

MULTIDIMENSIONELE ARMOEDE IN BELGIË

Gijs J.M. Dekkers (1)

1. INLEIDING

De armoedeproblematiek is de laatste jaren steeds prominenter op de agenda van wetenschappers, politici en ambtenaren komen te staan. Dit geldt niet alleen in België maar ook in Europa als geheel (cf. Berghman 1995; Vranken 2001(b)). Wat betreft het wetenschappelijke onderzoek naar armoede heeft er een verschuiving plaatsgevonden van een unidimensionele benadering naar een meer multidimensionele conceptualisering en -meting van armoede. Dit artikel poogt aan deze ontwikkeling bij te dragen door een alternatieve meting te presenteren voor multidimensionele armoede, en door ze toe te passen op Belgische gegevens voor het jaar 1998.

Dit artikel begint met een beperkte conceptuele bespreking van armoede. Daarna wordt nagegaan hoe multidimensionele armoede meestal wordt gemeten. Vervolgens wordt een alternatieve meting gepresenteerd en besproken. Nadat ze op Belgische gegevens is toegepast wordt nagegaan welke huishoudens vanuit multidimensioneel oogpunt arm genoemd kunnen worden. Afsluitend wordt een beperkte vergelijking gemaakt met inkomensarmoede.

2. DE CONCEPTEN ARMOEDE, SOCIALE UITSLUITING EN WEER ARMOEDE

Over de conceptualisering van armoede zijn boekenkasten vol geschreven, en het is niet de ambitie om daar in de context van dit artikel al te diep op in te gaan. Toch is een beperkte bespreking van een aantal opvattingen over armoede noodzakelijk voor een goed begrip.

In de eerste studie naar armoede (Rowntree, 1901 - cf. Van den Bosch, 1997, 4; Burden, 2000, 43; Townsend, 1993, 30) werd armoede benaderd als een absoluut en

direct concept: *"it was based on a precise calculation of the minimum income necessary to maintain physiological efficiency"*. (Burden, 2000, 43) Deze benadering is absoluut omdat ze uitgaat van al dan niet vervulde fysieke behoeftes, die los staan van de maatschappij waarin iemand leeft. Het is direct omdat het rechtstreeks gebaseerd is op het consumptiepatroon van huishoudens.

In de jaren '70 kwam er kritiek op dit absolute en directe armoedebegrip én op de manier waarop armoede op grond ervan werd gemeten. De idee onstond dat armoede moest worden gezien als een relatief begrip. Het gaat dan om het niet kunnen vervullen van zogenaamde basisbehoeften waarvan de vervulling in een maatschappij noodzakelijk wordt geacht. Verder werd het inkomen populair als een indirecte maatstaf voor armoede. Dit had een tweetal voordelen. Allereerst is iemands inkomen objectief meetbaar en vergelijkbaar. Daarnaast kan met het gebruik van het inkomen als maatstaf voor armoede de discussie worden vermeden over wat precies basisbehoeften zijn en wat niet. Voor een meer uitgebreide indeling en bespreking van deze benadering wordt verwezen naar van den Bosch et al., (1999).

Vanaf de tweede helft van de jaren '80 ontstond er ook op deze conceptualisering en metingen van armoede kritiek. Tot dan toe werden sociale en culturele aspecten van armoede namelijk buiten beschouwing gelaten. Zaken als eenzaamheid, uitsluiting, fysieke en psychische handicaps speelden met andere woorden geen rol. Uit de behoefte om deze factoren in de discussie te betrekken, ontstond in Europa het begrip 'sociale uitsluiting' (Berghman, 1995, Böhnke, 2001). Centraal staat hierbij de vraag of een huishouden in staat is om maatschappelijk te participeren (SCP, 2001, 144). Sociale uitsluiting is een dynamisch proces wat kan worden omschreven als een relatieve inperking van sociale participatie, sociale integratie en (politieke en maatschappelijke) rechten of invloed. Dit proces kan op een bepaald moment tot uiting komen in een toestand van armoede. Omgekeerd kan de toestand van armoede tot een (verdergaande) sociale uitsluiting leiden.

Armoede en sociale uitsluiting hangen dus met elkaar samen. De twee concepten worden in een aantal gevallen dan ook door elkaar gebruikt (2). Het is omwille van deze samenhang dat armoede in de (althans in België) meest gangbare definitie wordt gedefinieerd als een bijzondere vorm van sociale uitsluiting (Leveque en Vranken, 2000, 42). Zo vormt deze definitie het uitgangspunt voor het Belgische Nationaal Actieplan voor de Strijd tegen Armoede (cf. Federale Regering van België, 2001; Vranken, 2001(b), 227). Volgens deze definitie is armoede "een netwerk van sociale uitsluitingen dat zich uitstrekt over meerdere gebieden van het individuele en collectieve bestaan. Het scheidt de armen van de algemeen aanvaarde leefpatronen van de samenleving. Deze kloof kunnen ze niet op eigen kracht overbruggen". Deze definitie sluit aan bij de internationaal gangbare definitie van Townsend (1979, 31; idem, 1993, 36; Vranken et al., 2001, 308).

