Er bestaat binnen dit onderzoeksdomein een vrij algemene consensus over de noodzaak om de huisvestingssituatie op een of andere wijze te verrekenen in het inkomen. Hoe dit te doen is minder vanzelfsprekend. In het kader van de EU-SILC plant Eurostat om een zg. 'imputed rent' op te nemen in de berekening van het huishoudinkomen, maar voorzag alvast ook de noodzaak aan verder onderzoek over concepten en procedures (EU-SILC 24/01). Met het oog op een adequate formulering van de uitdagingen inzake sociale inclusie in het kader van het Belgische NAPincl. is het evenwel aan te bevelen om na te gaan welke de mogelijkheden zijn om de factor huisvesting te verrekenen in het inkomensconcept dat gebruikt wordt voor de meting van financiële armoede en ongelijkheid. In deze nota geven we bondig weer welke de mogelijke methoden zijn en wat de perspectieven zijn voor toepassing in de context van het Belgische NAPincl.

De verschillende methoden

Globaal kunnen twee methoden onderscheiden worden die beiden regelmatig werden toegepast in het onderzoek naar armoede en inkomensongelijkheid. Het betreft ten eerste de methode van de toegerekende huur ('imputed rent') en ten tweede het in mindering brengen van de woonkosten bij de bepaling van het inkomen. Van den Bosch (1998) ontwikkelde een alternatieve methode, waarbij niet zozeer het inkomen wordt gecorrigeerd in functie van de woonsituatie, maar wel de armoedegrens.

Imputed rent

In het kader van het onderzoek naar inkomens en welvaartsverdeling (bijvoorbeeld bij de nationale rekeningen en bij gezinsbudgetonderzoeken) wordt doorgaans aanbevolen om verschillen in huisvestingssituatie tussen huishoudens in rekening te brengen door bij de eigenaars een geïmputeerde huur bij het inkomen op te tellen. Er bestaan verschillende benaderingen om de geïmputeerde huur te berekenen (cf. Frick en Grabka, 2002, Van Lith, 1999):

Een eerste methode bestaat erin om de marktwaarde van de woning te schatten. Dit houdt in dat prijzen die in de huursector gelden, gedifferentieerd naar een aantal kenmerken van de woning, worden toegekend aan gelijksoortige eigendomswoningen (woningkenmerkenmethode). Een variant hierop gaat uit van de kapitaalwaarde van de woning. Hier wordt de huur geschat op basis van huurwoningen met een zelfde kapitaalwaarde (kapitaalwaardemethode)

Een tweede methode (capital market approach) bestaat erin de opbrengst van het kapitaal dat de woning vertegenwoordigt te schatten in de veronderstelling dat het belegd zou zijn in de kapitaalmarkt.

Een derde methode bestaat erin om de eigenaar van woning zelf een schatting te laten maken van de verhuurwaarde van de woning.

Een vierde benadering, tenslotte, is de ‘opportunity cost benadering’. Deze is gebaseerd op de eerste methode (schatting van de marktwaarde, op basis van gemiddelde of vergelijkbare huurprijzen), maar nu worden alle door de eigenaar gedragen kosten (onderhoud, intrestbetalingen, belastingen op eigendom etc.) in mindering gebracht. Deze methode wordt naar voor geschoven door de ‘Canberra Group’.

In België wordt in het kader van de Gezinsbudgetenquête een huur toegerekend die geschat wordt door de eigenaar zelf (derde methode), zonder verdere correcties voor woonuitgaven. Voor de Nationale Rekeningen wordt, ingevolge de ESR95 methodologie, de marktwaardemethode (op basis van woningkenmerken) gebruikt.

Wat zijn de voor- en nadelen van deze methode? Het belangrijkste voordeel situeert zich op het vlak van de theoretische onderbouw: de toegerekende huur weerspiegelt de dienst geproduceerd door de eigen woning. Omwille van deze reden wordt het toerekenen van de huurwaarde veelal naar voor geschoven als de geprefereerde methode (cf. Canberra Group, 2001). Dan de nadelen. Specifiek voor het armoedeonderzoek is het problematisch dat de geïmputeerde huur geen vrij besteedbaar inkomen vormt. Het kan niet onmiddellijk worden ingezet om bijvoorbeeld de behoeften aan voeding of medische verzorging te dekken. De verschillende submethoden hebben daarnaast elk hun specifieke nadelen. Voor de marktwaarde en opportunity-cost methoden stelt zich in landen met een kleine private huursector, zoals België, de vraag of er in de datasets voldoende gelijkaardige huurwoningen zitten om een betrouwbare schatting van de verhuurwaarde op te baseren. Een nadeel van de kapitaalmarktbenadering (methode 2) is dat hiervoor een schatting van de waarde van de woning vereist is van de respondent. De vraag is in hoeverre de eigenaar in staat is om hiervan een accurate schatting te maken. Dit geldt zeker voor eigenaars die de woning reeds lang bewonen. Een gelijkaardige bedenking geldt voor de methode waarbij de eigenaar gevraagd wordt om zelf een schatting te maken van de huurwaarde.

De aftrek van woonkosten

Een tweede methode om rekening te houden met woonkosten houdt in dat de uitgaven voor huisvesting (huur of aflossing van een hypotheek) worden afgetrokken van het beschikbaar inkomen. Deze methode wordt vaak gebruikt in het Verenigd Koninkrijk, en ze weerspiegelt de wijze waarop de sociale bijstandsuitkeringen in dat land worden bepaald. Het uitgangspunt is de omstandigheden op de woningmarkt maken dat gezinnen de woonkosten niet in eigen hand hebben. In een variant van deze methode worden de woonkosten slechts tot een bepaald maximum afgetrokken.

Een voordeel van deze methode is natuurlijk dat gezinnen die buiten hun wil door hoge woonkosten te weinig inkomen overhouden om in hun minimumbehoeften te voldoen, terecht als arm worden aangemerkt. Hier staat echter een minder evident nadeel tegenover. Gezinnen die (eveneens buiten hun wil) een slechte maar goedkope woning bewonen, en daardoor met de rest van hun inkomen juist boven de armoedelijkn blijven, kunnen ten onrechte als niet-arm worden aanzien. In feite impliceert deze methode dat het hele domein van wonen buiten de meting van inkomensarmoede wordt gehouden en als een aparte dimensie wordt beschouwd. De behandeling van wonen is dan analoog aan die van gezondheidszorg: de prijs (bijdrage) is een verplichte afdracht en staat los van de verkregen prestaties. Eveneens zijn deprivatie inzake gezondheid(szorg), deprivatie inzake huisvesting, en inkomensarmoede afzonderlijke dimensies, die los van elkaar kunnen variëren. Een praktisch maar ernstig probleem betreft de data om dergelijk aangepast inkomensconcept te berekenen. In het kader van EU-SILC worden inkomens en woonkosten immers voor een verschillende referentieperiode gemeten: inkomen wordt gemeten voor het jaar voor de survey, de woonkosten worden gemeten op het moment van de survey. Dit leidt voor de berekening van dergelijke gecorrigeerd inkomensconcept tot zeer onplausibele resultaten (cf. Van Dam, 2003).

Een alternatieve methode

Door Van den Bosch (1998) werd nog een andere methode verdedigd. Hierin wordt het bezit van een eigen huis niet als een bron van inkomen gezien, maar als een variabele die de inkomensbehoeften van gezinnen beïnvloed. Eigenaars zonder hypotheek hoeven geen huur, rente of aflossing te betalen, en houden dus meer geld over voor andere uitgaven, in vergelijking met huurders en eigenaars met hypotheek. Bij de meting van armoede kan dit uitgedrukt worden door lagere armoedelijnen te specificeren voor eigenaars-bewoners zonder hypotheek dan voor huishoudens mét huisvestingskosten. Verschillen in woonkosten tussen huurders en afbetalers onderling worden daarentegen in deze methode gezien als het resultaat van verschillende voorkeuren inzake kwaliteit van huisvesting, waarmee bij armoedemeting geen rekening moet worden gehouden.

Aan deze methode kleven twee problemen. Ten eerste is er de vraag met welk bedrag de armoedelijnen voor respectievelijk gezinnen met en zonder woonkosten moeten verschillen. In Van den Bosch, 1998a, gebeurde dit op tamelijk willekeurige wijze. Gegeven de theoretische definitie van de armoedegrens in de inleiding van dit hoofdstuk, zou dit bedrag gelijk moeten zijn aan de minimumkosten van huisvesting, d.w.z. de huurprijs van een woning die juist voldoet aan minimale vereisten qua omvang, kwaliteit en comfort. Naast het probleem door wie en op welke wijze die minimale vereisten vastgelegd zouden worden, is het vanwege de onvolledig vrije huurmarkt moeilijk om de prijs van een woning met een bepaalde kwaliteit te bepalen. Ten tweede blijkt uit de empirische resultaten dat een tamelijk groot aantal huurders om diverse redenen een feitelijke huur betaalt die lager ligt dan iedere realistische schatting van de minimumkosten van huisvesting. Dit tweede probleem hangt uiteraard samen met het eerste.

Een aanbeveling in functie van de indicatoren van het NAPincl.

Op basis van bovenstaande overwegingen, en mede vanuit de vaststelling dat ook Eurostat op deze lijn zit, lijkt het aangewezen om te opteren voor de methode van de imputed rent en wellicht kan het best gekozen worden voor de opportunity-cost methode. Deze methode houdt dat in eerste instantie de huurwaarde van een woning wordt geschat op basis van de woningen in de (privé-)huursector op basis van een aantal woningkenmerken (bv. via een regressie-analyse) en vervolgens wordt op basis van de bekomen resultaten een huurwaarde toegekend aan de eigendomswoningen. Vervolgens worden de kosten (intrestgedeelte van hypothecaire afbetalingen, onderhoudskosten, belastingen op de woning, etc.) van de toegerekende huur afgetrokken.

Alhoewel conceptueel eenvoudig kan de concrete uitwerking van deze methode eerder bewerkelijk zijn. Vooral het bepalen van de in mindering te brengen woonkosten van eigenaars stelt hoge eisen aan de data. In de SILC werd aan de respondenten gevraagd om intrestbetalingen afzonderlijk te rapporteren. Het is evenwel de vraag in welke mate de respondenten in staat zijn geweest om deze informatie te leveren. Dit moet worden onderzocht. Tevens zal nog moeten worden nagegaan welke woningkenmerken kunnen gebruikt worden om de huurwaarde te schatten, rekening houdend met de beperkte omvang van de private huurmarkt in België en het verschillend profiel van de woningen op de private huurmarkt en de eigendomswoningen. De SILC biedt hier wellicht wat meer mogelijkheden dan de ECHP omwille van de steekproefgrootte. Dit moet ook nog worden onderzocht.

In elk geval lijkt het wenselijk dat bij een actualisatie van de indicatoren de huisvestingssituatie mee in rekening wordt gebracht, zelfs indien de technische uitwerking van de hierboven beschreven methode nog niet helemaal op punt staat. Het doel moet in deze context in eerste instantie zijn dat er voor enkele indicatoren van financiële armoede een variant wordt berekend op basis van een voor huisvesting gecorrigeerde inkomensvariabele zodanig dat kan worden nagegaan in hoeverre de resultaten gevoelig zijn voor het opnemen van de huisvestingssituatie. In het kader van dergelijke gevoeligheidsanalyse volstaat in eerste instantie een ruwe schatting van de huurwaarde en van de woonkost (desnoods zonder onderscheid te maken tussen

kapitaal- en interestafbetalingen). Uiteraard moet het de bedoeling zijn om op termijn een fijnere meting te ontwikkelen.

2.6. Methodologische achtergrond bij de indicatoren van sociale inclusie

I. Name, decription and major features of the dataset					
I.1. name of the dataset	European Community Household Panel (/Panel Study on Belgian Households)	Labour Force Survey 2001	Health survey 2001	Household Budget Survey (1997/1998)	Eurobarometer (2001)
I.2. Survey Institution	University of Antwerp, National Statistical Institute, Eurostat	National Statistical Institute, Eurostat	Scientific Insitute of Public Health	National Statistical Institute, Eurostat	European Commission, DG Press and Communication – Opinion Polls Sector
I.3. Fieldwork Institution	University of Antwerp	National Statistical Institute	National Statistical Institute, Scientific Insitute of Public Health	National Statistical Institute, Eurostat	National Institutes associated with INRA Europe
I.4. Data-processing institution	University of Antwerp (cleaning), Eurostat (imputation for item non-response,	National Statistical institue	National Statistical Institute, Scientific Insitute of Public Health, Department of Biostatistics (Limburg University)	National Statistical Institute, Eurostat	INRA Europe, in co-operation with GfK
I.4. Sampling frame	Flanders and Wallonia: National Register, Brussels: Census91	National Register	National Register	Labour Force Survey	
I.5. main purposes of the survey	Research on the family, income	To register the labour force status of the belgian population of 15 year and older.	<ol style="list-style-type: none"> 1. Identification of health priorities 2. Description of the health and health needs of the population 3. Estimation of the incidence and distribution of health indicators 4. Analysis of social (in)equalities in health and access to health institutions 5. Study of the consumption of health provisions and its determinants 6. Monitoring trends in the health situation of the population 	Statistics on consumption (patterns, distributional aspects, relation with income, ...), basis for consumer price index	<p>Statistics on public awareness, knowledge and attitude towards the EU and its institutions, collect ing information on attitudes and assessments of social, economic and political conditions of the population in the member countries. A common denominator of all the barometers is the measurement of:</p> <ul style="list-style-type: none"> • the public support for the integration activities and the institutions of the European Community/Union • people's subjective assessments concerning "quality of life"-questions

I.6. how is the data obtained	Face to face interviews with all adult household members (with possibility for self-administration of the questionnaire)	Face to face interviews Based on individual questionnaires for household members of 15 years or older (persons between 15 and 64 years are reinterviewed via telephone or mail three months after the first interview)	Face to face interviews with (max.4) household members of 15 years or older	Face to face interviews for the collection of a number of household characteristics (dwelling, income, etc., ...), a household book for consumption expenses	Face to face interviews
I.7. Achieved sample size	First wave (1992): Achieved Sample size:4439 Respons ratio: 49,7%	45.527 households/92.494 persons resp	12.050 persons (5533 households) respons rate (houdeholds): 49% (own calculation : number of participating households/total number of households –contacted and not contacten) ³⁵	2213 households respons ratio: 19%	1007
I.8. response ratio					
I.8. Major changes in past 10 years	Due to inclusion of PSBH in ECHP the income reference period changed from current monthly income to annual income of previous calendar year between waves 2 (1993) and 3 (1994)	Since 1999 data are collected throughout the year, before 1999, data were collected every year during the spring season.	-	- until 1988 sample households had to register all consumption expenses throughout the year - from 1995 to 1998 sample households had to register all consumption expenses during 1 month and only expenses above 1000 BEF the other 11 months - in 1999 the survey design changed profoundly: * sample households participate only 1 month in the survey, during which they register all expenses * every month another sample of 350 households is interviewed/has to fill in expenses and income in the household book * the survey is carried out per calendar year.	-
I.9. type of survey	Panel survey (first wave 1992, last wave 2002)	Cross-sectionele survey	Cross-sectional survey	Cross-sectional survey	Cross-sectional survey
I.10. frequency of the survey	Annual	annual	Irregular (1997, 2001, 2004)	Annual	Twice a year (Spring, Autumn)
II. Completeness of coverage of the population					

³⁵ Wetenschappelijk Instituut Volksgezondheid, Gezondheidsenquête door middel van interview, België 2001, Deel 1 Methoden, IPH/EPI Reports nr. 2002-22

II.1. Which groups are excluded from the sampling frame	Homeless people, people in collective households	Institutionalised persons, homeless people	Some institutionalised persons are excluded a posteriori (persons living in prisons, psychiatric institutions, ...), homeless people. People living in homes for the elderly are included in the sample	Institutionalised persons, homeless people	
II.2. non-trivial changes in coverage in past 10 years	No	No	-	No	
II.3. size of excluded groups changed significantly over time	No	No	No	No	
II.4. In case of longitudinal datasets: what are the arrangements for covering who join the population via birth, immigration or movement out of an excluded group	Due to the panel design, births in private households are covered completely. Immigration and movement out of an excluded group are not covered only to the extent that they occur within an existing private household.		-	-	-
3. Sample design, non-respons biases, weighting					
3.1. what is the sample design	Two-stage sampling design, with sampling with probability proportionate to size for primary sampling units and systematic sampling for ultimate sampling units. Stratified replacement for non respondents.	Two-stage sample design with stratification and selection with probability proportionate to size of primary units, systematic sampling of secondary sampling units	Two stage sampling design with stratification of the primary sampling units (region, province) and systematic sampling of the second stage units. Replacement for non-respondents.	Stratified sample. Strata based on: region, status in work, household size, age of reference person. Random sampling within the strata.	Multi-stage random (probability) sample. First stage sampling units drawn with probability proportionate to size and to population density. For doing so, the points were drawn systematically from each of the "administrative regional units", after stratification by individual unit and type of area. They thus represent the whole territory of the Member States according to the EUROSTAT NUTS 2 (or equivalent) and according to the distribution of the resident population of the respective EU-nationalities in terms of metropolitan, urban and rural areas. In each of the selected sampling points, a starting address was drawn, at random. Further addresses were selected as every N th address by standard random route procedures, from the initial address. In each household, the respondent

3.2. what are the sampling units	Households	Households	Households (and persons)	Households	was drawn, at random. persons
3.3. is a standard set of weights available? If so, what is their purpose and how are they derived	Set of weights to compensate for panel attrition and differential cross-sectional selection probabilities due to panel follow-up rules. Weights are derived following the weight-sharing method.	Weights to correct for non-responses and to weight up to total population	Weights to correct for within-household selection probabilities of persons, post stratification (age, household size, age of reference person, province), and to weight up to total population	Weights to correct for selectivity in non-response on the basis of post-stratification on the basis of: region, combination of status in work and age, combination of household size and number of active persons in the household. Weights on the basis of the number of households in the survey in relation to the number of households in the population.	For each country a comparison between the sample and the universe was carried out. The Universe description was derived from Eurostat population data or from national statistics. For all EU member-countries a national weighting procedure, using marginal and intercellular weighting, was carried out based on this Universe description. As such in all countries, minimum gender, age, region NUTS 2 were introduced in the iteration procedure. For international weighting (i.e. EU averages), INRA (EUROPE) applies the official population figures as provided by EUROSTAT in the Regional Statistics Yearbook (data for 1997).
4. Item non-response, imputation and editing					
4.1. what imputation techniques have been used	Random imputation techniques of income variables	-	-	-	-
5. households					
5.1. definition	All people living together, sharing the same accommodation, budget,...	The unit consisting of people usually living alone or two or more people who usually stay in the same home and live together	People living together	The unit consisting of people usually living alone or two or more people who usually stay in the same home and live together	-
6. specific information on income variables					
6.1. what is the income reference period	Annual income	-	monthly household income (income is not the central variable)	Annual income	-
6.2. how is income measured: current or retrospective	Retrospective	-	Current (income is not the central variable)		-
7. General information					

7.1. most important users	Academic researchers	National Statistical Institute	National Institute of Public Health		European Commission, The data are archived by CESSDA (Consortium for European Social Science Data Archives) for social science research.
7.2. when was the survey started?	1992 , last wave 2002)	1983	First survey: 1997, second: 2001 (next: 2004)	1853 at different time-intervals	1970
7.3. have there been major breaks in the data	no	no	no	-	no

2.7. Aanbevelingen inzake de opname van targets inzake sociale inclusie

'Targets' voor het Nationaal Actie Plan sociale inclusie: Algemene beschouwingen en een advies

Inleiding

De nood aan de formulering van targets in het kader van het NAPincl. werd geformuleerd op de Europese Raad in Barcelona (2002). Daarin werd het volgende gesteld:

‘The European Council stresses the importance of the fight against poverty and social exclusion. Member states are invited to set targets, in their National Action Plans, for significantly reducing the number of people at risk of poverty and social exclusion by 2010’ (geciteerd in Atkinson et al., 2003).