Bovenstaande definitie houdt niet automatisch in dat een ééndimensionele meting van armoede (bijvoorbeeld op basis van inkomen) onbruikbaar is. Een multidimensionele meting van armoede geniet echter de voorkeur. Bovendien veronderstelt een op het inkomen gebaseerde, indirecte meting van armoede bepaalde aannames met betrekking tot het consumptiepatroon in een huishouden. Deze aannames hoeven

echter niet altijd juist te zijn (Sen, 1981, 26, in Chakravarty et al., 1998, 176; Tsui, 2002, 71). Mede onder invloed van deze ontwikkelingen wordt in het wetenschappelijk onderzoek naar armoede steeds meer gebruik gemaakt van multidimensionele metingen van armoede.

3. HOE WORDT MULTIDIMENSIONELE ARMOEDE GEMET EN?

In de vorige paragraaf werd een conceptuele ontwikkeling geschetst in het denken over armoede. Vertrokken werd van een unidimensionele armoede-opvatting, om via sociale uitsluiting bij een multidimensionele opvatting van armoede uit te komen. Aangezien armoede een complex en multidimensioneel begrip is, veronderstelt een meting ervan een zorgvuldige operationalisering. Armoede manifesteert zich volgens de multidimensionele opvatting immers op verschillende dimensies. Een aantal variabelen of indicatoren kunnen volgens deze dimensies gegroepeerd worden. Zo beschrijven ze een armoedepositie van een individu of huishouden. Het zou te ver voeren om voor allerlei internationale studies op te sommen welke indicatoren worden gebruikt en welke niet, en waarom dat zo is. Interessanter is na te gaan op welke manier indicatoren worden gecombineerd om conclusies te trekken met betrekking tot multidimensionele armoede.

Wanneer een huishouden aan de hand van een aantal unidimensionele indicatoren wordt beschreven, kan er op twee manieren worden nagegaan in "hoeverre de achterstanden op de verschillende gebieden cumuleren" (SCP, 2001, 159). De eerste manier bestaat erin een kruistabel op te stellen waarin verschillende indicatoren zijn opgenomen en waarin huishoudens worden geclassificeerd. De huishoudens die positief scoren op enkele of alle indicatoren tegelijk, zijn dan arm (cf. Paugam, 1996, voor een toepassing). Deze aanpak heeft echter enkele nadelen. Ten eerste veronderstelt ze dat alle betrokken indicatoren discreet zijn. Ten tweede is het in praktijk zeer onoverzichtelijk om meer dan drie of vier indicatoren te combineren. Ten derde moet voor elke combinatie van indicatoren (elke cel in de kruistabel) door de onderzoeker worden besloten of de huishoudens in deze cel arm zijn.

Een veel toegepaste tweede benadering is het samenstellen van een 'armoede-index' op basis van de verschillende indicatoren binnen verschillende dimensies. In dit geval wordt er voor verschillende domeinen nagegaan of de persoon of het huishouden aan welbepaalde minimale eisen voldoet. Dit kan bijvoorbeeld worden gedaan op het vlak van iemands behuizing, gezondheid, en sociaal netwerk (De Keulenaer, 2000; Tsui, 2002; Chakravarty et al., 1998).

Een nadeel is dat ook bij gebruik van een index bepaald moet worden wanneer een huishouden al dan niet arm is. Een eerste mogelijkheid bestaat erin om voor elke unidimensionele variabele een grenswaarde te bepalen. Daanuit resulteert voor elk huishouden ofwel een dichotome variabele (onder of boven de grenswaarde) of een continue variabele die aangeeft in welke mate het in positieve of negatieve zin van de

grenswaarde afwijkt. De volgende stap is dat de informatie voor elk van deze variabelen tot een index wordt gecombineerd (cf. Townsend, 1993, 58 en figuur 3.1; Robson et al., 1995, p. 202; De Keulenaer, 2000, 111; Layte et al., 2001, 433). Zo noemen Chakravarty (1998, 178) en Tsui (2002, 73) een persoon arm indien hij op minimaal één variabele onder de grenswaarde scoort. Een nadeel van deze benadering is dat één enkele achterstandssituatie al tot de conclusie leidt dat een huishouden arm is. Een onderscheid volgens het relatieve belang van de verschillende achterstanden wordt niet gemaakt.