De introductie van indicatoren van sociale inclusie en het vaststellen van ‘targets’ inzake de reductie van sociale inclusie vormen een belangrijke ontwikkeling op het vlak van het sociaal beleid. Zij maken de resultaten van het beleid zichtbaar en zijn een evaluatiecriterium voor het gevoerde beleid. In het bijzonder is het stellen van ‘targets’ een belangrijk politiek engagement. De ‘Common Outline’ voor de 2003/2005 NAPs/incl. stelt dat dergelijke doelen omwille van diverse redenen belangrijk zijn. Zij vormen een belangrijke politieke doelstelling, zij vormen een belangrijk doel om vooruitgang tegen af te meten, zij kunnen het bewustzijn van sociale beleidsmaatregelen gericht op sociale inclusie bevorderen en zij leveren een focus voor beleidsmakers.

Opdat zij hun betekenis niet zouden verliezen dient de formulering van dergelijke ‘targets’ zeer zorgvuldig te gebeuren. In het kader van het NAPincl. 2003-2005 was de voorbereidingstijd te kort om tot een weloverwogen formulering van concrete ‘targets’ te komen. Als voorbereiding op en ondersteuning van de formulering van ‘targets’ worden in deze nota een aantal belangrijke principiële en methodologische overwegingen weergegeven. Wij concentreren ons vooral op een eventuele ‘target’ inzake de reductie van de inkomensarmoede (armoederisico).

In de volgende sectie van deze tekst overlopen we een aantal vereisten waaraan ‘targets’ moeten voldoen. De tweede sectie presenteert een aantal typen van ‘targets’. In de derde sectie beschrijven we de ervaringen met het stellen van ‘targets’ in drie landen: Ierland, het Verenigd Koninkrijk en Nederland. In de vierde sectie formuleren we ter afsluiting een advies.

Principes voor 'targets'

Om hun potentieel nuttige rol waar te maken, moeten 'targets' voldoen aan een aantal algemene vereisten. Het Social Protection Committee (SPC) (2003) onderscheidt volgende principes:

1. het doel moet ambitieus maar bereikbaar zijn

Het doel moet een significante vooruitgang inhouden ten opzichte van de huidige situatie, maar ook realistisch zijn. Ambitieuw wil ook zeggen dat het doel niet triviaal is, in de zin dat het zonder noemenswaardige beleidsinspanning bereikt kan worden. Bijvoorbeeld, op basis van de voorspelde economische groei voor de volgende jaren, zal het aantal armen volgens een koopkrachtvaste armoedelijns (d.w.z. alleen aangepast aan de index van de consumptieprijzen) praktisch zeker dalen. Een reductie van het aantal armen volgens deze definitie is daarmee geen zinvol 'target'.

Hoe bepaalt men wat realistisch is? Een mogelijk ijkpunt zijn de prestaties van andere EU-landen (Atkinson et al., 2003). Een ander aspect van realisme is dat het doel bereikbaar moet zijn via het beschikbare sociaal-economische beleidsinstrumentarium en dat het doel gevoelig moet zijn voor alle beleidsinstrumenten die bruikbaar zijn voor armoedebestrijding (Cantillon et al. 2001). Welke doelen ambitieus en bereikbaar kan tot op zekere hoogte worden nagegaan met simulaties. Alhoewel wetenschappelijk onderzoek de besluitvorming kan ondersteunen, is het vaststellen van een doel hoe dan ook een politieke beslissing (Atkinson et al., 2003; Cantillon et al., 2001).

2. het doel moet relevant zijn

Het bereiken van een doel moet een significante verbetering van de leefomstandigheden inhouden. Wat volgens Atkinson et al. (2003) geldt voor indicatoren, geldt *a fortiori* voor 'targets': een 'target' moet een duidelijk en algemeen geaccepteerde normatieve lading hebben, zodat duidelijk is of een verandering ook een verbetering betekent. Dit is bijvoorbeeld *niet* het geval voor indicatoren als het percentage mensen dat leeft van een leefloon, of voor het aantal mensen met een sociale woning, of zelfs voor de lengte van de wachtlijsten voor een sociale woning.

3. het doel moet begrijpbaar zijn voor de doorsnee burger

De gemiddelde burger moet de zin en bedoeling inzien van ieder 'target'.

4. het doel moet gespecificeerd worden in de tijd

Op voorhand moet gezegd worden wanneer precies het 'target' bereikt moet worden. Het SPC (2003) lijkt te suggereren dat de hoofdoelen op middellange tot lange termijn dienen te worden gespecificeerd. Korte, of tussentijdse, doelen kunnen, aldus het SPC, gebruikt worden om de vooruitgang naar de lange termijn doelen te plannen.

5. het doel moet gekwantificeerd en meetbaar zijn

Of het doel bereikt is, of niet, moet aan zo min mogelijk discussie onderhevig zijn. Daarvoor is niet alleen nodig het doel in preciese termen te kwantificeren, ook de methode en de gegevens waarmee het doel gemeten zal worden moeten op voorhand vastgelegd worden. Dit betekent ook dat de gekozen methode en gegevens betrouwbaar en geloofwaardig zijn.

Deze vereiste is niet vanzelfsprekend voor een eventuele 'target' voor de reductie van inkomensarmoede. Deze is immers gebaseerd op (niet zeer grote) steekproeven, en daarmee onderhevig aan steekproeffouten. Wellicht nog belangrijker zijn de niet-steekproeffouten. De armoedestatus van huishoudens kan immers in enquêtes niet direct geobserveerd worden, maar alleen afgeleid worden uit een vergelijking van het huishoudinkomen met de armoedelij. De schatting van het percentage personen in armoede is daarmee de uitkomst van een lange procedure van datacleaning, imputatie van ontbrekende inkomens en herweging ter correctie van non-respons. De recente herziening van de armoedecijfers voor België en andere landen op basis van de ECHP illustreert de grote impact van wijzigingen in deze procedures op de schattingen van de omvang van de armoede (Van Hoorebeek et al., 2003).

Target-types

Volgens het Social Protection Committee (2003) kan men 'targets' onderscheid volgens verschillende dimensies.

1. Eén globaal doel vs. vele specifieke doelen

De doelen die worden gesteld kunnen algemeen of specifiek van aard zijn. Een voorbeeld van een globaal doel is: de reductie van de het percentage armen, gemeten volgens een welbepaalde methode, met X%. Voorbeelden van specifieke doelen zijn:

- reductie van de armoede bij werklozen of éénuoudergezinnen.
- reductie van het percentage huishoudens wiens huisvestingskosten een bepaald percentage van het huishoudbudget overschrijden.

Een voordeel van laatste type van doelen is dat zij concreter zijn en min of meer aansluiten bij specifieke beleidsinstrumenten. Daardoor zijn zij ook beheersbaarder. Een benadering waarbij diverse/vele targets worden gesteld sluit bovendien ook beter

aan bij het multidimensionele karakter van de armoedeproblematiek. Tenslotte heeft dergelijke benadering een analytisch voordeel: het laat beter toe te onderscheiden op welke terreinen vooruitgang is geboekt en op welke niet, welke beleidsinstrumenten hebben gewerkt en welke niet. Het voordeel van een globale doelstelling zoals hierboven geformuleerd is dat zij een duidelijker, omvattender en daardoor mogelijk ook een maatschappelijk mobiliserender engagement weergeeft. Nolan (2002) omschrijft deze afweging als een dilemma:

‘So the way in which the official target is framed is still critical. It has to try to meet the need for a headline number, but still seek to encapsulate key elements of the complexity of the underlying problem’

In de praktijk is wellicht een mix van beide types aangewezen, waarbij één of enkele hoofddoelstellingen worden geformuleerd aangevuld met een aantal ‘tweede-orde doelstellingen’ (zie ook Social Protection Committee, 2003, Atkinson et al., 2003, Cantillon et al., 2001).

2. Resultaat-doelen (outcome targets) vs. middel-doelen (policy effort-targets)

Resultaat-doelen hebben betrekking op de resultaten in het veld, terwijl middel-doelen slaan op beleidsinspanningen. Het Social Protection Committee formuleert een duidelijke voorkeur voor resultaat-doelen (bv. vermindering van percentage armen) boven middel-doelen (bv. optrekken van uitkeringen in percentage van welvaartsindicator). Het SPC stelt dat middelindicatoren kunnen gebruikt worden indien resultaat indicatoren niet meetbaar zijn. Atkinson et al. (2003) zijn iets minder streng t.a.v. middel-indicatoren. Zij stellen dat veranderingen in een beleidsvariabele een valid instrument kan zijn om armoederisico's te voorspellen, maar dergelijk gebruik van middelindicatoren moet dan wel verantwoord worden. Van elke middel-indicator moet aangetoond worden dat deze nauw samenhangt met resultaat-indicatoren. Gegeven het feit dat de ontwikkeling van armoedeniveau's voor een groot deel het gevolg is van omstandigheden en evoluties buiten het bereik van het beleid, lijkt een meer directe evaluatie van het armoedebeleid in de vorm van middel-doelen hoe dan ook verantwoord (Cantillon et al., 2001).

3. Nationale vs. gemeenschappelijke EU doelen

Tot dusver werden geen gemeenschappelijke EU-doelen geformuleerd. Gegeven het principe van subsidiariteit, en het feit dat het sociaal beleid tot dusver door de Lid-staten wordt gevoerd, ligt dit ook niet voor de hand. Zoals Atkinson et al. (2003) terecht opmerken, een eventueel gemeenschappelijk EU 'target' zou in feite vooral een verantwoordelijkheid zijn van de grote EU Lid-staten, daar de bijdrage van de kleinere landen op EU-niveau nauwelijks doorweegt.

Met het oog op het mogelijk maken van vergelijkingen tussen landen en de uitwisseling van ervaringen suggereert het SPC (2003) wel dat doelen bij voorkeur gebaseerd worden op de gemeenschappelijke indicatoren. Ook Atkinson et al. (2003) erkennen dat dit in de logica ligt van de open methode van coordinatie. Zij erkennen evenwel ook dat de opstelling van eigen, land-specifieke, 'targets' op zich reeds een belangrijke stap voorwaarts zou betekenen.

Ervaringen in Ierland, het Verenigd Koninkrijk en Nederland

Het is leerzaam om de ervaringen van enkele landen met het stellen van 'targets' hier kort te presenteren. Deze sectie heeft overigens niet de pretentie volledig te zijn.

1. Ierland

Ierland definiëerde al in 1997 een armoede 'target', als onderdeel van de *National Anti-Poverty Strategy*, en wel de volgende (Nolan, 2002, p. 3):

“Over the period, 1997-2007, the National Anti-Poverty Strategy will aim at considerably reducing the numbers of those who are 'consistently poor' from 9 to 15% to less than 5 to 10%, as measured by the ESRI.”

Een huishouden wordt als 'consistently poor' beschouwd als zijn inkomen beneden een relatieve norm ligt, terwijl het zich tevens in basisdeprivatie bevindt, d.w.z. dat het een aantal goederen en diensten niet bezit, die door een meerderheid van de bevolking als essentieel worden gezien.

Dit doel bleek voor Ierland opmerkelijk snel te realiseren. Al in 2000 was het aantal individuen in consistente armoede gedaald tot 5,5 percent, van 17 percent in 1994. Tegelijk is de armoede gemeten op basis van inkomen alleen en met een relatieve norm (50% van het gemiddelde) in dezelfde periode gestegen van 17 percent tot 21 percent. Wanneer de armoedelijn alleen aangepast werd aan de prijsindex, dan daalde het aantal personen beneden die lijn daarentegen tot 3 percent. Kennelijk heeft de sterke economische groei in Ierland tussen 1994 en 2000 tot een enorme, maar

ongelijk verdeelde; stijging van de welvaart geleid, en ook tot een sterke vermindering van de basisdeprivatie. Opmerkelijk genoeg was, volgens Nolan (2002), de bijdrage van de *National Anti-Poverty Strategy* aan deze trends waarschijnlijk slechts marginaal.

Het doel dat was vooropgesteld voor 2007 werd dus in 2000 al bereikt. Om deze reden is de officiële armoede 'target' verschillende keren naar beneden bijgesteld, zodat het doel nu is om de consistente armoede terug te dringen tot minder dan 2 percent.

De Ierse ervaring roept verschillende vragen op (Nolan, 2002). Eén daarvan is of een bepaalde verzameling van niet-monetaire indicatoren over een langere periode heen - en bij sterk stijgende welvaart - op consistente en valide wijze deprivatie kan blijven meten. Op termijn zullen verwachtingen en consumptiegewoonten zich aanpassen. Volgens Nolan is een regelmatige herziening van het armoede 'target' noodzakelijk.

Een andere vraag is of één 'target' voldoende is om alle relevante aspecten en realisaties de strijd tegen armoede weer te geven. Nolan suggereert een hiërarchie van 'targets', als volgt:

- A. De eerste prioriteit is dat het inkomen van personen met een laag inkomen in reële termen verbetert, terwijl de deprivatie (gemeten met een vaste verzameling indicatoren) daalt.
- B. In tweede orde zou er een daling moeten zijn in de consistente armoede gemeten met een relatieve inkomensnorm en een set van deprivatieindicatoren die wordt aangepast aan verhoogde verwachtingen.
- C. In derde orde zou het percentage mensen beneden een relatieve armoedelij n moeten dalen.

2. *Het Verenigd Koninkrijk*

De Britse overheid heeft zich in 1999 ten doel gesteld om de armoede onder kinderen tegen 2020 geheel te elimineren, tegen 2010 gehalveerd te hebben, en tegen 2004 met een kwart verminderd te hebben (Chote e.a., 2003, p. 42). De Britse regering heeft ook een aantal maatregelen genomen, waarvan zij verwachtte dat die 1,2 miljoen kinderen uit de relatieve armoede zouden halen. Volgens latere cijfers is het aantal arme kinderen (volgens dezelfde definitie als gehanteerd door de Britse regering) tussen 1996-97 en 2000-01 echter maar met 0,5 miljoen gedaald, van 4,4 miljoen tot 3,9 miljoen (Brewer e.a., 2002).

Er zijn een aantal redenen voor deze discrepantie. Een belangrijke reden was dat de schatting van 1,2 miljoen abstractie maakte van economische groei. Als de armoedelij n alleen aan de prijsindex aangepast zou worden, dan zou de armoede onder kinderen met 1,3 miljoen zijn gedaald (Brewer e.a., 2002, p. 1). Daarnaast komt de manier waarop de mate van realisatie van het 'target' wordt gemeten niet in alle

opzichten overeen met de genomen maatregelen (Brewer e.a., 2002, pp. 29-31). Zo incorporeert de equivalentie-schaal die wordt gebruikt bij de meting aanzienlijk lagere kosten voor jonge kinderen dan voor oudere. De Britse overheid heeft haar beleid echter vooral gericht op gezinnen met jonge kinderen, en heeft juist verschillen in het bijstandsniveau naargelang de leeftijd van de kinderen grotendeels geëlimineerd. Daarenboven profiteren ook vele gezinnen met inkomens die zich al boven de armoedelijc bevonden van sommige maatregelen.

3. Nederland

In Nederland heeft het kabinet in juni 2001 streefdoelen geformuleerd op een zestiental domeinen, variërend van werkgelegenheid, sociale activering, inkomenswaarborg tot ICT, openbaar vervoer, huiselijk geweld en betrokkenheid belanghebbenden. In een nota van 6 december 2002 wordt gerapporteerd over de vooruitgang op al deze streefdoelen (Staatssecretaris van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2002).

Met uitzondering van die op het terrein werkgelegenheid, voldoen vele van de Nederlandse streefdoelen niet aan de vereisten die door het Social Protection Committee worden voorgesteld (zie boven). De meeste streefdoelen hebben betrekking op beleidsvoornemens of -initiatieven (bijv. 'Uitkeringen koppelen aan de algemene loonontwikkeling op grond van de Wet Koppeling met afwijkingsmogelijkheid (WKA)'). Ook zijn veel streefdoelen nogal vaag geformuleerd (bijv. 'Er zullen stappen worden gezet om te bezien of sociale activering ook voor arbeidsgehandicapten op een adequate wijze kan worden ingezet', of 'Het waarborgen van de toegankelijkheid van het onderwijs voor minder draagkrachtige en gehandicapte leerlingen'). Voor de meeste streefdoelen kan de mate van voortgang dan ook niet in één of enkele cijfers worden weergegeven, maar alleen via uitgebreide voetnoten worden beschreven, of zijn er zelfs helemaal geen gegevens.

Ook al omdat er geen enkele hiërarchie in de streefdoelen wordt aangebracht, komt er geen duidelijk beeld naar voren hoe het met de bestrijding van armoede en sociale uitsluiting in Nederland gesteld is. Het is ook niet duidelijk hoe de streefdoelen zijn geselecteerd en welke motivatie er achter zit. Zij lijken eerder een inventaris van de beleidsvoornemens van diverse Ministeries dan een samenhangend geheel, en zijn ook niet altijd doordacht. Van één streefdoel wordt zelfs gezegd "Het streefdoel is abusievelijk in het NAP 2001 opgenomen"! (Staatssecretaris van Sociale Zaken en Werkgelegenheid, 2002, p. 5)

4. Lessen uit de ervaringen van andere landen

De volgende lessen kunnen getrokken worden uit de ervaringen in Ierland, het V.K. en Nederland:

- Bij 'targets' t.a.v. armoedereductie hangt het al dan niet bereiken van het doel in grote mate af van sociaal-economische ontwikkelingen waarop het beleid weinig vat heeft.
- 'Targets' moeten regelmatig (bijv. om de vijf jaar) bijgesteld worden - naar boven of naar beneden. Om de geloofwaardigheid van de 'targets' te behouden lijkt het aangewezen om de mogelijkheid van zulke bijstellingen al vanaf het begin aan te kondigen, en zelfs al een procedure voor de herziening uit te werken.
- De 'targets' moeten aansluiten bij het feitelijk gevoerde beleid, en de doelen die impliciet in dat beleid besloten liggen. Wil men de armoede bestrijden door de situatie van éenoudergezinnen te verbeteren, of door leefloners terug aan het werk te krijgen, dan lijkt het aangewezen om dat ook als zodanig in de 'target' te formuleren.

Een advies

De beschreven ervaringen in Ierland, het V.K. en Nederland tonen aan dat men zeer voorzichtig moet zijn bij de formulering van 'targets'. Slecht opgestelde 'targets' kunnen beleidsmakers in moeilijkheden brengen, en de geloofwaardigheid en effectiviteit van armoedebeleid eerder schaden dan verbeteren.

Men kan zich daarom afvragen of het op dit moment opportuun is om voor België een 'target' te formuleren inzake een reductie van de globale armoede. Twee soorten van argumenten pleiten tegen zulk een 'target'.

Ten eerste kan men de vraag stellen hoe realistisch het bereiken van een bepaalde 'target' inzake armoedereductie is. Dit hangt sterk af van de vraag of men het doel formuleert in termen van *relatieve* armoede (gemeten met een welvaartsvaste armoedelijn), of van *absolute* armoede (gemeten met een koopkrachtvaste armoedelijn). In het eerste geval lijkt een substantiële reductie van de armoede zeer moeilijk haalbaar, zeker in België, waar het armoedepeil al tamelijk laag ligt. Een reductie van de relatieve armoede vereist niet alleen een verbetering van de inkomenspositie van de huishouden met lage inkomens, maar daarenboven dat hun inkomenspositie sterker verbetert dan die van het gemiddelde huishouden. Dit impliceert een enorme herverdeling van de rijken en de middenklasse naar de armen. Uit internationaal onderzoek blijkt dan ook dat een duidelijke en blijvende daling van de armoede zeer uitzonderlijk is (Cantillon et al., 2001).

Zou men het armoedereductie 'target' daarentegen formuleren met referentie naar een koopkrachtvaste armoedelijn, dan wordt het realiseren van een forse armoedereductie in zekere zin te gemakkelijk en te weinig ambitieus. Een eenvoudige simulatie op

basis van de ECHP toonde aan dat bij stijging van alle inkomens met 2 percent per jaar, de armoede in de EU als geheel zou afnemen van 16 percent in 1995 tot 9 percent in 2005 (Cantillon en Van den Bosch, 2002). Dit illustreert opnieuw dat het bereiken van zulk een globale 'target' in grote mate afhankelijk is van sociaal-economische ontwikkelingen waarop het beleid weinig vat heeft.

Een tweede argument verwijst naar de geloofwaardigheid van de methode en de betrouwbaarheid van de gegevens. Zoals hierboven uiteengezet, is de schatting van het percentage personen in armoede onderhevig aan steekproeffouten, en vooral ook aan niet-steekproeffouten. De schatting is immers de uitkomst van een lange procedure van datacleaning, imputatie van ontbrekende inkomens en herweging ter correctie van non-respons. De recente herziening van de armoedecijfers voor België en andere landen op basis van de ECHP illustreert de grote impact van wijzigingen in deze procedures op de schattingen van de omvang van de armoede (Van Hoorebeeck et al., 2003). De overgang van PSBH naar SILC, en het streven om de inkomensinformatie zoveel mogelijk te halen uit administratieve databanken, houden daarom grote onzekerheden in over de uitkomsten inzake de schattingen van armoede. Het lijkt verstandig om met het stellen van 'targets' op zijn minst te wachten tot SILC op kruissnelheid is geraakt, en de steekproef voldoende uitgebreid is om de omvang van de steekproeffouten te beperken.

Bovenstaande argumenten tegen de formulering van een 'target' in de zin van een reductie van de globale armoede betekenen niet dat men in het geheel geen 'targets' met betrekking tot armoede zou kunnen opstellen. Op dit moment is het wellicht aangewezen om eerder 'targets' in termen van middelen (*policy-effort targets*) te formuleren. Voorbeelden van mogelijke middelen-'targets' zijn de koppeling van het gewaarborgd inkomen voor bejaarden aan de gemiddelde loonstijging, of de hertewerkstelling van x-duizend werklozen.

Voorwaarde is wel dat de relatie tussen de middelen-'targets' en reductie in het aantal armen evident is of aangetoond wordt (Atkinson et al., 2002). Dit kan bijvoorbeeld met behulp van de micro-simulatiemethode. Voordeel van zulke simulaties zou ook zijn dat duidelijk wordt welke mogelijke beleidsmaatregelen werkelijk effectief kunnen zijn in de bestrijding van de armoede, en welke niet. Hiermee wordt een belangrijk strategisch doel van het opstellen van 'targets' inzake armoede behouden. Nolan (2002) schrijft in dit verband:

The adoption of a national anti-poverty strategy and target serves among other things to highlight the limitations of specific policies which, however valuable in themselves, cannot realistically be expected to have a substantial impact on the overall numbers in poverty. It becomes clear, for example, that policies targeting very specific groups or geographical areas (such as urban “black spots”) do not in themselves constitute a

credible national anti-poverty strategy. It becomes impossible to ignore the big, expensive issues – above all, unemployment and the level and structure of social security benefits as well as broader social provision.

Gegeven bovenstaande overwegingen en argumenten zouden wij aanbevelen dat de 'Werkgroep NAPincl. / Sociale Indicatoren' zich buigt over de samenstelling van een zinvolle lijst van middelen-'targets'.

Referenties

- Atkinson, T., E. Marlier en B. Nolan (2003), *Indicators and Targets for Social Inclusion in the European Union*, Ongepubliceerd paper.
- Brewer, M., T. Clark en A. Goodman (2002), *The Government's Child Poverty Target: how much progress has been made?*, Commentary 88, London: The Institute for Fiscal Studies.
- Cantillon, B., Deleeck, H., Van den Bosch, K. (2001), 'Naar een Europese armoedenorm: aanbevelingen', *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, jrg. 43, 2, p. 261-281.
- Cantillon, B., Van den Bosch, K. (2002), 'Back to basics: safeguarding an adequate minimum income in the active welfare state', in: Sigg, R. en C. Behrendt (eds), *Social security in the global village*, London: Transaction Publishers.
- Chote, R., C. Emmerson en H. Simpson (red.), (2003), *The IFS Green Budget*, London: The Institute for Fiscal Studies.
- Nolan, B. (2002), 'Measuring and Targeting Poverty in Ireland', Paper for Conference Organised by the Hans Bockler Stiftung, Berlijn, Feb. 2002 (wordt gepubliceerd in: Hauser, R. en I. Becker (red), *Reporting on Income Distribution and Poverty: Perspectives from a German and a European Point of View*, Berlijn: Springer.
- Social Protection Committee (2003), *Common Outline for the 2003/2005 NAPs/inclusion*, Brussel: Europese Commissie.
- Staatssecretaris van Sociale Zaken en Werkgelegenheid (2002), 'Voortgangsbrief Nationaal actieplan ter bestrijding van armoede en sociale uitsluiting 2001' [aan de Voorzitter van de Tweede Kamer der Staten Generaal], Den Haag, 6 december 2002.
- Van Hoorebeeck, B., K. Van den Bosch, R. Van Dam, B. Cantillon (2003), *Sociale indicatoren en ECHP-data. Is de armoede nu hoog maar dalend of laag maar stijgend?* CSB-Berichten, Antwerpen: Centrum voor Sociaal Beleid (UFSIA).

3. Evaluatie van de set van indicatoren van sociale inclusie

3.1. Een tussentijdse evaluatie van de indicatoren in het NAPincl.

De indicatoren in het NAPincl.: een tussentijdse evaluatie

1. Kader en doelstellingen van de indicatoren van sociale inclusie

Het NAPincl. 2003-2005 is het eerste waar de gezamenlijke EU-indicatoren van bij de aanvang deel uitmaakten van het productieproces. Het is bijgevolg nuttig om na te gaan hoe de indicatoren geïmplementeerd werden en in welke mate zij hun doelstellingen hebben waargemaakt. Dergelijke evaluatie maakt het mogelijk om aanbevelingen te formuleren.

Het is wellicht nuttig om vooraf nog even stil te staan bij de context waarin de indicatoren werden opgesteld. Het algemeen kader waarbinnen de indicatoren moeten worden geëvalueerd werd vastgelegd door de Europese top in Lissabon (maart 2000). Daar werd overeengekomen dat de lidstaten stappen dienen te ondernemen die tegen 2010 een beslissende impact hebben op de uitroeiing van armoede. Op de Europese top van Nice (december 2000) werden vervolgens vier centrale doelstellingen op het vlak van sociale inclusie overeengekomen³⁶. Nog op de top van Nice werd de Open Methode van Coördinatie (OMC) aangenomen als methode om vooruitgang op sociaal vlak tot stand te brengen. Daaropvolgend werd in december 2001, op de Europese top van Laken, door de EU-lidstaten een gemeenschappelijke set van indicatoren overeengekomen. Op de top van Barcelona (2002) werd de ‘Lissabonstrategie’ nog verder aangevuld door de overeenkomst tussen de lidstaten om in de NAPs ook ‘targets’ voor de reductie van armoede en sociale uitsluiting op te nemen.

Het Sociaal Beschermingscomité omschrijft de doelstelling van de indicatoren als volgt: ‘Aan de hand (van de indicatoren-rvd) moeten de lidstaten en de Commissie

³⁶ Deze doelstellingen zijn: (1) de deelneming aan het arbeidsproces bevorderen, evenals de toegang voor eenieder tot hulpmiddelen, rechten, goederen en diensten, (2) uitsluitingsrisico's voorkomen, (3) optreden ten behoeve van de meest kwetsbaren, (4) alle actoren mobiliseren

kunnen controleren hoeveel vooruitgang er wordt geboekt bij de verwezenlijking van de door de Europese Raad van Lissabon gestelde doelstelling, namelijk uitroeiing van de armoede voor 2010, verbetering van het inzicht in armoede en sociale uitsluiting in de Europese context en vaststelling en uitwisseling van goede praktijken' (SPC, oktober 2001). In de 'Common Outline' voor de NAPs 2003-2005 van de Commissie en de lidstaten worden de indicatoren ook een functie toegekend in het formuleren van 'targets'. Hierin werd bepaald dat: 'Quantified targets should be set for reducing the number of people at risk of poverty and social exclusion. These should be drawn as appropriate on the commonly agreed indicators (...)' (Joint Report by the Commission and the Council on social inclusion, 2004)³⁷.

In de literatuur rond indicatoren worden nog andere doelstellingen en mogelijke effecten aan de indicatoren toegeschreven. Atkinson et.al. (2004) lijken iets verder te gaan dan de officiële doelstellingen waar zij stellen: 'The use of a common set of indicators has the potential to bring about a significant change in the way policy with respect to social inclusion is framed'. Hierbij wordt gewezen op de mogelijkheid dat de indicatoren niet enkel de effecten van beleid registreren, maar dat beleid mee vorm geven. Op deze wijze zouden de indicatoren, nog volgens deze auteurs, kunnen bijdragen tot een meer coherent beleid inzake sociale inclusie in de EU-lidstaten. Vandenbroucke (2002) wijst expliciet op de normatieve rol die indicatoren kunnen spelen indien ze gelinkt worden aan doelstellingen. Andere, min of meer gelijkaardige, toegeschreven doelstellingen zijn: 'agenda setting' en het 'creëren van een gezamenlijke taal voor de discussie van sociale beleidskwesties' (Atkinson, 2002, Atkinson et al. 2002b.).

Om de doelstellingen van Lissabon te halen wordt een specifieke methode gehanteerd, de Open Methode van Coördinatie. In deze OMC worden de lidstaten, in het kader van het subsidiariteitsprincipe, vrij gelaten om de beleidsinstrumenten te kiezen voor het realiseren van gemeenschappelijk vastgelegde objectieven. De Europese Commissie en de lidstaten worden geacht om 'best practices' te identificeren, te promoten en te implementeren. De indicatoren moeten hierbij niet enkel toelaten om

³⁷ er wordt verder bepaald dat: 'When necessary they should also draw on national data which better reflects those aspects of poverty and social exclusion that are a priority for the member states'.

de vooruitgang te observeren, maar ook om beleidsmaatregelen te identificeren die een impact hebben op armoede en sociale uitsluiting en bijgevolg navolging verdienen.

Door veel van de betrokken actoren worden de indicatoren een cruciale rol in de OMC toegedicht. Naar aanleiding van een evaluatie van de eerste ronde van Nationale Actieplannen merkt Atkinson (2002) op dat de tweede ronde makkelijker zal verlopen omdat: 'There is more time (...) and the agreed social indicators will provide a common framework'. In hun evaluatie-rapport van het eerste Belgische NAPincl. merken Nicaise et. al. (2003) op dat er substantiële investeringen gebeurt zijn in het opbouwen van een multi-dimensionele set van sociale inclusie indicatoren, welke verwacht worden binnen een aantal jaar te renderen. Vandenbroucke (2002) verwoordt het belang van de indicatoren als volgt: ' (...) they constitute a key instrument for defining and monitoring policies that are put in place to deal with these problems'

2. Evaluatie van de indicatoren in de NAPincl.

In de tweede ronde van NAPs/incl. werden de lidstaten geacht om voor het eerst gebruik te maken van de indicatoren om hun analyse van de sociale situatie te onderbouwen en om vooruitgang tegenover de overeengekomen doelstellingen vast te stellen. Worden de verwachtingen ingelost in het NAPincl 2003-2005?

Deze vraag wordt negatief beantwoord in het 'joint report' van de Europese Commissie en de Raad van Europa inzake sociale inclusie (maart 2004) en in een analyse van Mabbett (2004)³⁸. De centrale vaststelling in het 'Joint Report' is dat veel landen weliswaar de indicatoren gebruiken om een min of meer uitgebreide beschrijving te geven van de situatie inzake armoede en sociale uitsluiting, maar dat die analyse nauwelijks geïntegreerd wordt in het centrale gedeelte van de NAPs,

³⁸ Gelet op de weinige literatuur die rond dit thema momenteel beschikbaar is wordt hier dankbaar gebruik gemaakt van deze studie. Met het oog op de correctheid naar de auteur ervan, moet erop gewezen worden dat het hier een paper voor een conferentie betreft die niet noodzakelijk de eindversie is.

namelijk daar waar de strategie om armoede en sociale uitsluiting aan te pakken behandeld wordt. Er zijn weliswaar verschillen tussen landen in de mate waarin de indicatoren geïntegreerd werden in het NAP. Mabbett (2004) onderscheidt hier verschillende niveau's³⁹. Een eerste niveau is het rapporteren en bespreken van de indicatoren, wat de meeste landen doen. Een tweede niveau is het vertalen van de gemeenschappelijke indicatoren naar nationale indicatoren of nationale beleidsmaatregelen. Mabbett stelt vast dat enkele landen (o.a. VK, Duitsland) de indicatoren in verband brengen met reeds bestaande nationale indicatoren. Een volgend niveau is dat van de 'agenda-setting', waaronder begrepen wordt dat de indicatoren de beleidsagenda beïnvloeden. De invloed op de beleidsagenda blijkt duidelijk, nog volgens Mabbett, harder te spelen in de zuidoostelijke landen, wellicht mede door het feit dat zij slechter scoren. Een vijfde niveau is het richten van het beleid op de indicatoren, wat volgens deze auteur zelden gebeurt. Een laatste niveau dat zij onderscheidt is dat van de 'benchmarking'. Worden maatregelen vergeleken met andere op het vlak van hun effectiviteit? Schuiven landen beleidsmaatregelen naar voor als 'best practice'? De auteur vindt nauwelijks voorbeelden van 'best practices' of van precieze evaluatiecriteria om de doelmatigheid van maatregelen te evalueren. De Commissie en de Raad inzake sociale inclusie merken in het Joint Report, waar de volledige NAPs worden bekeken, op dat enkel Griekenland, Spanje, Ierland en Portugal globale doelen voorop stellen. In Griekenland, Spanje en Portugal is dit doel gebaseerd op de Laken-indicator van 60% van het mediaan inkomen. Andere lidstaten (Ierland, Frankrijk, Nederland, Portugal, Zweden, VK) zetten systematisch kwantitatieve doelstellingen voorop, maar deze steunen niet op de Laken-indicatoren. Andere landen zetten minder systematisch doelstellingen (Italië, Finland, Duitsland) of zetten geen doelstellingen (België).