Een tweede manier bestaat er daarom in dat de grenswaarde niet aan de afzonderlijke variabelen, maar aan de samengestelde index wordt opgelegd. Het voordeel, althans in vergelijking met de eerste methode, is dat deze benadering compensatorisch is. Een achterstand op een bepaald domein kan zo worden gecompenseerd door een gunstige score op een ander domein. Wie wel of niet arm is wordt immers niet bepaald aan de hand van de afzonderlijke dimensies, maar van de combinatie van de dimensies. Toch stelt zich ook hier weer de vraag waar de grenswaarde moet liggen. Hiervoor zijn meerdere oplossingen mogelijk. Zo vertrekt Townsend (1993, 57) vanuit de aanname dat zijn steekproef van huishoudens in een 'arme' en een 'niet-arme' groep kan worden opgedeeld. Hij past discriminantanalyse toe om de grenswaarde te vinden die tot de meest duidelijke indeling in twee groepen leidt. Layte et al. (2001) volgen Halleröd (1996, in Nolan en Whelan, 1996, 230) en zetten de grenswaarde zó dat de samengestelde index tot een gelijk procentueel aantal gedepriiveerden leidt als wanneer armoede enkel als inkomensarmoede wordt gezien. Deze laatste groep wordt op de klassieke manier gedefinieerd, namelijk door de armoedegrens te bepalen als een bepaald percentage van het mediane inkomen. Een aantal studies (Layte et al. 2001; Nolan en Whelan, 1996; Whelan et al., 2002) omzeilen het probleem van het vaststellen van een grenswaarde door de deprivatiescore van de langdurig inkomensarmen te vergelijken met die van de rest van de steekproef.

Behalve het feit dat op de één of andere manier een grenswaarde moet worden gekozen, hebben de methoden waarbij er een grenswaarde aan de indexvariabele wordt opgelegd, nogal wat nadelen. Het blijft onduidelijk wat de interpretatie van de 'samengestelde grenswaarde' zou moeten zijn. Verder lijkt de aanname dat het aantal multidimensioneel-armen gelijk moet zijn aan het aantal (langdurig) financieel armen een kunstgreep om de grenswaarde van de samengestelde index te kunnen bepalen. Een laatste nadeel van alle bovengenoemde studies is dat de aanname dat er twee afzonderlijke groepen zouden bestaan - armen versus niet-armen - empirisch zou moeten worden onderbouwd, zeker in het geval van multidimensionele armoede.

De manier waarop multidimensionele armoede in de literatuur wordt gemeten, is dus zeker niet boven alle kritiek verheven. In het resterende deel van dit artikel zal daarom een alternatieve meting van multidimensionele armoede worden beschreven en toegepast.

4. EEN ALTERNATIEVE METING VAN MULTIDIMENSIONELE ARMOEDE

Dit artikel begon met een conceptuele bespreking van het begrip 'armoede'. Daarna werd gargumenteerd dat een meting van armoede bij voorkeur multidimensioneel is. Vervolgens werd nagegaan hoe multidimensionele armoede in empirische studies tot nu toe werd gemeten. Uitgaande van de gedachte dat zo veel mogelijk vanuit de data moet worden vertrokken, zal nu een alternatieve manier worden gepresenteerd om tot een empirische meting van multidimensionele armoede te komen. Hierbij worden achtereenvolgens twee stappen gezet. In een eerste stap worden verschillende 'dimensies' of indices van armoede afgeleid uit de data. Daarna wordt nagegaan of huishoudens op basis van deze 'dimensies' of indices kunnen worden gegroepeerd. Vervolgens zal deze meting worden toegepast op Belgische data voor het jaar 1998.

4.1. De eerste stap: dimensies of indices van armoede

Het ligt voor de hand dat de bepaling van de cruciale - maar niet rechtstreeks observeerbare - dimensies van armoede moet vertrekken van datgene wat bekend is: geobserveerde variabelen. Met behulp van een statistische techniek moet worden getracht om een latente of onderliggende structuur af te leiden uit een veelheid van variabelen. Veronderstel dat de armoedepositie van huishoudens kan worden beschreven aan de hand van y latente dimensies die op hun beurt zichtbaar worden in x verschillende variabelen. Als twee variabelen onderling sterk correleren, dan vertegenwoordigen ze waarschijnlijk dezelfde dimensie. De vraag is hoe deze dimensies zichtbaar kunnen worden gemaakt. Factoranalyse en Principale Componenten Analyse (PCA) lijken hiervoor de meest aangewezen technieken.

Door middel van factoranalyse en PCA worden de onderlinge relaties tussen verschillende variabelen blootgelegd. Deze variabelen worden 'verklaard' in termen van gemeenschappelijke onderliggende of latente variabelen, die afhankelijk van de gebruikte techniek 'factoren' of 'componenten' worden genoemd (Hair et al. 1995, 16). Een score op deze factoren of componenten wordt dan berekend als een gewogen som van de scores op de oorspronkelijke variabelen. De gewichten zijn zó gekozen dat elke factor een zo groot mogelijk aandeel van de oorspronkelijke informatie bevat (Fontaine, 1998, 1).