Wat is de plaats van de indicatoren in het Belgische NAP? In het Joint Report wordt België tot de landen gerekend die een uitgebreide situatiebeschrijving geven op basis van de Laken-indicatoren, maar deze analyse niet verder doortrekken naar de andere onderdelen van het NAP. Een eerste hoofdstuk is getiteld 'Trends en uitdagingen' en geeft een situatiebeschrijving, waarbij zo goed als alle indicatoren aan bod komen,

³⁹ Hierbij moet opgemerkt worden dat Mabbett haar analyse beperkt tot de NAPs van het VK, Zweden, Spanje, Duitsland en Griekenland, en met de inhoudelijke focus vooral op kinderarmoede.

inclusief een aantal opsplitsingen naar andere variabelen. De indicatoren worden ook aangevuld met een aantal trendgegevens uit andere bronnen. Het blijft evenwel puur bij een beschrijving van de gegevens. Een echte analyse met een formulering van de uitdagingen, zoals de titel van het hoofdstuk suggereert, wordt niet gegeven. Andere landen (o.a. Nederland, Ierland, VK) gaan hier enigszins verder. Deze landen gaan meer in de richting van een identificatie van de meest problematische bevolkingscategorieën in termen van sociale uitsluiting. In geen van de volgende hoofdstukken komen de indicatoren nog aan bod. In hoofdstuk III, ('Strategische aanpak, hoofddoelstellingen en belangrijkste streefdoelen'), dat slechts een halve bladzijde in beslag neemt, wordt vermeldt dat geopteerd wordt om te werken met specifieke doelen (die helaas niet worden vermeld), en niet met globale doelen. Ook in dit cruciaal hoofdstuk wordt er aldus geen verband gelegd met de indicatoren. In de andere hoofdstukken wordt vooral een opsomming gegeven van gerealiseerd en gepland beleid. De opmerking, in het Joint Report, dat sommige NAPs eerder het karakter van een rapport hebben dan wel dat van een actieplan geldt bijgevolg ook in belangrijke mate voor de Belgische versie (p.38).

Op basis van deze analyses kunnen we besluiten dat de indicatoren hun vooropgezette rol in het kader van de OMC alvast niet waarmaken, een vaststelling die ook in het Joint Report wordt gedaan (p. 130). Hoe komt dit?

Mabbett en het Joint Report gaan in dezelfde richting voor een verklaring. Beide wijzen op een gebrek aan aansluiting tussen de gemeenschappelijke indicatoren en het nationale beleidsinstrumentarium en -discours. Beide bronnen geven verschillende mogelijke aspecten van dit gebrek aan aansluiting. Mabbett haalt volgende aspecten aan:

- De keuze voor outcome indicatoren (bijvoorbeeld: het percentage huishoudens met onvoldoende middelen om te participeren in het maatschappelijk leven i.p.v. output (bijvoorbeeld: het aantal personen met een bijstandsuitkering) (of zelfs input-indicatoren). Beleidsmakers hebben steeds meer kennis over de determinanten van outputs dan van outcomes, omdat er veel minder intermediaire variabelen invloed hebben op de relatie tussen inputs en outputs dan op deze tussen inputs en outcomes. En aansluitend;

- Het is moeilijker om beleidsmakers aansprakelijk te stellen voor outcomes, aangezien slechte prestaties op dat vlak kunnen veroorzaakt zijn door factoren die zij niet in handen hebben.
- De keuze voor dit type van indicatoren wordt mede veroorzaakt vanuit het streven naar internationale vergelijkbaarheid, wat mogelijk ingaat tegen de relevantie op nationaal vlak

Deze auteur blijkt dus een nogal groot belang te hechten aan de aard van de indicatoren als verklaring voor hun geringe impact in het NAP. Deze positie lijkt aan te sluiten bij de opmerking die Nicaise et. al. (2003) maakten over het eerste NAP, dat het gepercipieerd werd als een ‘alien’, technocratische oefening. Dergelijke vaststelling kan volgens deze visie worden doorgetrokken naar de rol van de indicatoren in het tweede NAP.

In het Joint Report wordt daarnaast gewezen op het feit dat de lijst van gezamenlijke indicatoren niet volledig is. Domeinen als Gezondheid, leefomstandigheden en huisvesting worden niet adequaat gedekt in de huidige lijst. Bovendien is er een gebrek aan kennis omtrent armoede en sociale uitsluiting op het sub-nationale niveau. Verder is volgens het rapport de belangrijkste concrete uitdaging gelegen in het opbouwen van statistische capaciteit. Momenteel zijn er, volgens het Rapport, grote gaten in de beschikbare data. Zeker voor kwetsbare groepen schieten de data vaak tekort. Daarbij wordt verwezen naar drugsverslaafden, daklozen, etnische minderheden, etc.

Tenslotte wordt ook gewezen op het feit dat de indicatoren reeds enige ‘ouderdom’ hebben bij hun publicatie. Er is een tijds kloof van enkele jaren tussen de periode waarop de indicatoren betrekking hebben en het moment waarop zij bruikbaar worden voor het beleid. Dit wordt ook als beperkend ervaren voor de beleidsrelevantie van de indicatoren.

3. Hoe verder met de indicatoren in het NAP?

Op het einde van de looptijd van het huidige NAP zullen we halfweg de termijn zijn die werd uitgezet in de Lissabon-strategie inzake sociale inclusie. Tegelijkertijd

moeten we vaststellen dat één van de kerninstrumenten van deze strategie (tot dusver) niet werken zoals verwacht. Hoe kunnen de indicatoren verbeterd worden? In de executive summary van het Joint Report wordt veel nadruk gelegd op een uitbreiding van de statistische capaciteit:

' To ensure progress on these policy orientations and towards the overall objectives, it will be essential to strengthen the evaluation procedures by further developing indicators and other monitoring mechanisms at the national and EU -levels. In this context, it is important to continue to develop both the EU and the national statistical capacity in order to support the measurement and analysis of all key dimensions of social inclusion' (p.5).

In het verdere verloop van deze bijdrage zal worden betoogd dat deze uitbreiding van de statistische capaciteit twee dimensies omvat, die beiden moeten worden versterkt, willen de indicatoren hun vooropgezette rol kunnen vervullen. Als dimensies van statistische capaciteit onderscheiden we hier globaal:

- Het aanvullen en verbeteren van de bestaande set van indicatoren
- de analyse van de indicatoren

We bespreken achtereenvolgens deze dimensies.

4. Het aanvullen en verbeteren van de bestaande set van indicatoren

Reeds van bij de voorbereiding van de lijst van gemeenschappelijke indicatoren werd opgemerkt dat bepaalde wenselijk geachte indicatoren niet onmiddellijk zouden kunnen worden aangemaakt (zie o.a. Atkinson et. al., 2002). Het was immers duidelijk dat voor de aanmaak van sommige indicatoren de nodige basisgegevens ontbreken. Voor andere probleemgebieden konden nog geen indicatoren worden overeengekomen bij gebrek aan een voldoende uitgeklaarde conceptuele basis of door een combinatie van conceptuele onduidelijkheden en ontbrekende data.

Het Comité voor sociale bescherming (oktober 2001) beveelt in zijn verslag over de indicatoren op het gebied van armoede en sociale uitsluiting aan om, naast de overeengekomen gemeenschappelijke indicatoren, verder onderzoek te verrichten rond volgende aspecten:

- verbetering van vergelijkbare gegevens en verslaggeving over passende huisvesting, huisvestingskosten en thuisloosheid
- ontwikkeling van indicatoren inzake lees-, schrijf- en rekenvaardigheden en inzake de toegang tot het onderwijs
- op het gebied van gezondheid, bestudering van maatstaven voor de voor de kwaliteit gecorrigeerde levensverwachting, vroegtijdige sterfte naar sociaal-economische positie en (...) de toegang tot de gezondheidszorg
- behandeling van groepen die niet in ‘particuliere huishoudens’ leven, met name de thuislozen, maar ook zij die in een instelling leven.

In hetgeen volgt overlopen we de stand van zaken op deze en enkele aanverwante terreinen.

4.1. Ontbrekende bevolkingscategorieën

Zowel door degenen die betrokken waren bij het ontwerpen van de indicatoren als door de verenigingen van armen wordt opgemerkt dat bepaalde, kwetsbare, bevolkingsgroepen geheel niet vertegenwoordigd zijn in de gegevens waar de indicatoren op berekend worden. Zij blijven buiten uit het zicht. Het voorbeeld bij uitstek is het ontbreken van een indicator rond het aantal thuislozen. Hierboven werd reeds aangegeven dat het joint report nog opmerkt dat er ook geen gegevens voor handen zijn over een aantal andere risicogroepen: drugsverslaafden, personen die in een instelling verblijven, etnische minderheden. Ook illegalen kunnen hier nog aan toegevoegd worden.

De redenen waarom deze groepen buiten het bereik van de gebruikelijke instrumenten vallen zijn divers. Deze zijn zowel van praktische als van survey-methodologische als van meer conceptuele aard. Zo maken personen die verblijven in instellingen doorgaans geen deel uit van de bestaande surveys omdat hun leefomstandigheden en welvaartspositie moeilijk te vergelijken zijn met deze van personen die leven in een particulier huishouden. Thuislozen kunnen niet bereikt worden met een grootschalige standaard-survey, aangezien zij niet op een vast adres benaderbaar zijn. Bovendien

bestaat er geen registratiesysteem dat een telling toelaat⁴⁰. Sommige van deze groepen maken, in principe, wél deel uit van de onderzoekspopulatie, in zoverre ze in een privaat huishouden verblijven, bijvoorbeeld drugsverslaafden. Voor deze groep stelt zich de vraag in hoeverre zij kunnen benaderd en geïdentificeerd worden via een standaard-interview. Etnische minderheden maken eveneens deel uit van de onderzoekspopulatie. Hier lijkt het probleem voor een accurate analyse vooral te liggen in een te kleine steekproefomvang en in een adequate afbakening van de groep. Illegalen tenslotte zijn bijna per definitie onzichtbaar voor officiële statistieken. Zij staan niet geregistreerd en er kan betwijfeld worden of zij afdoende benaderbaar zijn voor een standaard-interview in het kader van een grootschalige survey. Voor een aantal van deze risicogroepen stelt zich wellicht ook het probleem dat zij, relatief gezien, klein in omvang zijn, en dat er een groot aantal vragen nodig zijn om een adequaat beeld van hun situatie te schetsen, wat dan weer een te grote belasting van de vragenlijst kan meebrengen.

Samenvattend, de onderbelichting van sommige specifieke risicogroepen in de bestaande databronnen is niet toevallig, maar een gevolg van ernstige methodologische problemen. Een evidente oplossing is daarvoor niet voorhanden. Het lijkt evenwel een minimumvereiste dat een zo accuraat mogelijke kwantificering wordt gegeven van de groepen die niet ‘vertegenwoordigd’ zijn in de voornaamste indicatoren, voornamelijk de geïnstitutionaliseerde bevolking, en dit zoveel mogelijk opgesplitst naar verschillende subcategorieën: bejaardentehuizen, rust-en verzorgingstehuizen, gevangenen, andere langdurig geïnstitutionaliseerden (psychiatrische patiënten, gehandicapten) en thuislozen. Naast een kwantificering is ook een monitoring aangewezen van de leefomstandigheden van deze categorieën. Gelet op het feit dat voor deze verschillende groepen specifieke criteria moeten gehanteerd worden om de leefomstandigheden te evalueren kan dit wellicht het best verlopen via (regelmatige) gerichte onderzoeken.

4.2. Indicatoren gerelateerd aan huisvesting

⁴⁰ al wordt hier door verschillende instanties aan gewerkt.

Op het vlak van huisvesting gaat het Belgische NAPincl. verder dan de gemeenschappelijke indicatoren. Er werden indicatoren opgenomen over het aanbod en de vraag naar sociale woningen, over de kwaliteit van de huisvesting (aanwezige voorzieningen en gebreken) en over de woonkost. Aangezien huisvesting een cruciaal domein is voor de problematiek van armoede en sociale uitsluiting betekent deze opname een belangrijke vooruitgang. Globaal voldoen de opgenomen indicatoren wellicht als monitoringinstrumenten. Nochtans zouden op het vlak van de kwaliteit van de huisvesting en de woonkost verdere ontwikkelingen wenselijk zijn.

Inzake de kwaliteit van de huisvesting dient er verder onderzoek te gebeuren naar minimale normen inzake een kwalitatief adequate huisvesting. De opgenomen items zijn in overeenstemming met wat internationaal gangbaar is, maar verder onderzoek naar de volledigheid van de items en naar de grens van een minimaal aanvaardbare woning is wenselijk. Het belangrijkste punt van verder onderzoek op dit vlak is evenwel de validiteit en de betrouwbaarheid van de items en de daarop gebaseerde indicatoren. De gegevens zijn immers afkomstig van de respondenten zelf en de vraag is of zij in staat zijn om over eerder bouwtechnische aspecten valide en betrouwbare gegevens te leveren en of verschillende respondenten en verschillende categorieën van respondenten daarbij eenzelfde referentiekader hanteren. Indien daarin belangrijke verschillen zouden zijn vertekent dit de vergelijking tussen die bevolkingscategorieën.

De indicator voor de betaalbaarheid van de huisvesting is het percentage huishoudens met een inkomen onder de mediaan dat meer dan 33% van zijn inkomen aan (naakte) woonkosten uitgeeft. De moeilijkheden situeren zich hier voornamelijk op het vlak van de basisgegevens om de indicator te berekenen. De indicator is berekend op de Huishoudbudgetenquête. Deze databron is gekozen omdat in PSBH/ECHP de twee benodigde gegevens, woonkosten en inkomen, beiden betrekking hebben op een verschillende referentieperiode: de woonkost heeft betrekking op het ogenblik van de bevraging, het inkomen heeft betrekking op het afgelopen kalenderjaar. Ook de Huishoudbudgetenquête heeft evenwel belangrijke nadelen: een zeer lage respons en

een uiteindelijke (te) kleine steekproefomvang⁴¹. De SILC biedt voor deze indicator geen oplossing aangezien dezelfde referentieperiodes worden gehanteerd voor beide informatie-elementen als in de PSBH/ECHP. Nochtans zou voor dit probleem een oplossing moeten worden gevonden aangezien de steekproefomvang van de huishoudbudgetenquête geen zinvolle uitsplitsingen toelaat.

Een andere kwestie die verband houdt met de huisvestingssituatie betreft het in rekening brengen van de inkomsten voortkomende uit het bewonen van een eigen woning, de zg. imputed rent voor eigenaars. In het kader van de SILC wordt van de lidstaten verwacht dat zij hierover in de komende jaren (vanaf 2007?) informatie leveren aan Eurostat. Het is aannemelijk dat deze informatie in de toekomst op EU-vlak zal worden gebruikt bij de constructie van de indicatoren rond het armoederisico. In een aantal lidstaten is dit trouwens eerder gebruikelijk. Het zou nuttig zijn, al weze het tentatief, een indicator rond armoederisico te berekenen waarbij rekening wordt gehouden met imputed rent. Het opnemen van deze inkomenscomponent kan immers een belangrijk effect hebben op de armoederisico's van verschillende bevolkingscategorieën. Het is daarom, zowel inhoudelijk als omwille van de toekomstige continuïteit van de analyse, nuttig om hiermee reeds zo snel mogelijk rekening te houden.

4.3. Indicatoren gerelateerd aan gezondheid

Ook inzake gezondheid wordt in het Belgische NAP verder gegaan dan de Europese set van indicatoren waaronder een indicator rond levens- en gezondheidsverwachting. De Graeve (2003) noemt de huidige set van gezondheidsindicatoren een 'zinvolle lijst die een compromis vormt tussen wat wenselijk is om op te volgen en wat haalbaar is om te berekenen op de korte termijn'.

Naar de toekomst toe ziet zij twee aanvullingen wenselijk: een indicator rond 'catastrofale gezondheidsuitgaven' en een fijnere indicator rond ongelijkheid in gezondheid.

⁴¹ Een ruwe berekening (onder assumptie van een enkelvoudige toevalssteekproef en bij een steekproefomvang van 2000 huishoudens) leert dat het 99% betrouwbaarheidsinterval voor het vastgestelde percentage van 13,7% gaat van 11,7 tot 15,7. Dit maakt dat zelfs op het Belgische niveau redelijk grote verschuivingen nodig zijn statistisch significant te zijn.

De indicator rond gezondheidsuitgaven is vergelijkbaar met de indicator van huisvestingskosten en is in principe makkelijk berekenbaar. Conceptueel stelt zich de vraag waar het kritisch niveau ligt, waarboven gezondheidsuitgaven problematisch worden. Maar hier kan eventueel een pragmatische keuze in worden gemaakt. Het grootste probleem voor de aanmaak van dergelijke indicator is het ontbreken van gegevens over de eigen gezondheidsuitgaven van personen en gezinnen. De huishoudbudgetenquête is hiervoor enkel via een omslachtige en methodologisch gesofisticeerde procedure bruikbaar.

De huidige set van (gemeenschappelijke) indicatoren bevat als indicator van ongelijkheid de zelfverklaarde gezondheidstoestand naar inkomenscategorieën. Hiertegen zijn evenwel een aantal methodologische bezwaren in te brengen⁴². De Graeve stelt voor om in aanvulling daarom ook een concentratie-index in de indicatorenset op te nemen. De methodologie hiervan staat behoorlijk op punt en de indicator kan berekend worden op PSBH/ECHP en wellicht SILC.

4.4. Indicatoren rond onderwijs, lees- schrijf- en rekenvaardigheden

De gemeenschappelijke indicatorenset bevat twee indicatoren rond onderwijs: het percentage vroegtijdige schoolverlaters (niveau 1) en het percentage met een laag onderwijsniveau (niveau 2). Het Belgische NAP bevat daarnaast nog vijf andere indicatoren: vroegtijdige schoolverlaters naar het hoogst behaalde onderwijsniveau van de ouders, het percentage jongeren in het buitengewoon onderwijs, het percentage laaggeletterden, het percentage jongeren met twee of meer jaar schoolse vertraging en de deelname aan levenslang leren.

⁴² De Graeve (2003) vermeld hierover: 'Een nadeel van deze maatstaf is dat een relatief klein percentage van de bevolking een slechte tot zeer slechte gezondheidstoestand heeft en dat evolutie van de maatstaf door toeval soms erg kan variëren. Bovendien reduceert de maatstaf de gezondheidsinformatie die beschikbaar is op een vijfpuntenschaal naar een dichotome waarde. Vroeger onderzoek heeft uitgewezen dat het afkappunt dat men kiest (zeer slecht en slecht samen of ook nog redelijk erbij bv.) het beeld dat men krijgt kan veranderen.'

Nicaise en Groenez (2003) formuleren nog een aantal wenselijke aanvullingen bij de lijst van indicatoren. Vooreerst suggereren zij een indicator die de beleving van het onderwijs door arme kinderen en ouders weergeeft. Dergelijke indicator sluit aan bij de wensen van de verenigingen waar de armen het woord nemen. Er zijn surveys beschikbaar (PISA, Vlaamse Gemeenschap) die een tevredenheidsmeting bevatten maar geen van deze bestrijkt het volledige Belgische grondgebied. Een tweede wenselijke indicator betreft de studiekosten. Momenteel zijn hierover slechts gegevens beschikbaar via sporadische studies. Dit geldt trouwens ook voor twee van de wel opgenomen indicatoren: het percentage laaggeletterden en vroegtijdige schoolverlaters naar het hoogst behaalde onderwijsniveau van de ouders. Voor deze indicatoren is er behoefte aan meer recurrende data.

4.5. indicatoren rond maatschappelijke integratie en participatie.

De gemeenschappelijke set bevat geen indicatoren rond maatschappelijke integratie en participatie. Het Belgische NAP bevat hierrond acht indicatoren, waarvan een aantal rond het sociale netwerk en een aantal rond participatie aan vrijetijds- en culturele activiteiten, mogelijkheid om op vakantie te kunnen gaan en het bezit van een internetconnectie. Een belangrijke indicator op dit vlak is de toegang tot het (ge)recht. Rond dit aspect ontbreekt het evenwel nog aan conceptuele duidelijkheid en aan relevante gegevens.

4.6. Het nastreven van een zo hoog mogelijke kwaliteit van de gegevens.

Aangezien een groot aantal indicatoren gebaseerd zijn op data afkomstig van surveys wezen Atkinson et. al. (2002) reeds op het belang van de kwaliteit van deze data (p.37 e.v.). Een eerste vereiste is in dit verband dat de survey voldoende groot is. Dit is vooral belangrijk met het oog op de statistische betrouwbaarheid van de uitsplitsing van de indicatoren en van evoluties. In dit opzicht laat de ECHP-survey zeker te wensen over. De omvang van de plaatsvervanger van de ECHP, de SILC-survey, kan adequaat genoemd worden op Belgisch niveau, maar is eerder minimaal op het niveau van de Gewesten, zeker indien ook op dat niveau nog opsplitsingen worden gemaakt. Een bijdrage in de ophoging van de steekproef vanuit de Gewesten, ook betrokken

partners, zou hier wenselijk zijn. Aandacht voor de omvang van de EU-SILC wordt ook door de werkgroep indicatoren van het NAPincl beklemtoont.

Naast de initiële steekproefomvang is ook de mate waarin de geselecteerde huishoudens meewerken aan de survey en de statistische verwerking van de gegevens van groot belang. Het NIS levert een bijzondere inspanning om de kwaliteit van de SILC te verzekeren. Tegelijkertijd moet vastgesteld worden dat de omkadering naar internationale normen en gelet op de ambities en doelstellingen van de SILC en het NAPincl. nog eerder minimaal is. In deze context stelt zich de vraag in hoeverre het mogelijk is om in het kader van de SILC strategieën te ontwikkelen om een traditionele zwakte van de vorige Belgische inkomenssurveys (Sociaal Economisch Panel, PSBH/ECHP en ook Gezinsbudgetenquête), de lage responscijfers, te overkomen. Met name Brussel stelt hier een bijzondere uitdaging. Responscijfers voor dit Gewest zijn traditioneel (nog) lager dan in de andere regio's. Dit maakt het problematisch om voor dit Gewest afzonderlijke indicatoren te presenteren. Het is hoogst wenselijk dat hieraan speciale aandacht zou kunnen worden gegeven.

4.7. De inbreng van de armen in de constructie van de indicatorenset

In zijn eindrapport zet het Steunpunt Armoedebestrijding een aantal kanttekeningen bij de armoedeindicatoren. Er worden een aantal suggesties gedaan op het vlak van de financiële aspecten en monetaire indicatoren, arbeid en tewerkstellingsindicatoren, rechten en indicatoren voor de toepassing van rechten en inzake het beleid inzake armoedebestrijding en indicatoren om dit beleid te meten. Het voornaamste bezwaar tegen de bestaande set van indicatoren lijkt te zijn dat zij niet voldoende de concrete leefwereld van de armen, en de problemen waarmee zij geconfronteerd worden weerspiegelen. Gepleit wordt o.a. voor indicatoren rond schulden inzake basisrechten (onderwijs, huisvesting, gezondheid), rond de kwaliteit van werk en rond de concrete betekenis van een (te) laag inkomen. Alhoewel deze suggesties inhoudelijk relevant zijn is hun implementatie niet vanzelfsprekend. Zo stellen de eerste twee types van indicatoren (schulden en kwaliteit van werk) wellicht belangrijke dataproblemen. Zo is het niet ondenkbaar dat de geneigdheid om het bestaan van schulden te rapporteren in het kader van een enquête eerder laag is. Inzake de kwaliteit van de tewerkstelling bestaan er een aantal gegevens voor personen met een job: loonhoogte, type contract,

e.d. Het is evenwel niet evident om in het kader van een standaard-enquête hierin veel verder te gaan. Bovendien lijkt het vooral interessant om na te gaan welke soort jobs beschikbaar zijn voor werklozen, of naar welke soort jobs werklozen uit een gezin met een laag inkomen doorstromen indien ze werk vinden. Een panel survey zoals de PSBH/ECHP biedt hiertoe in principe mogelijkheden. Het is evenwel zeer vraag of deze survey voldoende groot is om een betrouwbare indicator op te baseren. Dit zou verder kunnen onderzocht worden. Ook zou kunnen nagedacht worden over de ontwikkeling van een budgetnorm. Dergelijke armoededrempel geeft wellicht, beter dan een relatieve norm, weer welke levensstandaard in de norm vervat zit. Daarom is een budgetnorm wellicht beter in staat om te laten aanvoelen dat leven onder de norm betekent: keuzes maken tussen basisbehoeften. Ook zou kunnen onderzocht worden of er indicatoren kunnen worden aangemaakt die een beeld geven van de incidentie van bepaalde cumulaties van onvervulde basisbehoeften.

4.8. Inkomen en deprivatie: naar een 'absolute' armoedenorm?

Voor de oorspronkelijke set van indicatoren rond financiële armoede werd geopteerd voor een relatieve armoedelijn, waarbij de armoedenorm wordt bepaald in relatie tot het algemene inkomensniveau in de lidstaat. Atkinson e.a. (2002) bevelen reeds aan om voor de middellange termijn andere benaderingen te onderzoeken. Naar aanleiding van de recente uitbreiding van de EU stelt die noodzaak zich waarschijnlijk sneller dan men zich toen realiseerde. Het laat zich immers aanzien dat de nieuwe lidstaten, bij een zeer verschillend niveau van economische en sociale ontwikkeling, toch percentages van financiële armoede laten optekenen die zeer gelijkaardig zijn aan deze van de oorspronkelijke lidstaten. Dergelijk resultaat is een inherent gevolg van het gebruik van de relatieve methode, maar het doet wel afbreuk aan de 'intuïtieve validiteit' (Atkinson e.a., 2002), die een armoede-indicator moet hebben. Dit gegeven zal wellicht, alvast op Europees niveau, ook de vraag doen ontstaan naar het ontwikkelen van een 'absolute' armoede-indicator, te gebruiken naast de relatieve maat. Zowel een deprivatie-index als een budgetnorm zijn mogelijke operationalisering van dergelijke absolute norm.

Van bij de aanvang van de discussie over de indicatoren sociale inclusie werd de vraag behandeld of er ook een deprivatie-indicator moet worden opgenomen (o.a. Atkinson e.a., 2002). Omwille van verschillende redenen werd er in de gezamenlijke lijst geen indicator opgenomen en werd er ook in de meeste NAP's geen dergelijke indicator berekend. Conceptueel-methodologische problemen liggen hier aan de grondslag, o.a. onduidelijkheid over welke items er moeten worden opgenomen, welk gewicht er aan de items moet worden gegeven, de internationale vergelijkbaarheid van dergelijke indicator en de onduidelijkheid over de interpretatie van evoluties en effecten van beleidsmaatregelen. Bovendien moet ook rekening worden gehouden met bepaalde meettechnische aspecten (cf. Van den Bosch, 2004).

Nochtans wordt een deprivatie-index, mede omwille van de hierboven aangehaalde redenen, meer en meer beschouwd als een nuttige aanvulling bij de bestaande indicatoren. Bij de ontwikkeling van dergelijke norm, het weze voor nationaal of internationaal gebruik, moet rekening worden gehouden met het feit dat de set van gezamenlijke indicatoren reeds een multidimensioneel beeld van de situatie inzake armoede en sociale exclusie geeft, zij het geen synthetisch. Het nut van een deprivatie-index wordt daarom wellicht het best gerealiseerd wanneer vooral aspecten van de leefomstandigheden worden opgenomen die nog niet in de bestaande indicatoren vervat zijn. Een focus op materiële deprivatie is daarom de te verkiezen weg. Materiële deprivatie wordt hier begrepen als het ontberen, omwille van financiële redenen, van noodzakelijk geachte goederen of diensten (o.a. sommige duurzame consumptiegoederen, mogelijkheid om op vakantie te gaan, adequate voeding) of het cumuleren van een aantal negatieve leefomstandigheden (o.a. gebreken in de woning, negatieve aspecten van de leefomgeving).

Intrinsiek komt dergelijke deprivatie-index ook tegemoet aan de verwachting van de armen, waar zij vragen om indicatoren die meer de cumulatie van achterstellingen weergeven. Er moet evenwel rekening worden gehouden met de mogelijkheid dat dergelijke deprivatie-index, ten gevolge van de techniciteit van de berekening, deze verwachtingen toch niet helemaal inlost en dat bijkomende indicatoren bijgevolg nodig blijven om hieraan tegemoet te komen.

Ten opzichte van een budget norm heeft de deprivatie-index het belangrijke voordeel dat er, in ECHP en SILC, data beschikbaar zijn om een berekening uit te voeren. De ontwikkeling van een budgetnorm, zeker in EU-verband, vergt daarentegen een langdurig ontwikkelingsprogramma. Daar tegenover staat dat aan de budgetnorm wellicht een hoge beleidsmatige relevantie kan worden toegeschreven (cf. Cantillon, e.a., 2001). Ook op het vlak van 'intuïtieve validiteit' voor een groot publiek scoort de budget norm wellicht hoog. Daarom moet de ontwikkeling van een indicator gebaseerd op deze norm steeds mee in de overweging genomen worden.

4.9. Input-indicatoren

Ook op het vlak van inkomen gaat het Belgische NAP verder dan de gemeenschappelijke indicatoren. Het bevat naast de outcome indicatoren enkele input-indicatoren. Het gaat om de adequaatheid van de minimumuitkeringen en de adequaatheid van het minimumloon. Een minderheid van de andere lidstaten gebruikt dergelijke indicatoren (Nederland, Ierland, Frankrijk, Griekenland).

Input-indicatoren behoren niet tot de set van gezamenlijke EU-indicatoren vanwege het feit dat zij niet compatibel worden geacht met de OMC-methode. Niettemin kan aan dergelijke indicatoren een grote relevantie worden toegeschreven aangezien zij (1) direct beïnvloedbaar zijn door het beleid en (2) een duidelijke band hebben met de resultaat indicatoren. Zij kunnen m.a.w. helpen om tegemoet te komen aan het bezwaar dat de indicatorenset te weinig aansluit bij het beleid. Op dit vlak is de belangrijkste opdracht wellicht niet beperkt tot het NAP incl. Deze indicatoren kunnen de band leggen met de andere NAP's, en als dusdanig een stimulans betekenen voor een geïntegreerd beleid. In dat opzicht is het belangrijk dat de consistentie van gelijkaardige indicatoren in de verschillende NAP's wordt uitgewerkt en bewaakt.

5. Analyse van de indicatoren

Uit het bovenstaande overzicht kunnen we besluiten dat de Belgische indicatorenlijst zo goed als volledig tegemoetkomt aan de wensen van het Sociaal Beschermingscomité. Op de meeste dimensies gaat de Belgische lijst verder dan de gemeenschappelijke EU-indicatoren. Een aantal van de resterende gebreken kunnen op korte termijn verholpen worden (bv. ongelijkheidsindex inzake gezondheid, indicatoren inzake de cumulatie van onvervulde behoeften, etc.). Andere gebreken kunnen pas via een onderzoeksprogramma op langere termijn (bv. ontwikkeling van een budgetnorm) of via het opzetten van aanvullende dataverzamelingen worden verholpen. Alhoewel voor veel van de indicatoren nog wetenschappelijk onderzoek gaande is om tot betere operationalisering te komen van de te meten fenomenen kan globaal van de huidige set van indicatoren verwacht worden dat zij in staat zijn om hun vooropgestelde doelstellingen te realiseren. Concluderend: in termen van data en indicatoren is de noodzakelijke statistische capaciteit in adequate mate aanwezig. Hieruit volgt dat de geringe impact van de indicatoren in het NAP 2003-2005 voornamelijk te wijten is aan hun (onder)benutting.

Hierboven werd reeds opgemerkt dat in het Belgische NAPincl de indicatoren puur beschrijvend worden weergegeven. Het is in feit niets meer dan een tekstuele weergave van de cijfers en de tabellen, zonder afweging van het gewicht van de verschillende indicatoren, zonder conclusie inzake behoeftestructuur of evolutie. Wil men de indicatoren hun vooropgezette doelstellingen laten waarmaken dan zal er in de toekomst vooral op dit vlak een stap verder moeten worden gezet. Met name zal er in de toekomst werk moeten worden gemaakt van de ontwikkeling van statistische capaciteit inzake de analyse van de indicatoren, dit met het oog op (i) het detecteren van risicogroepen, (ii) het vaststellen van evoluties, (iii) het trekken van conclusies in functie van beleidsontwikkeling, (iiii) het detecteren van lacunes en gebreken in de indicatoren .

Elke aanbeveling inzake de prioriteiten van het armoedebeleid dient uit te gaan van een diagnose van de situatie. ‘Verbetering van het inzicht in armoede en sociale

uitsluiting' is ook een uitdrukkelijke doelstelling van de indicatoren, zoals geformuleerd door het Sociaal Beschermingscomité (cf. paragraaf 1). Naar verwerking van de indicatoren in het NAP toe betekent dit dat naast het beschrijvende, de indicatoren meer vanuit een aantal vraagstellingen dienen te worden benaderd: wie zijn de risicogroepen, hoe omvangrijk zijn die, waarom zijn dat risicogroepen, hoe groot zijn de tekorten, in welke mate cumuleren bepaalde bevolkingscategorieën tekorten. De indicatoren moeten m.a.w. worden gebruikt om een 'verhaal' te vertellen over de toestand inzake armoede en sociale uitsluiting in België. Een verhaal dat toelaat om een inschatting te maken op welke terreinen er beleid kan gevoerd worden ten einde vooruitgang te boeken inzake de Lissabon-doelstellingen.

Aangezien de indicatoren de vooruitgang in de realisatie van de Lissabon-doelstellingen moeten monitoren is het daarnaast noodzakelijk dat in de toekomst tijdreeksen worden opgenomen. Atkinson (2002) wijst er op dat het aspect van het observeren van veranderingen enigszins onderbelicht is gebleven bij de ontwikkeling van indicatoren. De cruciale vraag in het kader van de Lissabon strategie is immers of we in de gewenste richting evolueren en in mindere mate op welk niveau we ons bevinden. In het huidige NAP werden enkel de cijfers voor het meest recent beschikbare jaar opgenomen, met als reden dat het binnen de gestelde deadlines moeilijk was om de statistische significantie van eventuele verschuivingen te berekenen. Gelet op de aard van sommige indicatoren en het design van een de surveys waarop de indicatoren berekend worden is dit inderdaad statistisch een complexe aangelegenheid, maar dit kan geen blijvend argument zijn om geen tijdreeksen op te nemen. Het doel van de Lissabon-strategie is immers om tot een substantiële reductie van de armoede te komen. Dit kan moeilijk iets anders betekenen dan dat de indicatoren een dermate substantiële verbetering van de situatie op het vlak van armoede en sociale uitsluiting moeten weergeven, dat zelfs zonder statistische toetsing, het redelijkerwijze aannemelijk is dat het om een reële verbetering van de situatie gaat. Vanuit deze redenering is het relevant om in elk

NAP, waar mogelijk⁴³, tijdreeksen op te nemen, ook al kan men er geen uitspraken op baseren over jaar-tot-jaar veranderingen. In elk geval zouden, over een langere periode gezien, de indicatoren een neerwaartse trend moeten vertonen. Dit alles betekent niet dat er niet moet worden gestreefd naar het voorzien van de nodige statistische toetsen, zodanig dat korte termijn veranderingen beter kunnen worden geïnterpreteerd en uitspraken over lange termijn-evoluties ook statistisch kunnen worden onderbouwd (zie als voorbeeld Dewilde e.a., 2004).

Het detecteren van risicogroepen, naar risico, diepte en omvang, en het vaststellen en analyseren van evoluties moeten leiden naar conclusies inzake de bevolkingscategorieën en beleidsdomeinen waar zich de grootste behoeften stellen en inzake de evolutie naar de Lissabon –doelstellingen. Idealiter zouden deze conclusies richtinggevend moeten zijn voor de verder uit te werken strategische aanpak en voor het zetten van targets.

Tegelijkertijd zal dergelijke analytische aanpak ook duidelijk kunnen maken aan welke bijkomende (verfijningen van) indicatoren het meeste behoefte is in functie van het formuleren van beleidsrelevante conclusies.

5. Inventarisatie van de aanvullingen bij de bestaande indicatoren

Bovenstaande analyse van de stand van zaken wat betreft de NAP-indicatoren bestrijkt een ruimer domein dan hetgeen waar de werkgroep zich tot nog toe op heeft gericht, nl. de constructie en berekening van indicatoren. Het voornaamste punt dat daarbij wordt gemaakt is dat het nut van de indicatoren niet enkel wordt gerealiseerd door het feit dat ze er zijn, maar evenzeer door de wijze waarop ze worden gebruikt. Dit neemt niet weg dat er ook op het vlak van de ontwikkeling van indicatoren nog werk te verrichten valt. Met het oog op de discussie in de werkgroep systematiseren

⁴³ Althans, voor zover er geen definitiewijzigingen zijn doorgevoerd in een indicator en voor zover er geen andere (bv. meettechnische) factoren in het geding zijn, buiten de normale statistische onzekerheden.

we hier een aantal zaken die hierboven reeds in een ruimere context aan bod kwamen en werken we één en ander wat verder uit.