Hoewel factoranalyse en PCA vaak gelijkaardige resultaten opleveren, zijn ze vanuit conceptueel oogpunt toch verschillend. Een eerste verschil betreft de relatie tussen de factoren en de geobserveerde variabelen. Het meest belangrijke verschil betreft de relatie tussen geobserveerde variabelen en latente factoren. Bij factoranalyse wordt er een (causale) relatie verondersteld van de factoren naar de geobserveerde variabelen, terwijl die aanname bij PCA niet wordt gemaakt (Hatcher, 1994, 69, Fontaine, 1998, 62). Uit de definitie van armoede bleek dat verschillende onderliggende dimensies worden weerspiegeld door de geobserveerde variabelen. Indien er bijvoorbeeld een dimensie 'gezondheid' zou zijn, dan zou deze dimensie zichtbaar kunnen worden in het feit dat de gezondheid van gezinsleden te wensen overlaat. Het is dus niet zo dat

de gezinsleden ziek zijn omdat het gezin ongezond is (er is geen causaal verband), het is wel zo dat de 'gezondheidspositie' van het gezin tot uiting komt in de gezondheidspositie van de gezinsleden.

Een andere manier om dit verschil te beschrijven, wordt door Slotte (1991) gegeven. In zijn poging om een index te berekenen voor de kwaliteit van leven in verschillende landen, stuitte hij op het probleem dat hij bij het bepalen van deze index aan elke onderliggende variabele een gewicht moest geven. Daarom voerde hij op een reeks unidimensionele indicatoren een PCA uit waarna hij factorscores berekende als de optimaal-gewogen som van de geobserveerde variabelen. Elke latente factor kan volgens deze benadering dus worden gezien als een optimaal-gewogen multidimensionele index van armoede, wat een typische aanname voor PCA is. Het gebruiken van factoranalyse zou hiermee in strijd zijn geweest.

Er is in de huidige context dus gekozen voor PCA eerder dan voor factoranalyse. Toch zal er in de verdere tekst worden gesproken over 'factoren' en niet over 'componenten' om aan te sluiten bij de terminologie die in de (vooral engelstalige) literatuur gangbaar is.

De factoroplossing die op grond van een initiële berekening wordt gegenereerd, is niet noodzakelijk de best interpreteerbare. Daarom worden de gevonden factoren vaak 'geroteerd' om een zo eenduidig mogelijke oplossing te vinden. Bij een orthogonale rotatie blijven de onderlinge correlaties tussen factoren per definitie gelijk aan nul. Bij een oblique rotatie wordt toegestaan dat factoren onderling correleren. In het zojuist besproken armoedeconcept is er sprake van een "netwerk van uitsluitingen". Het ligt dus voor de hand te veronderstellen dat de verschillende dimensies van armoede in meer of mindere mate met elkaar samenhangen. Om deze reden is besloten om op de factoren een oblique rotatie toe te passen. Het voordeel hiervan is dat de factoren beter op de data zullen aansluiten. Het belangrijkste nadeel is dat de verschillende factoren niet meer zo ondubbelzinnig te benoemen zijn als bij ongecorrleerde factoren mogelijk is (Taq, 1992, 48; Hair et al. 1995, 380).

4.2. De tweede stap: welke huishoudens zijn arm?

Het doel van deze studie is om huishoudens te categoriseren in functie van hun mate van armoede. Deze categorisering kan gebeuren op basis van verschillende factoren. De factoren zijn immers afgeleid van (de correlaties tussen) de variabelen in de oorspronkelijke dataset, waarbij verschillende factoren op (deels) verschillende variabelen zijn gebaseerd (Slotte, 1991, 688). Het gelijktijdig in aanmerking nemen van meerdere factoren zorgt er voor dat deze verschillende gezichtspunten in de classificatie van huishoudens worden betrokken. Op basis van zijn PCA combineert Slotte (1991) vijf factoren tot een multidimensionele index, namelijk door het gemiddelde van deze factorscores te berekenen. In deze paragraaf wordt een alternatieve manier voorgesteld om factoren te combineren.

Het basisprobleem lijkt op het probleem dat in de eerste stap werd behandeld, met dit verschil dat we geen latente structuur zoeken in de variabelen, maar een latente

structuur in de steekproef *gegeven* de latente structuur die al in de variabelen is gevonden. De techniek die hiervoor het meest voor de hand ligt, wordt clusteranalyse genoemd. Clusteranalyse is de naam van een groep van multivariate technieken die als voornaamste doel hebben om objecten (in dit geval huishoudens) te groeperen in functie van de karakteristieken die ze bezitten. Het is een recursieve techniek waarbij het uitgangspunt de situatie is waarin ieder object een cluster is op zichzelf. Bij elke stap worden de twee dichtstbijzijnde clusters samengenomen, waardoor het aantal clusters telkens met één afneemt. Volgens de meest gangbare benadering zijn twee clusters 'dichtstbijzijnd' als het gemiddelde van de afstanden in een euclidische ruimte tussen alle objecten van beide clusters (Fontaine 1997, 102) minimaal is. Het voordeel van deze meting is dat ze de effecten van eventuele uitschieters in de observaties minimaal houdt. In principe kan daarmee worden doorgegaan totdat er nog maar één cluster overblijft. Op basis van een aantal informatievariabelen wordt besloten welk aantal clusters de optimale oplossing biedt of, met andere woorden, in hoeveel groepen de te groeperen objecten het zinvolst kunnen worden ingedeeld. Zoals na een PCA voor elk huishouden per factor een factorscore kan worden berekend, kan na de clusteranalyse elk huishouden in een cluster worden ondergebracht.

Een voor de hand liggende kritiek op de hier voorgestelde benadering is dat de classificatie van de huishoudens in twee stappen gebeurt. Eerst moet namelijk een PCA worden uitgevoerd, waarna op grond van de resultaten daarvan een clusteranalyse volgt. Een mogelijk probleem hierbij is dat er onnodig informatieverlies optreedt. Toch lijkt deze benadering om twee redenen beter dan de optie om in navolging van Townsend (1993, appendix 3.2, p. 67) een clusteranalyse toe te passen op de geobserveerde variabelen in de plaats van op de factoren die uit (de correlaties tussen) deze variabelen zijn geabstraheerd. Ten eerste kan er worden verwacht dat niet elke latente dimensie van armoede in evenveel variabelen tot uiting komt. Stel bijvoorbeeld dat 6 variabelen betrekking hebben op dimensie A, terwijl dimensie B door slechts één variabele wordt vertegenwoordigd. Dan zou bij een clusteranalyse op grond van de geobserveerde variabelen dimensie A 6 keer zwaarder doorwegen dan dimensie B. Ten tweede gelden voor de geobserveerde variabelen allerlei verschillende schalen, die variëren van dichotoom tot continu. Wanneer bijvoorbeeld een bepaalde bezitsvariabele dichotoom is ('bezit dit voorwerp' versus 'bezit dit voorwerp niet') terwijl voor een andere variabele een continue schaal van 0 tot 100 geldt, dan zou deze laatste variabele ten onrechte zwaarder meewegen in de clusteranalyse. Door rechtstreeks vergelijkbare factorscores te gebruiken (de factorschalen zijn continu en gestandaardiseerd) heeft elke dimensie a priori evenveel gewicht in de clusteranalyse.

5. DE DATA

De hierboven beschreven meting van multidimensionele armoede wordt toegepast op de zevende golf (bevraging in 1998) van de "Panel Studie van Belgische Huishoudens" (PSBH) van het Steunpunt Gezinsdemografisch Panel (Universiteit Antwerpen, UIA) en de universiteit van Luik (Ulg). Voor een gedetailleerde bespreking van deze dataset wordt verwezen naar Bauwens et al. (2001).

Bij de beslissing welke indicatoren er aan de basis van een multidimensionele meting van armoede moeten liggen, moet eerst worden besloten of het huishoudinkomen naast een aantal deprivatie-indicatoren in de meting van armoede moet worden opgenomen. In tegenstelling tot Nolan en Whelan (1996) wordt het inkomen niet meegenomen in de multidimensionele armoede-index. Vier overwegingen liggen aan deze keuze ten grondslag. Ten eerste bestaan er grote conceptuele en praktische problemen bij het meten van het huishoudinkomen (cf. Layte et al., 2001; Nolan en Whelan, 1996, 62; idem, 1996b). Ten tweede en zoals reeds gezegd zijn de aannames die bij de indirecte meting van armoede via het inkomen moeten worden gemaakt, niet altijd juist. Ten derde slaat de inkomensbevraging in de PSBH op het inkomen in het voorgaande kalenderjaar, terwijl de niet-inkomensgerelateerde vragen op het moment van bevraging slaan. Dit maakt de gelijktijdige toepassing van beide soorten variabelen in de analyse problematisch. Ten vierde en ten laatste maakt het weglaten van de inkomensvariabele het mogelijk om de resultaten van de multidimensionele armoede-index te vergelijken met die van een financiële armoede-indicator. Om al deze redenen is besloten om enkel niet-inkomensindicatoren op te nemen in de multidimensionele index (3).

Uit de literatuur blijkt dat verschillende auteurs op een pragmatische wijze beslissen welke subjectieve indicatoren van deprivatie ze in een multidimensionele armoede-index opnemen (cf. Townsend, 1993, 85). Hun keuze wordt sterk bepaald door de variabelen die in de beschikbare data voorhanden zijn. Deze studie vormt daarop geen uitzondering. PCA bevat echter een impliciete controle van de keuze van de variabelen. Indien de meeste gehanteerde variabelen inderdaad een uiting zijn van armoede, terwijl één of enkele andere variabelen dat niet zijn, dan zullen deze laatste variabelen immers als één of meer afzonderlijke dimensies naar voren komen.

Een moeilijkheid bij de toepassing van de voorgestelde methode op de PSBH-gegevens is dat een PCA in principe vereist dat alle variabelen continu geschaald zijn. Gezien de grootte van de dataset kan deze eis worden afgezwakt tot de voorwaarde dat eventuele discrete variabelen voldoende verschillende waarden moeten kunnen aannemen. Zoals uit Appendix 1 blijkt, wordt daar in de oorspronkelijke dataset echter nauwelijks aan voldaan. Dit probleem is ad hoc opgelost door onderling samenhangende variabelen met elkaar te combineren tot variabelen met meer verschillende schaalwaarden. De manier waarop dit is gedaan, staat in de appendix.