In tabel 1 wordt getracht om de hierboven geïnventariseerde behoeften wat te systematiseren naar domein en de termijn waarop aan die behoefte kan worden tegemoet gekomen. Hierbij moet eerst en vooral opgemerkt worden dat de lijst van behoeften gebaseerd is op de rapporten van de subwerkgroepen bij het NAP 2003-2005, aangevuld met opmerkingen uit andere bronnen (o.a. Steunpunt Armoedebestrijding) en eigen suggesties. De lijst heeft niet de pretentie om volledig te zijn. Wel kan verondersteld worden dat de voornaamste behoeften hier worden weergegeven. Voorts wordt erkend dat de classificatie van behoeften in een specifiek vakje tentatief van aard is. Tenslotte moet worden opgemerkt dat het hier vooral om aanvullingen gaat bij de bestaande indicatoren. Voor de meeste bestaande indicatoren is daarnaast ook nog conceptueel of methodologisch werk nodig/aan de gang. Met deze bemerkingen in het achterhoofd kan globaal worden vastgesteld dat (1) de omvangrijkste noden zich situeren op het vlak van de beschikbaarheid van basisgegevens (2) er op korte termijn enkele nuttige/nodige aanvullingen mogelijk zijn. Aan de behoefte aan bijkomende basisgegevens kan wellicht enkel op langere termijn worden voldaan. Bij de aanvullingen die op korte termijn mogelijk zijn moet een onderscheid gemaakt worden tussen deze die quasi onmiddellijk kunnen worden berekend (kwantificering ontbrekende bevolkingscategorieën, concentratie-index) en deze die vooraf nog enige uitklaring of beslissing nodig hebben binnen de (sub)werkgroep(en) (kwaliteit werk voor lage inkomens/armen, deprivatie-index, cumulatie van onvervulde basisbehoeften, afbakening etnische minderheden, kost huisvesting). Voor de overige indicatoren zal de werkgroep moeten beraadslagen of er, en eventueel welke, stappen er moeten ondernomen worden om in de toekomst deze indicatoren te kunnen berekenen.

	Practisch:uitvoering/berekening	Conceptueel/methodologisch	Data
Korte termijn	<ul style="list-style-type: none"> - kwantificering ontbrekende bevolkingscategorieën - ongelijkheid in gezondheid (concentratieindex) 	<ul style="list-style-type: none"> - kwaliteit werk voor lage inkomens/armen* - deprivatieindex* -cumulatie van onvervulde basisbehoeften - betrouwbaarheidsintervallen en statistische significantie van verschillen (tussen groepen en in de tijd) 	<ul style="list-style-type: none"> - afbakening etnische minderheden - kost huisvesting*
Middellange/Lange termijn		<ul style="list-style-type: none"> - leefomstandigheden in instellingen* - toegang tot het (ge)recht* - budgetnorm/absolute armoedenorm* - deprivatie-index* 	<ul style="list-style-type: none"> - thuislozen - kost huisvesting* - leefomstandigheden in instellingen* - toegang tot het (ge)recht* - catastrofale gezondheidsuitgaven - beleving van onderwijs - % laaggeletterden - % vroegtijdige schoolverlaters - respons surveys - schulden basisrechten - kwaliteit werk voor lage inkomens/armen* - budgetnorm*

3.2. Over de link tussen input en output indicatoren

Best Practices, or, How to Link Policy Inputs and Well-Being Outcomes: the Role of Policy Input Indicators

*Bea Cantillon
Natascha Van Mechelen
Karel Van den Bosch*

Paper presented at the the ChangeQual seminar, Paris, 17-18 May 2004.

Summary

The aim of this paper is to contribute to the development of indicators for social protection that are helpful in the processes of 'benchmarking' and 'learning from best practices'. The importance of such indicators is underlined by the recent call by the Commission of the European Communities for more streamlining of policy coordination on social protection. In order to serve their purpose, these indicators should be synthetic, reflect policy inputs, be related to the main objectives of social protection arrangements, and be timely. Drawing on a review of the state-of-the art in current research on the links between welfare state arrangements and social outcomes, we suggest that the model family approach would be a most useful instrument to develop indicators of social protection arrangements, and to link these indicators to indicators of social outcomes.

The model family approach basically involves calculating the gross and net disposable incomes for a large set of hypothetical families, given existing welfare state arrangements and market incomes. An important advantage of the method is that it takes full account of the fact that household incomes are always income packages, implying that they are mostly the result of not one but several welfare state arrangements (social security transfers, social security contributions and taxes, including tax credits and reductions, but also childcare subsidies and minimum wages). The adequacy of social protection arrangements cannot be properly assessed when one only looks at the characteristics of single welfare state arrangements, because the social impact is always determined by the whole policy package of which a particular arrangement is a part. A simple but important (and often neglected) instance of this is that the model family approach allows us to look at *net* incomes and transfers, instead of *gross* amounts (on which most official statistics of social protection arrangements are based).

As some results of work-in-progress show, the model family approach has the potential to yield quantitative and synthetic input indicators of social protection arrangements for all EU Member States. It can help in establishing the links between social protection arrangements and outcomes. This can be achieved through cross-country comparisons of synthetic input indicators on the one hand and outcome indicators on social inclusion, including those agreed at the Laeken council, on the other hand.

We believe that the model family approach can be an important instrument in the context of the Open Coordination Method, which involves Member States learning from each others 'best practices'. Such learning cannot take the form of simply transferring particular arrangements from one welfare state to another one. Depending on the context in terms of other arrangements and the socio-economic situation, similar arrangements may well lead to very different outcomes. Understanding the relations between arrangements and the relationship between policies and different outcomes indicators is therefore crucial. The model family approach can play an important role here, as it reveals the complex ways in which social protection arrangements interact with each other to provide adequate (or less than adequate) income protection to persons and families.

Introduction

In March 2000, the European Council of Lisbon outlined its socio-economic strategy for Europe. It stressed that social protection systems which are able to meet current social and economic challenges are essential for the promotion of economic growth, as well as social cohesion. It espoused the Open Method of Coordination, which is currently implemented in the fields of labor market policies, social cohesion and pensions. While developments on these fronts are encouraging, the Commission now calls for more streamlining of policy coordination on social protection, in order to enhance the quality and the coherence of the overall socio-economic governance of the EU. (Commission of the European Communities, 2003: 4). To quote further from this document (p. 13):

"A particular challenge for the new streamlined social protection process is that it should be able to monitor progress across the social protection field towards the agreed common objectives in a way which is both transparent and effective in driving forward policy reform. Development of a set of commonly agreed indicators fully reflecting the common objectives is essential. [...] While the development of indicators needs to cover a wider field, it will be necessary to ensure that the overall number of indicators is kept as concise as possible."

In order "to monitor progress across the social protection field towards the agreed common objectives", three tasks need to be done:

- developing indicators of what happens in the domain of social protection. Social protection is a very wide and diverse field, comprising social security and social assistance, but also (*inter alia*) tax regulations, minimum wages and child care arrangements. Every year in each Member state, a fair number of larger or smaller policy changes are made, often of great technical complexity. In order to get a grasp on what is happening, synthetic policy indicators are needed.
- developing indicators of outcomes, i.e. output indicators that are able to measure whether progress towards the agreed common objectives has been achieved. Here many steps forward have been taken in the last five years, culminating in the so-called "Laeken indicators".
- enhancing understanding of the relationships between inputs and outcomes. Self-evidently it is important to know whether and which policy measures and changes contribute towards attaining the objectives. Yet, social-scientific knowledge is still incomplete on this point.

This paper aims to contribute to the development of indicators for social protection, mainly focussing on the first task. With this aim in view, the paper proceeds as follows. First, we present a (partial and incomplete) review of the state-of-the art in current research on the links between welfare state arrangements and social outcomes. An important insight in this context is that household incomes are always income packages, implying that mostly they are the result of not one but several welfare state

arrangements (e.g. minimum wages, social security transfers, childcare subsidies, tax credits and reductions). Outcomes cannot be understood when one only looks at the characteristics of single welfare state arrangements, because outcomes are always determined by the whole policy package of which a particular arrangement is a part. Drawing on this insight, we propose in the third section of this paper a particular strategy for the development of indicators of social protection, which relies on the model family approach.

This paper is limited to indicators regarding the income adequacy of social protection arrangements; a limitation mainly motivated by practical reasons. This is already a very large subject; and comparative research has made greater advances here than in the very complex fields of health care and personal welfare services.

2. Current state of the art

Below we will review current research on the links between policy input and well-being outcomes, drawing out stylised facts and remaining gaps. It is by no means intended as a complete literature overview.

2.1 As regards outcomes

There is now an extensive body of comparative empirical research into poverty and income distribution, which was boosted by the creation of the Luxembourg Income Study (LIS) (e.g. Bradbury and Jäntti, 2001) database, and by the European Community Household Panel (ECHP). Yet, for the purpose of policy-relevant indicators, there are still important problems with these sources of data. One is timeliness: for the ECHP there is a delay of three or four years before Eurostat is able to publish income and poverty figures. Another is the uncertainty regarding the poverty rate estimates, which derives from several sources. First, there is of course sampling variation; depending on the size and design of the sample, the confidence interval of poverty rate estimates can amount to several percentage-points. Secondly, there are non-sampling errors, resulting from faulty or incomplete answers from respondents to income questions and problems in the processing of data. An illustration of the importance of these difficulties was the major revision of the ECHP data at the end of 2002, producing (among others) a drop in the published poverty rate estimate of 2 percentage points for Belgium (cf. Van Hoorebeeck et al., 2002).

Such delays and uncertainties seem inevitable, given the complexity of collecting and processing household income data, which involves (among others) imputation of missing data and standardizing the time frames of all income components to a single reference period. But they make figures based on such data rather less useful as indicators to be used in a process of monitoring and benchmarking, as it is difficult to perceive the real trends from amidst the noise.

The ECHP has now been stopped. From 2003 on the new SILC (Survey on Income and Living Conditions) will be the main source of income and poverty data in the EU. There are a number of important differences in its design compared with the ECHP. For one, it is a rotating panel, instead of a 'perpetual' panel. For another, statistical units in each Member state will take care of imputation and calculation of key variables, instead of Eurostat. It remains to be seen what effect these changes will have on the timeliness, validity and reliability of the SILC results.

2.2 As regards input

Among studies of welfare state arrangements one can distinguish four types.

First, there are studies which aim at creating a work of reference, and which can be seen as compendia of facts, e.g. MISSOC. This is clearly important work, which enables one to compare details of particular welfare arrangements, such as the eligibility rules of particular social security benefits. However, one tends to lose sight of the forest because of the trees. Also, the actual income of a household is an income package, which can be the result of several different arrangements, as well as market incomes and taxes, and the interactions between these.

Second, some quantitative studies compare expenditure on social security and other welfare state arrangements over time and across countries, using data from the National Accounts (e.g. Adema, 1996). A problem is that those data are not consistent over time. Also, such studies do not reveal *how* those amounts are spent, i.e. they do not tell anything about distribution.

Third, analysts (Titmuss, 1974, Esping-Andersen, 1990 and many others) have produced social security and welfare state typologies, which depart from institutional characteristics and not from data on outcomes. These typologies tend to have many similarities, and to group national welfare states in more or less the same way. However, while Titmuss emphasized the importance of the package of social and fiscal welfare (and the link between minimum wages, wage dispersion, social and fiscal expenditures), this gets very little attention in the more empirically grounded typology of Esping-Andersen.

Fourth, at a more down-to-earth level there are comparative studies of welfare state arrangements using model family types. (E.g. Bradshaw, 1993, for social assistance and family related benefits; OECD, 1999, for unemployment benefits; Bradshaw and Finch, 2002, for family related benefits.) These studies explicitly take the interactions between different arrangements (social security, means-tested benefits, taxes, childcare subsidies) into account, and in this way can paint a complete picture of e.g. social protection for families with children. An obvious but important advantage of

this approach is that they provide information on *net* (post-tax) benefits, while most official statistics are about *gross* (pre-tax) benefit levels. Also, such studies can reveal dependency traps, if the post-benefit, post-tax income of a family is shown to increase marginally or not at all when one of the family members starts working or increases her working hours.

2.3 As regards the links between input and output

Less is known about the links between welfare state arrangements and outcomes than about each of these separately. An important reason for the relative lack of studies on this issue is that studies of welfare arrangements and of well-being outcomes employ different data, very much different analytical methods, and therefore tend to be carried out by persons with little contact with one another. Among the studies which have been done, one can distinguish four approaches.

First, comparing pre- and posttransfer incomes, where pre-transfer income is defined as income before taxes are deducted and social benefits are added (Mitchell, 1991; Deleeck et al., 1992; Social Europe, 1999). Studies using this approach generally show that social transfers have a big impact on poverty rates and the extent of income inequality. An important qualification is that some of these studies look only at benefits and do not take taxes and social contributions into account, thereby overestimating the poverty alleviating effect of social benefits. Moreover, a key general limitation of this approach is that it takes the pre-transfer income distribution as given. Actually, social policies can have both a direct impact on this distribution through e.g. minimum wages and subsidised employment, as well as influence it indirectly through the effect of benefits on labour supply (viz. dependency traps).

Secondly, there are studies which compare *welfare state typologies* with outcome indicators, showing that poverty is lowest in social-democratic welfare states, followed by conservative and liberal welfare states (in this order) (Korpi and Palme, 1998). However, the relation is very imperfect: some 'conservative' welfare states (Benelux countries) have poverty rates that are almost as low as the social-democratic ones; there are large differences between countries within the liberal cluster. In other words, welfare state type is not a very good predictor of outcomes in terms of income poverty and inequality.

Thirdly, studies which *relate total social expenditure to poverty and income inequality* reveal an almost linear relationship between the former and the latter two variables (Bradbury and Jäntti, 2001; Beblo and Knaus, 2001; Cantillon et al., 2002). These findings have led some analysts to the conclusion that the single clear lesson from cross-country comparative research is that poverty rates require high spending on social transfers. However, it is not clear how this relationship comes about. The linear relationship seems to suggest that it does not matter in what way social transfers are

distributed, but only how much is spent. Such an inference would be wrong; in an earlier study we found that if low-spending EU Member countries would raise social benefits within their current systems (assuming costs would be met by a linear tax on earnings), poverty rates would not drop, but could even increase (Van den Bosch, 2002; Cantillon et al., 2003). This suggests that high-spending countries tend to distribute social transfers in a particular way. Moreover, part of the relationship may be indirect: through the effect of welfare state arrangements on the wage distribution. E.g., some countries with publicly financed child care arrangements may help keep mothers with small children in employment, while in other countries, the high price of private child care may force women to discontinue their working career.

Fourthly, comparative studies using *tax-benefit micro-simulation models* (e.g. Sutherland and Piachaud, 2001: EUROMOD, De Lathouwer, 1996, on unemployment benefits in The Netherlands and Belgium) can distinguish between differences in outcomes due to different policies and those due to differences in the socio-economic context. However, these models generally do not take into account the effects of welfare state arrangements on behaviour, e.g. through dependency traps. Also, individual regulations tend to be analysed in isolation, without taking into account that they may form a coherent whole, and therefore influence each other. Another problem is that at present there are operational tax-benefit models for only a limited number of countries.

The points made above can perhaps be usefully illustrated by reference to the *discussion on universal and selective (targeted, means-tested) benefit systems*. Analysts working in the welfare state typology tradition have shown that ‘universal’ welfare states tend to lead to lower poverty rates than more selective welfare states (Korpi and Palme, 1998). Yet, microsimulation studies (as well as studies comparing pre- and post transfer incomes) always indicate that targeted social benefits are a more cost-effective way of alleviating poverty than universal ones. (E.g. De Lathouwer shows that the partially means-tested and generally better targeted unemployment benefits of The Netherlands are more efficient in alleviating poverty than the more universal unemployment benefit system of Belgium.). Part of the explanation of this paradox is that universal welfare states spend more on social transfers than selective welfare states. The reason for the difference in total expenditure *may* be that countries that rely on targeted social protection tend to have relatively low benefits (as well as low minimum wages). Another part of the explanation may be that targeted and especially means-tested benefits can create dependency traps, thus discouraging labour supply.

3. Input indicators of social protection: the model family approach

In this section we will present the case for using the model family approach to develop indicators of social protection adequacy. First, we list the criteria which such

indicators should meet. Then we describe the model family approach, bringing out its advantages, as well as some problems and limitation, using examples from a recent application of the model family approach, which (we hope) will give some glimpses of its potential. They are preliminary results of a project currently in progress at the Centre for Social Policy into recent trends in minimum incomes (guaranteed minimum income, minimum pension, minimum wage) in Member states of the EU in 2001 (except Finland). We collected data on gross minimum incomes, but also asked informants to calculate net income packages in 1992 and 2001 for various household types receiving the minimum incomes mentioned.

3.1 Criteria for indicators of social protection

Indicators of social protection should meet certain criteria. First, as the Commission suggest, they should be relatively *few in number*; yet, they should adequately *cover all* social protection arrangements. These two conditions mean that indicators we are looking for should be *synthetic* in character.

Secondly, they should *reflect policy inputs*, that is characteristics or parameters of social protection arrangements that are or can be determined directly by government policy, such as benefit levels and eligibility criteria. Indicators such as total social expenditure do not meet this condition, as these aggregates tend to be influenced by social and economic developments outside the government's control, and are more properly regarded as outcomes.

Thirdly, they must be clearly *related to the main objectives of social protection* arrangements: minimum income protection, maintenance of the acquired standard of living, and promoting social participation, in particular labor market participation.

Fourth, *timeliness* is important: such indicators should be produced without much delay. Social policies can change rather quickly, and the usefulness of indicators which are out of date is obviously limited. This is a problem in particular for outcome indicators, as the necessary survey data or administrative data generally become available only after several years.