Verder moet worden opgemerkt dat alle variabelen betrekking hebben op huishoudens en niet op individuen. Voor enkele variabelen was oorspronkelijk alleen informatie beschikbaar over de afzonderlijke leden van het huishouden. In die gevallen is het

gemiddelde over alle leden van het huishouden berekend. Alleen in het geval van de twee gezondheidsvariabelen (lichamelijke, respectievelijk geestelijke gezondheid) is als huishoudscore de minst gunstige waarde genomen. De redenering hierachter is dat een slechtere gezondheid van één persoon in een huishouden ten koste gaat van het hele huishouden, terwijl een betere gezondheid geen effect heeft op de (minder gezonde) gezinsleden. Bij de berekening van huishoudscores op grond van individuele scores is altijd enkel rekening gehouden met de volwassenen in het gezin.

Een laatste bedenking is dat de verschillende waarden van de variabelen a priori zó zijn gedefinieerd dat een hogere waarde vermoedelijk samenhangt met een hoger armoederisico. Een hogere waarde van de variabele *Opleiding* wijst bijvoorbeeld op een lager opleidingsniveau. De richting waarin variabelen worden gescoord beïnvloedt noch de semipartiële correlaties tussen variabelen, noch de lading van variabelen op factoren. Ze bepaalt immers uitsluitend de richting van correlaties of ladingen (positief of negatief). Het voordeel van de hier gemaakte keuze voor uniform geschaalde variabelen is dat een positieve semipartiële correlatie bij elke variabele tot dezelfde interpretatie leidt, waardoor de interpretatie van de factoren op basis van de factorladingen vereenvoudigd wordt.

In tabel 1 staan de verschillende variabelen en hun interpretatie. De eerste variabele, *subjectieve armoede*, beschrijft hoe de leden van het huishouden hun eigen financiële situatie evalueren. De variabele *financieel gebrek* beschrijft de schuldenpositie van het huishouden. De variabele *lange-termijn materieel tekort* is gebaseerd op een aantal variabelen die de materiële positie van het huishouden op de langere termijn weergeven. In hoeverre kunnen oude meubels worden vervangen, kan het huishouden op vakantie, kan er nieuwe kleding worden gekocht, kunnen vrienden worden uitgenodigd en kan er drie keer per week vlees of vis worden gegeten? In hoeverre zijn hypotheek- of huurkosten zwaar om dragen, en zijn er thuis een aantal elementaire comfortvoorzieningen (zoals onder meer een keuken, toilet, badkamer, centrale verwarming) aanwezig? De variabele *discomfort woonomgeving* beschrijft de situatie van het huis en de woonomgeving. Ze omvat 15 ordinale variabelen die onder meer peilen naar geluidshinder, vervuiling, vandalisme en criminaliteit, en lekkages en schimmel in huis. De variabele *gebrekigheid integratie arbeidsmarkt* beschrijft de gemiddelde arbeidsmarktpositie van de leden van het huishouden. Het uitgangspunt is het klassieke verschil tussen werknemers en ambtenaren, niet-werkenden en zelfstandigen. Voor werknemers en ambtenaren wordt ook een onderscheid gemaakt op basis van hun socio-economische categorie, de vraag waarin ze meer of minder dan 30 uur per week werken, en hun eigen beschrijving en evaluatie van de arbeidsvoorwaarden en de inhoud van het werk. De variabele *gezondheidsproblemen en handicaps* beschrijft de gezondheidssituatie van de minst gezonde persoon in het huishouden. Analooft hangt de score van een huishouden op de variabele *psychologische moeilijkheden* af van de score van dat lid, dat aangeeft het meest last te hebben van onder meer depressies, zelfmoordneigingen, slaapproblemen, vermoeidheid en agressie. De variabele *laag opleidingsniveau* krijgt een hogere score naarmate het gemiddelde opleidingsniveau van de leden van het huishouden lager is. De variabele *ontevredenheid met opleiding* krijgt een hogere score naarmate de leden van het huishouden gemiddeld minder tevreden zijn over hun

gevolgde opleiding. Tenslotte zijn er drie variabelen die de sociale situatie van het huishouden beschrijven. De variabele *risico op vereenzaming* beschrijft het gemiddelde vereenzamingsrisico van de leden van het huishouden. Als iemand alleen leeft en verzuimd of gescheiden is, dan wordt verondersteld dat dit risico maximaal is. Wie alleen woont maar niet in de voorgaande categorie hoort krijgt een middelmatige score. Wie gehuwd of ongehuwd samenwoont krijgt de laagste score. De variabele *kwetsbaarheid sociaal netwerk* weerspiegelt de frequentie waarmee de leden van het huishouden vrienden, familie of burens ontmoeten. Hoe lager deze frequentie, hoe slechter de sociale integratie van het huishouden. De laatste variabele, *beperkte sociale participatie*, betreft de gemiddelde frequentie waarmee de gezinsleden elf soorten activiteiten buitenshuis ontplooiën. Dit omvat onder andere bezoeken aan bioscopen, opera's, theatervoorstellingen, café's, restaurants en sportmanifestaties.

Na een conceptuele bespreking van multidimensionele armoede is tot nu toe ingegaan op manieren waarop multidimensionele armoede kan worden gemeten, en op de problemen die daarbij komen kijken. Daarna werd een alternatieve meting van multidimensionele armoede voorgesteld en werd de dataset beschreven waarop ze zal worden toegepast. In de volgende paragrafen zal de feitelijke toepassing van deze voorgestelde methode worden gepresenteerd en zullen de resultaten worden besproken.

Tabel 1. De indicatoren en hun samenstellende PSBH-variabelen op huishoudniveau

Indicator	Samenstellende PSBH-variabelen
Subjectieve armoede	Moeite om rond te komen Ongunstige vergelijking feitelijk - en noodzakelijk inkomen Ongunstige vergelijking van inkomen met dat van vrienden en kennissen
Financieel gebrek	Aantal niet betaalde rekeningen Onvermogen om te sparen
Lange-termijn materieel tekort	Aantal belangrijke zaken die het huishouden zich niet kan veroorloven (bv. vakantiereis) Waargenomen zwaarte van de woonkosten Aantal belangrijke objecten die in het huishouden afwezig zijn (bv. toilet binnenshuis)
Discomfort woonomgeving	Aantal discomfort veroorzakende elementen in de woning en haar omgeving (bv. geluidsoverlast, lekkend dak)
Gebrekkigheid integratie arbeidsmarkt	Waargenomen gebrek aan belang van eigen beroep Ongunstige aard van huidige baan Ongunstige socio -professionele categorie Ongunstig type en duur van tewerkstellingscontract Ongunstig type van contractueel uurrooster Ontevredenheid met werk en werkomstandigheden Ongunstige situatie van niet -werkenden (bv. ziekteverlof, werkloosheid) Aantal arbeidsuren minder (of, gunstig: meer) dan 30 Afwezigheid van sporadisch werk in afgelopen week
Gezondheidsproblemen en handicaps	Ongunstige beoordeling van eigen algemene gezondheid Chronische ziekte of hinder veroorzakende handicap
Psychologische moeilijkheden	Aantal problemen die op ongunstige psychische gezondheid wijzen (bv. slapeloosheid, gedachten aan de dood)
Laag opleidingsniveau	Inverse van hoogste formeel genoten opleidingsniveau
Ontevredenheid met opleiding	Mate van ontevredenheid over opleiding
Risico op vereenzaming	Met risico op vereenzaming geassocieerde burgerlijke staat (bv. gescheiden, alleenstaand)
Kwetsbaarheid sociaal netwerk	Geringe mate van sociaal contact (bv. frequentie vriendenbezoek)
Beperkte sociale participatie	Beperkt uitgaansleven

6. MULTIDIMENSIONELE ARMOEDE IN BELGIË - EEN TOEPASSING

6.1. Dimensies van armoede

Een belangrijke stap bij een PCA is de keuze hoeveel factoren aan te houden. Het maximale aantal factoren is gelijk aan het aantal variabelen in de analyse. Het aantal zinvolle factoren is natuurlijk kleiner. Hoeveel factoren aangehouden worden kan worden bepaald aan de hand van de gemeenschappelijke variantie in alle variabelen die door deze factoren wordt 'verklaard'. Verschillende parameters die te maken hebben met de (proportie) verklaarde variantie kunnen worden gebruikt om te bepalen hoeveel dat moet zijn om in de uiteindelijke factoroplossing te worden opgenomen. De relevante parameters voor elk van 12 factoren staan in tabel 2.

Tabel 2. Parameters voor de keuze van het aantal factoren

Factor	Eigenwaarde	Vershil eigenwaarde factor $x - (x+1)$	Proportie Verklaarde variantie	Cumulatieve proportie verklaarde variantie
1	2.98	1.44	0.25	0.25
2	1.54	0.26	0.13	0.38
3	1.28	0.23	0.11	0.49
4	1.05	0.10	0.09	0.58
5	0.95	0.07	0.08	0.66
6	0.88	0.07	0.07	0.73
7	0.81	0.16	0.07	0.80
8	0.65	0.15	0.05	0.85
9	0.50	0.01	0.04	0.89
10	0.49	0.03	0.04	0.93
11	0.46	0.04	0.04	0.97
12	0.42	.	0.03	1.00

Ten eerste is er het *eigenwaarde > 1 criterium*, wat stelt dat factoren moeten worden aangehouden die een eigenwaarde hebben die groter is dan 1. Het tweede criterium is de zogenaamde *Scree test*. Hierbij zet de onderzoeker de eigenwaarden in een grafiek om vervolgens na te gaan waar een soort 'knik' waarneembaar is tussen factoren met een hoge en lage eigenwaarde. De factoren vóór dit overgangspunt worden aangehouden. Een derde criterium is dat factoren meer dan 10 procent van de totale gemeenschappelijke variantie moeten verklaren om aangehouden te worden. (Hatcher, 1994, 25; Fontaine, 1997, 43).