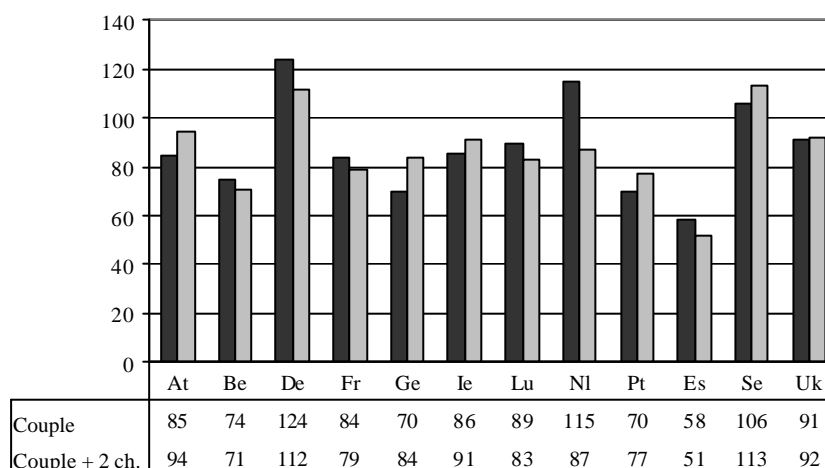
3.2 The model family approach

The model family approach basically involves calculating the gross and net disposable incomes for a large set of hypothetical families, given existing welfare state arrangements and market incomes. Assumptions are made regarding the composition of the families in terms of number and age of the members, their labour market situation (hours of employment, wage level, length unemployment spell etc.), housing situation (owner or tenant) and other important characteristics.

Model family results reveal the level of social protection offered to individuals and families in various kinds of situations, and in this way provide analysts and policy-makers with the necessary data to evaluate the extent to which the three objectives of social protection arrangements mentioned above have been reached. Results for the long-term unemployed and for social assistance beneficiaries will indicate the adequacy of minimum income protection.

For example, Chart 1 gives the basic results from the project mentioned on social assistance in 2001 for two of the household types used (the others were a single person and a one-parent family with two children). (For more complete results we refer to the tables in appendix.) Denmark, the Netherlands (for childless households) and Sweden stand out as the more generous countries, in Spain (actually, Catalunya) social assistance falls rather far short of the poverty line.

Chart 1: Net incomes of households on social assistance in Member states of the EU in 2001, for two household types, as a percentage of the poverty line.

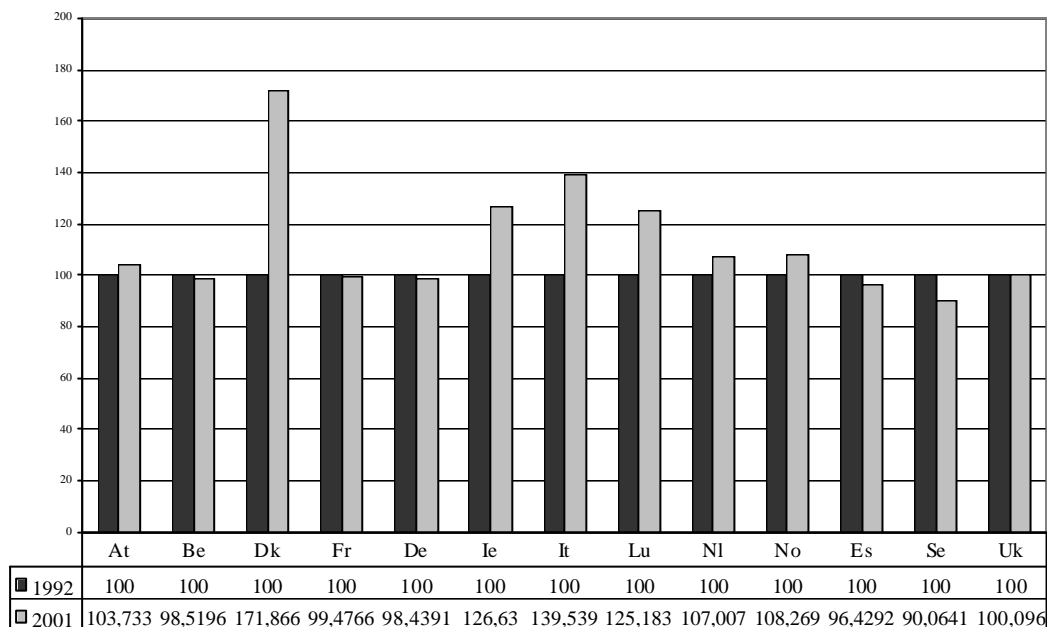


Notes: Net income = gross earnings - incomes taxes - social contributions - local taxes + child benefit (+ housing or heating benefit if not discretionary, viz. in France, Luxembourg and the UK)
 Amounts refer to national programmes except in Austria (Vienna), Germany (average for all Länder), Spain (Catalunya) and Sweden (national guaranteed part of Cash Maintenance Assistance)
 UK: assumptions about rent based on data from the ECHP 1999
 Results Greece and Italy not shown, because of the local and limited nature of the social assistance regime in those countries.
 Poverty line defined as 60 percent of median equivalent household income (source: ECHP)

Chart 2 shows the evolution of real net income (purchasing power) of a couple on social assistance between 1992 and 2001 in Member states of the EU, and reveals a number of interesting developments. First, social assistance has declined significantly only in one country, Sweden, while it has risen substantially in four countries. Thus, this chart provides no evidence of a 'race to the bottom' in social assistance protection after 1992. Secondly, there is also no indication of a 'convergence' in social assistance levels: they have risen in some countries that were already rather generous,

such as Denmark and the Netherlands, and have remained stable or even dropped slightly in relatively stingy countries, such as Belgium, Germany and Spain.

Chart 2: Evolution of real net income of a couple on social assistance between 1992 and 2001 in Member states of the EU (1992 = 100).



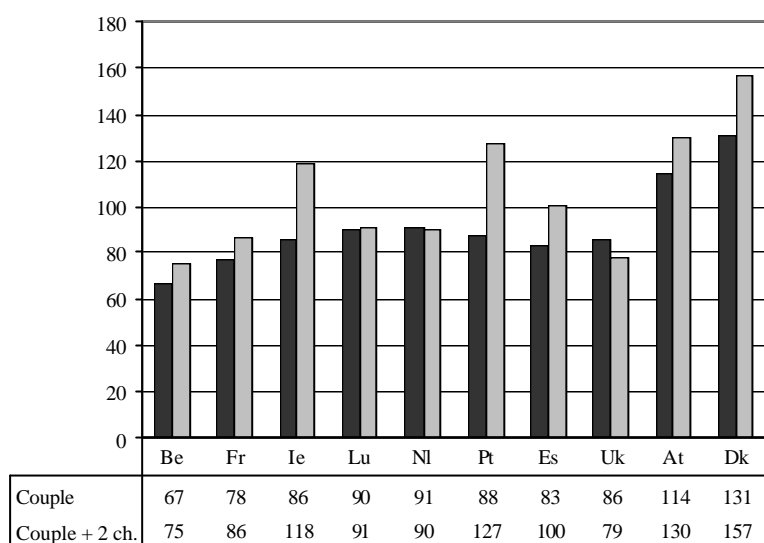
Notes: France: excluding housing benefit, since this did not exist in 1992

UK: excluding housing benefit, since the systems in 1992 and 2001 were not comparable

Greece and Portugal are not included, since social assistance regimes did not yet exist in 1992, or were not comparable to those in 2001.

Another application of the model family approach is the calculation of real replacement rates, comparing the net income situation within and without employment. Model family results can also bring dependency traps to light: situations where the taking up of a (low-paying) job leads to a reduction, or only a very small rise in family income, thus discouraging (re-)entry into the labor market. Chart 3 shows that this is the case in many countries for families with two children; in Austria and Denmark also for couples without children.

Chart 3: Dependency traps in Member states of the EU in 2001: Net incomes of households on social assistance, as a percentage of net income of the same household with one minimum wage, for two household types.



Note: National minimum wages except in Austria (collective bargained low wage for bakery workers of category I) and Denmark (collective bargained low wage for supermarket check out personnel etc.)

Further notes see Chart 1.

Compared to descriptions of welfare state arrangements, model family simulations show how those arrangements work out for individuals and families in various situations, taking account of interactions between different arrangements. Compared to *tax-benefit micro-simulation models*, which use empirical data drawn from sample surveys, model family simulations are much more easy to develop and to maintain. Tax-benefit micro-simulation models have to model taxes and benefits for every household situation occurring in a sample survey, and therefore tend to become large and complex. For this reason, model family simulations are much more transparent than tax-benefit micro-simulation models.

The simplicity of the model family means that they can be developed and adapted in short period of time, so that they are easily kept up to date, always reflecting current policies.

3.3 Problems and limitations

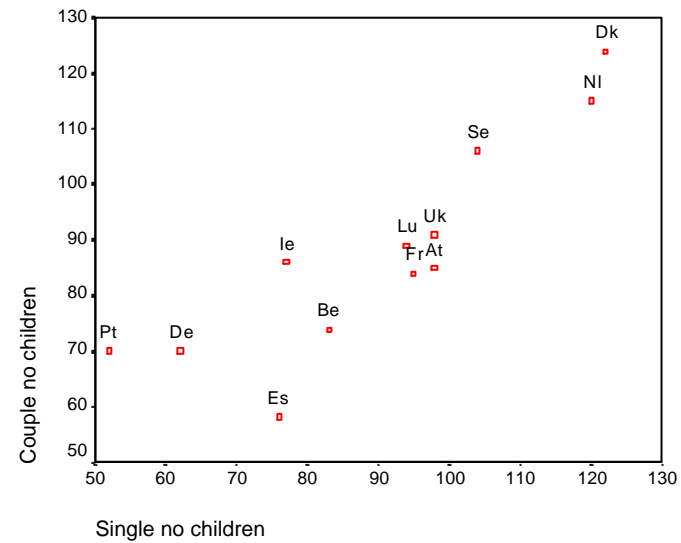
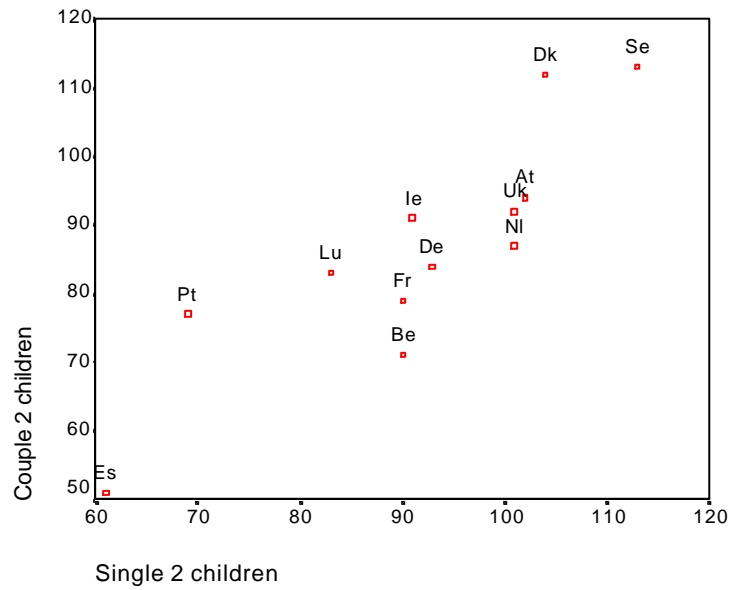
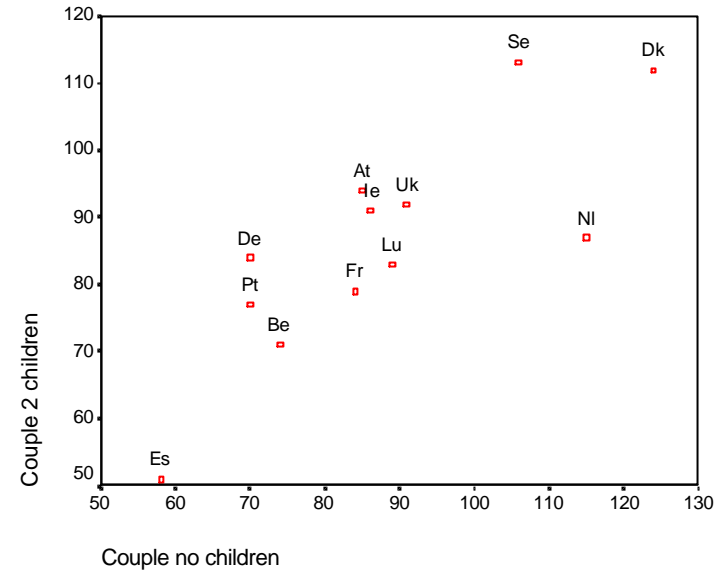
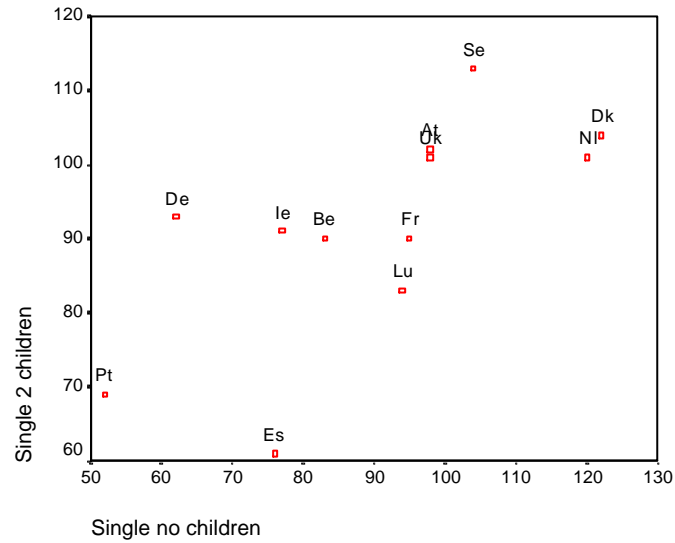
The most important, but also most difficult decision when implementing the model family approach is the choice of model families. The selection cannot and does not need to be representative in a statistical sense, but the set of model families should more or less cover the range of family types found in society. Groups that are of special interest (such as one-parent families and unemployed persons) could be 'overrepresented'.

A related problem concerns the best way to synthesise the results of model family simulations into a few numbers. Usually, unweighted averages etc. across model families are used, even though some model families are much more prevalent in the population than others. Possibly, a better alternative could be to use weights estimated from surveys or administrative data. However, these weights or proportions will differ across countries. Calculations using the results of Bradshaw and Finch (2002) suggested that the ranking of countries in terms of the child benefit package changed significantly when weights relevant for Belgium, rather than weights derived from UK data were used.

Chart 4 illustrates the problem of synthesizing the results of model family calculations into a single index of welfare state generosity. Even within a single branch, viz. social assistance, countries occupy substantially different positions, depending on the type of household one focuses on. Social assistance regimes (in conjunction with family allowances and housing benefits) differ significantly in the way they treat families with children relative to childless families (cf. Bradshaw and Finch, 2002), as the two top graphs in Chart 4 show. In countries such as Germany, Portugal, Ireland, Austria, Belgium and Sweden net incomes for families with children on social assistance are higher than they are for childless families (as a percentage of the respective poverty lines); in Denmark, the Netherlands and Spain the reverse is the case. There seems to be less variation in net social assistance incomes for childless couples relative to single persons.

Chart 5 represents an attempt to relate the input indicators presented above to output indicators, in particular to the poverty risk. Panel A of this chart shows that there is at best a modest correlation between the (unweighted) average of the net incomes of the four model families on social assistance, and the overall poverty rate. Although countries where social assistance incomes are relatively low relative to the poverty line tend to have high poverty rates (Ireland, Portugal, Spain), there are also countries which, despite relatively meagre social assistance manage to keep their overall poverty headcount low (Germany, Belgium).

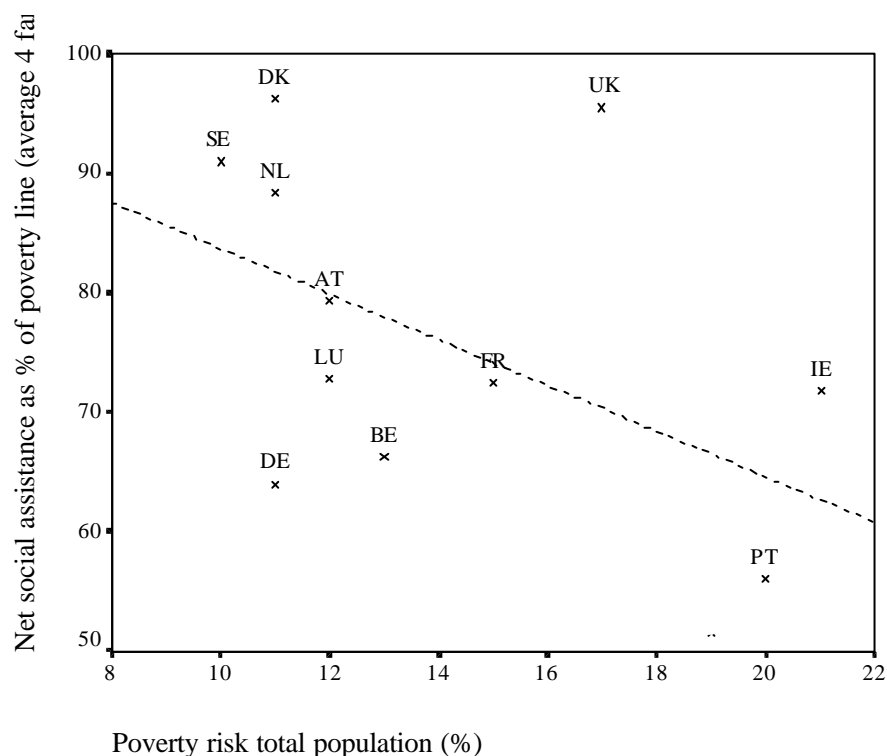
Chart 4: Cross-country correlations between net incomes of various household types on social assistance (net income as a percentage of the poverty line).



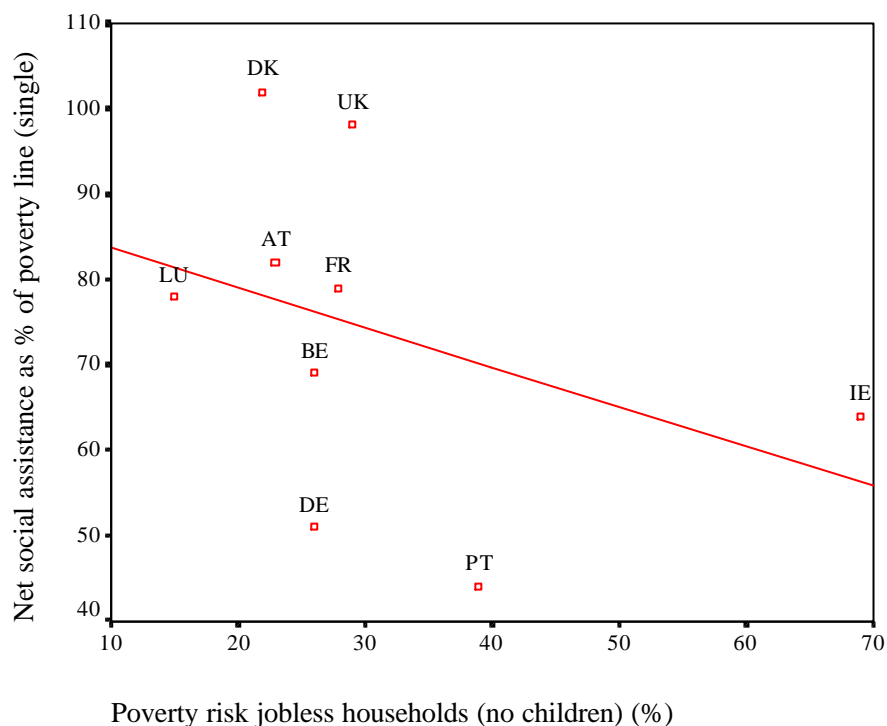
At the aggregate level of panel A, such modest correlations are perhaps to be expected, as the input indicator does not measure the extent of coverage, nor the generousness or otherwise of pensions, unemployment benefits and other social security benefits, which in many countries are more important in the anti-poverty fight than social assistance. However, even if we look at population groups for which one might expect social assistance to be important, viz. jobless households, the correlations are not stronger. Panel B of Chart 5 shows that the correlation between the level of social assistance for single persons and the poverty rate for jobless households with no children is very limited. (The picture is largely the same if one looks at the the level of social assistance for childless couples instead). The correlation is perhaps a bit higher if one considers families with children, as panel C shows, but a number of countries occupy an outlier position, especially the UK with high poverty rates among jobless households with children, despite relatively generous social assistance.

Chart 5: Relating input to output indicators: poverty risks by net incomes of families on social assistance.

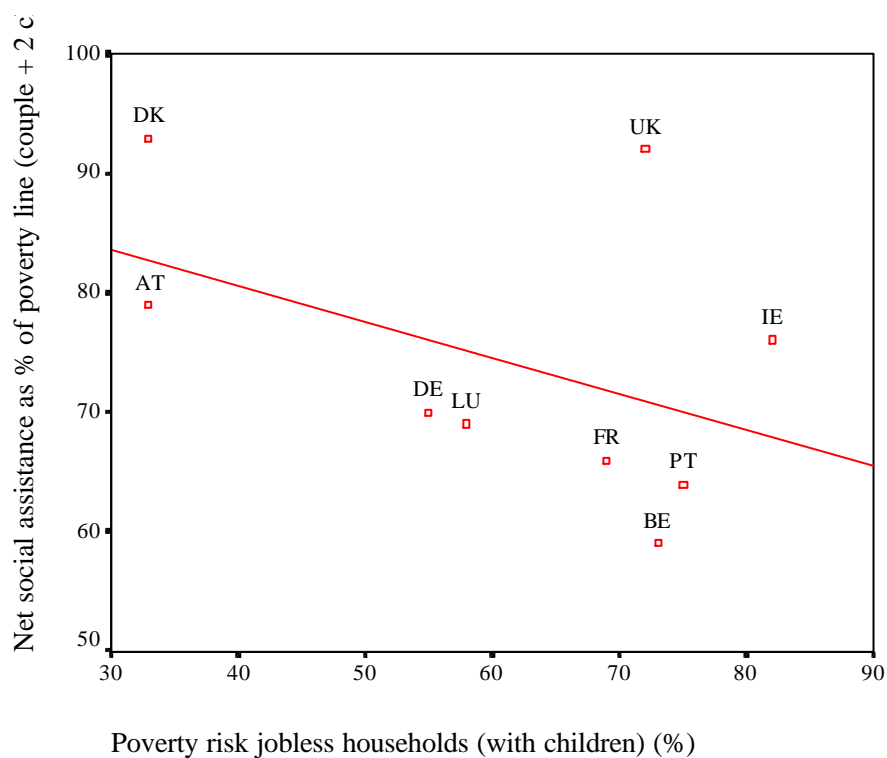
(Chart 5) A. Poverty risk of total population by average income of four model families on social assistance (as a percentage of the poverty line).



(Chart 5) B. Poverty risk among jobless household w/o children by net income of single persons on social assistance (as a percentage of the poverty line).



(Chart 5) C. Poverty risk among jobless household with children by net income of couples with two children on social assistance (as a percentage of the poverty line).



3.3 Possible applications and benefits

The model family approach has the potential to yield quantitative and synthetic input indicators of social protection arrangements for all EU Member States (as well as other countries).

The model family approach can help in establishing the links between social protection arrangements and outcomes. This can be achieved through cross-country comparisons of synthetic input indicators on the one hand and outcome indicators, including those agreed at the Laeken council, on the other hand. Apart from income poverty and inequality, the outcome indicators considered should also refer to other dimensions of social exclusion, such as material deprivation (non-monetary indicators of poverty) lack of productive role, bad housing, lack of education, and poor health.

Understanding the degree of coherence within welfare states and the relationship between policies and the multi-dimensional nature of social exclusion is important in the context of the Open Coordination Method, where Member States have to learn from each others 'best practices'. However, it is not self-evident that it is possible to translate particular arrangements from one welfare state to another one. What Schettkat (2003: 7) has written on economic policy is, *mutatis mutandis*, also true in the social policy field:

"Learning from other countries in a multi-peak economic fitness landscape is difficult and policy advice is hard to give. [...] It is no longer sufficient to identify the leader and then mimic the institutional arrangement of that country. Instead, the relationship between institutional arrangements and economic performance has to be carefully investigated to reach an understanding of why institutions differ and to decide whether they are ideally suited to the structure of the economy."

Depending on the context in terms of other arrangements and the socio-economic situation, similar arrangements may well lead to very different outcomes. Understanding the relations between arrangements and the relationship between policies and different outcomes indicators is therefore crucial. The model family approach can play an important role, as they show how social protection arrangements in interaction with each other are translated into family incomes.

References

- Adema, W, e.a (1996), *Net Public Social Expenditure*. Labour Market and Social Policy Occasional Papers no.19, Paris, OECD.
- Alvarez, P. (2001), The Politics of Income Inequality in the OECD: *The Role of Second Order Effects*, Luxembourg Income Study Working Paper No. 284, Syracuse: Syracuse University.
- Atkinson, A. (1999), 'The Distribution of Income in the UK and OECD Countries in the Twentieth Century', *Oxford Review of Economic Policy*, vol. 15, no. 4, pp. 56-75.

- Atkinson, A., (2000), *A European Social Agenda: Poverty Benchmarking and Social Transfers*, Euromod Working Paper No. EM3/00.
- Atkinson, T., Cantillon, B., Marlier, E. and Nolan, B. (2001), *Indicators for Social Inclusion in the European Union*. Oxford: Oxford University Press.
- Beblo, M., Knaus, T. (2001), 'Measuring Income Inequality in Euroland', *The Review of Income and Wealth*, p. 301-320.
- Berger, F., M. Borsenberger, H. Immervoll, J. Lumen, B. Scholtus and K. De Vos (2001), *The Impact of Tax-Benefit Systems on Low-Income Households in Benelux Countries. A Simulation Approach Using Synthetic Datasets*. Euromod Working Paper.
- Bradbury, B., Jäntti, M. (2001), 'Child poverty across twenty-five countries', in: Bradbury, B., Jenkins, S., Micklewright, J. (eds.), *The dynamics of Child Poverty in Industrialised Countries*. Cambridge University Press, pp. 62-91.
- Bradshaw, J., Ditch, J., Holmes, H., Whiteford, P. (1993), *Support for children A comparison of arrangements in fifteen countries*. UK Department of Social Security, Research Report 21, London.
- Bradshaw, J. and N. Finch (2002), *A comparison of Child Benefit packages in 22 countries*, UK Department for Work and Pensions, Research Report No 174.
- Cantillon, B., Ghysels, J., Mussche, N., Van Dam, R. (2001), 'Female employment differences, poverty and care provisions', *European Societies*, jrg. 3, 4, p. 447-469.
- Cantillon, B., Marx, I., Van den Bosch, K. (1997), 'The Challenge of Poverty and Social Exclusion', in: OECD (ed.), *Towards 2000: The New Social Policy Agenda*, Paris: OECD.
- Cantillon, B., Marx, I., De Maesschalck, V. (2003), *De bodem van de welvaartsstaat van 1970 tot nu, en daarna*, Berichten, Antwerpen, Centrum voor Sociaal Beleid, Universiteit Antwerpen. .
- Cantillon, B., Marx, I., Van den Bosch, K. (2003), 'The Puzzle of Egalitarianism. About the relationships between employment, wage inequality, social expenditures and poverty', *European Journal of Social Security*, vol. 5, nr. 2 (forthcoming).
- Commission of the European Communities (2003), *Strengthening the social dimension of the Lisbon strategy: Streamlining open coordination in the field of social protection*, Brussels.
- Esping-Andersen, G. (1990), *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Cambridge: Polity Press.
- Eurostat (1998). *Low Income and Low Pay in a Household Context (EU-12)*, in series Statistics in Focus: Population and Social Conditions, 1998/6, Office for Official Publications of the European Communities: Luxembourg
- Förster, M. (2000), Trends and driving factors in income distribution in the OECD area, *Labour Market and Social Policy Occasional Papers n.42*, Paris:OECD.
- Gallie, D., Jacobs, S. and S. Paugam (2000), 'Poverty and financial hardship among the unemployed', in Gallie, D. and S. Paugam, *Welfare Regimes and the Experience of Unemployment in Europe*, Oxford: Oxford University Press.
- Gottschalk, P. and T. Smeeding (1997), 'Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality', *Journal of Economic Literature*, 35 (2): 633-687.
- Immervoll, H. and C. O'Donoghue (2002), *Welfare Benefits and Work Incentives An Analysis of the Distribution of Net Replacement Rates in Europe Using*

- EUROMOD, A Multi-Country Microsimulation Model*, Euromod Working Paper No. EM4/01.
- Iversen, T. and A. Wren (1998), "Equality, Employment and Budgetary Restraint. The Trilemma of the Service Economy", *World Politics*, vol. 50, pp. 507-546.
- Jäntti, M. and S. Danziger (2000), "Income Poverty in Advanced Countries", in: Atkinson, A. and F. Bourguignon (eds), *Handbook of income distribution*, Amsterdam: Elsevier. (Handbooks in economics; 16)
- Korpi, W., Palme, J. (1998), 'The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries', *American Sociological Review*, p.661-687.
- Marlier, E. and Cohen-Solal, M. (2000), "Social benefits and their redistributive effect in the EU", *Statistics in Focus. Population and Social Conditions*, Theme 3 - 09/2000, Eurostat, Luxembourg.
- Marx, I., Verbist, G. (1998), 'Low-paid work and poverty: a cross-country perspective', in: Bazen, S., Gregory, M., Salverda, W. (eds.), *Low-wage employment in Europe*, Edward Elgar.
- Mitchell, D. (1991), *Income Transfers in Ten Welfare States*. Aldershot: Avebury.
- Nolan, B. and Marx, I. (2000), Low pay and household poverty, in Gregory, M., Salverda, W. and Bazen, S., *Low wage employment: A European Perspective*, Oxford: Oxford University Press.
- OECD (1999), *Benefit systems and work incentives*. Paris: OECD, 59 p.
- Oxley, H., Dang, Th.-Th., Förster, M., and Pellizari, M. (2001), 'Income inequalities and poverty among children and households with children in selected OECD countries', in: Vleminckx, K. and Smeeding, T. (eds), *Child Well-being, Child Poverty and Child Policy in Modern Nations: What do we know*, Bristol: Policy Press, pp. 371-405.
- Schettkat, R. (2003), *Institutions in the Economic Fitness Landscape: What Impact Do Welfare State Institutions Have on Economic Performance?*, IZA Discussion Paper No. 696.
- Social Protection Committee (2003), *Common Outline for the 2003/2005 NAPs/inclusion*, Brussel: Europese Commissie.
- Sutherland, H. (2001), *Reducing Child Poverty in Europe: what can static microsimulation tell us?*, Euromod Working Paper No. EM5/01.
- Van den Bosch, K. (2001), *Identifying the Poor. Using subjective and consensual methods*. Aldershot: Ashgate.
- Van den Bosch, K. (2002), *Convergence in Poverty Outcomes and Social Income Transfers in Member States of the EU*, Paper for the XV World Congress of Sociology in Brisbane, July 2002.
- Van Hoorebeeck, B., K. Van den Bosch, R. Van Dam, B. Cantillon (2002), *Sociale indicatoren en ECHP-data. Is de armoede nu hoog maar dalend of laag maar stijgend?* [Social Indicators and ECHP-data. Is poverty {in Belgium} high but coming down, or low but increasing?], 'CSB-Berichten', Centre for Social Policy, University of Antwerp.
- Vandenbroucke, F. (2002), *'The EU and social protection: what should the European Convention propose?'*, Paper presented at the Max Planck Institute for the Study

of Societies, Cologne, 17 june 2002. (Paper obtainable from the website www.vandenbroucke.com).

6. Samenvatting

Aan het inbouwen van een set van indicatoren in de Lissabon-strategie waren hoge verwachtingen verbonden. Deze verwachtingen werden alvast in het NAP2003-2005 niet ingelost. Deze vaststelling geldt voor het Belgische NAP en blijkt ook voor de meeste andere EU-lidstaten te gelden. Als verklaring vinden we argumenten inzake de aard en de volledigheid van de lijst van indicatoren en inzake hun beperkte actualiteitswaarde ten gevolge van het tijdsverloop tussen de periode waarop ze betrekking hebben en hun publicatie. Deze factoren zouden aanleiding geven tot het feit dat de indicatoren onvoldoende aansluiten bij het nationale beleid.

Om de rol van de indicatoren in de NAPs te versterken wordt in het Joint Report van de Commissie en de Raad veel nadruk gelegd op de ontwikkeling van statistische capaciteit. Bij de bespreking van de indicatoren (hoofdstuk 10) wordt daarbij vooral nadruk gelegd op het aanvullen van de bestaande indicatoren, o.a. voor groepen die momenteel niet vertegenwoordigd zijn in de indicatoren. In de executive summary van het rapport wordt evenwel gewezen op de ontwikkeling van statistische capaciteit zowel inzake de meting als inzake de analyse van de verschillende dimensies van sociale inclusie.

In deze bijdrage wordt geïnventariseerd welke verbeteringen en aanvullingen nodig zijn bij de huidige lijst van indicatoren. Op basis van deze inventarisatie wordt gesteld dat de huidige set van indicatoren nog kan verbeterd worden, maar al bij al toch adequaat moet worden geacht om de vooropgezette doelstellingen te vervullen. Er wordt betoogd dat het in het NAP2003-2005 vooral ontbreekt aan een analytische benadering van de indicatoren. Een analyse van de risico's van de verschillende bevolkingscategorieën en van de evoluties kan normaliter richtinggevend zijn voor een beleidsstrategie. Dergelijke analyse is essentieel wil men de indicatoren hun vooropgezette rol laten spelen. Deze tekst wil vooral onderstrepen dat het ontwerp en de berekening van de indicatoren enerzijds en hun gebruik anderzijds best niet te strikt gescheiden worden gehouden. In de huidige stand van zaken is er een adequate lijst van indicatoren maar deze wordt onderbenut. Dus daar, moet alleszins voor een volgend NAP de prioriteit liggen. Daarnaast moet er vanzelfsprekend worden verder gewerkt aan de aanvulling en verbetering van de lijst.

Bibliografie

Atkinson, A., Cantillon, B., Marlier, E., Nolan, B., (2002) *Social Indicators. The EU and Social Inclusion*, Oxford University Press, 240 p.

Atkinson, A., (2002), *Social Europe and Social Science*, ESRC, 13th Annual Lecture

Atkinson, A., (2002), *Social Inclusion and the European Union*, in: *Journal of Common Market Studies*, volume 40 nr.4

Atkinson, A., Marlier, E., Nolan, B., (2004), *Indicators and Targets for Social Inclusion in the European Union* in: *Journal of Common Market Studies*, volume 42 nr.1

Belgisch Nationaal Actieplan Sociale Insluiting 2003-2005, updatet versie, juli 2004-11-16

Cantillon, B., Deleeck, H., Van den Bosch, K., (2001) *Naar een Europese Armoedenorm: aanbevelingen* in: *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, jrg 43, nr. 2

Council of the European Union (2004) *Joint Report by the Commission and the Council on social inclusion*, Brussels

De Graeve, D., (2004) *Subwerkgroep gezondheid: onderzoeksagenda voor de toekomst*, in: *Werkgroep indicatoren NAPincl. (2004), Overzicht van de actualisering van de indicatoren van het NAPincl. 2003-2005*, april

Dewilde, C., Levecque, Van den Bosch, K., Vranken, J. (2004), *De Betrouwbaarheid van de Belgische Armoedecijfers* in *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, nr 2.

Mabbett, D. (2004), *Learning by numbers: The role of indicators in the social inclusion process*, paper for the ESPAnet Conference Oxford, 9-11 September

Nicaise, I., Groenez, S., Vleminckx, K., Demeuse, M., o.l.v. Berghman, J., (2003), *The Belgian National Action Plan for Social Inclusion 2001-2003: a preliminary evaluation. Report of the non-governmental experts, report to the European Commission (DG Employment and Social Affairs)*, june

Nicaise, I., Groenez, S., *Synthesenota subwerkgroep onderwijs* in: *Werkgroep indicatoren NAPincl. (2003), Overzicht van de actualisering van de indicatoren van het NAPincl. 2003-2005*, april

Raad van de Europese Unie (2000), Bestrijding van armoede en sociale uitsluiting=Vaststelling van passende doelstellingen, Begeleidende nota, Brussel, 30 november

Steunpunt tot bestrijding van armoede, bestaansonzekerheid en sociale uitsluiting (2004), Een andere benadering van armoedeindicatoren. Onderzoek-actie-vorming, maart

Van den Bosch, K., (2004) Measuring deprivation in the EU: to use or not to use subjective information, paper presented at the IARIW-conference, Cork, Ireland, August

Werkgroep indicatoren NAPincl. (2004), Overzicht van de actualisering van de indicatoren van het NAPincl. 2003-2005, april
Eindverslag werking werking voorbereiding 2003-2005