Het blijkt dat vier factoren een eigenwaarde hebben groter dan 1. Hoewel er in de grafiek met de eigenwaarden geen zeer duidelijke knik waar te nemen valt, suggereert de Scree test een oplossing met twee factoren. Drie factoren verklaren meer dan 10%

van de totale variantie. Op basis van een vergelijking van de uitkomsten van bovenstaande tests wordt voor een oplossing met drie factoren gekozen. Uit verdere berekeningen blijkt overigens dat bij het aanhouden van vier factoren slechts één variabele hoog laadt op de vierde factor.

Vervolgens wordt een PCA uitgevoerd met een oblieke rotatie en drie te extraheren factoren. Iedere factor wordt geïnterpreteerd aan de hand van de variabelen die er het hoogst op 'laden'. Hiermee wordt bedoeld dat er een sterk verband bestaat tussen de factor en de variabele. Aangezien er een oblieke rotatie is toegepast, kunnen deze ladingen het best worden bepaald aan de hand van de semipartiële correlaties. Op deze manier wordt gecontroleerd voor variabiliteit in de overige factoren (Hatcher, 1994, 93). Deze semipartiële correlaties zijn voorgesteld in tabel 3. Correlaties hoger dan 0.4 zijn aangeduid met een asterisk omdat we vanaf dat niveau conventioneel van hoge ladingen spreken die bijgevolg goed bruikbaar zijn voor de interpretatie van de factoren. Om de factoren zinvol te kunnen interpreteren moeten op elk ervan minimaal 3 variabelen hoog laden, wat inderdaad het geval is. Een aanvullende eis is dat één variabele niet op meerdere factoren tegelijk een hoge lading met éénzelfde teken mag hebben. Om deze reden is er bij de interpretatie van de factoren geen rekening gehouden met de variabele *Gezondheidsproblemen en handicaps*, wat uiteraard niet wil zeggen dat er geen verband bestaat tussen armoede en ongezondheid.

Tabel 3. Factorladingen van de indicatoren op de drie factoren (semi-partiële correlaties)

Indicatoren	Factoren		
	Factor1	Factor2	Factor3
Gebrekkigheid integratie arbeidsmarkt	0.73*	0.10	-0.12
Laag opleidingsniveau	0.71*	0.09	0.01
Beperkte sociale participatie	0.76*	-0.11	0.11
Financieel gebrek	0.15	0.61*	-0.01
Subjectieve armoede	0.04	0.68*	0.15
Lange-termijn materieel tekort	0.15	0.59*	-0.05
Discomfort woonomgeving	-0.31	0.54*	0.16
Risico op vereenzaming	0.03	0.52*	-0.40*
Psychologische moeilijkheden	-0.13	0.15	0.73*
Ontevredenheid met opleiding	0.09	0.09	0.44*
Kwetsbaarheid sociaal netwerk	0.05	-0.19	0.46*
Gezondheidsproblemen en handicaps	0.47*	0.02	0.49*

De eerste factor hangt samen met een slechte integratie in de arbeidsmarkt, een lage opleiding en een beperkte sociale participatie. Dit kan worden samengevat als "zwakke economische integratie". Op de tweede factor laden financieel gebrek, subjectieve armoede, materiële tekorten op de lange termijn, een ongunstige omschrijving van de woning en de woonomgeving, en leven in een woonvorm die een verhoogd risico op eenzaamheid met zich meebrengt. Deze factor kan wellicht als "materiële armoede" worden samengevat. De derde factor hangt samen met psychologische moeilijkheden, ontevredenheid over de gevolgde opleiding, en een kwetsbaar sociaal netwerk. Leven in een woonvorm die een verhoogd risico op eenzaamheid met zich meebrengt laadt er negatief op. Wellicht kan dit worden samengevat als "laag socio-psychologisch welbevinden". Een slechtere gezondheidssituatie van een huishouden gaat gepaard met zowel een zwakke economische integratie als met een laag niveau van socio-psychologisch welbevinden.

De correlaties tussen de factoren staan in tabel 4. Een zwakke economische integratie hangt samen met materiële armoede. Dit is niet verwonderlijk, aangezien een lage mate van arbeidsmarktintegratie wellicht samenhangt met een lager inkomen en dus met minder bestedingsmogelijkheden. Het positieve verband tussen materiële

armoede en een laag socio-psychologisch welbevinden is mogelijk te verklaren doordat huishoudens die het niet breed hebben zich geen uitbundig uitgangseven kunnen veroorloven. Het huidige onderzoek laat echter niet toe om de richting van een eventuele causale relatie te bepalen. Tenslotte hangt een zwakke economische integratie niet samen met een laag socio-psychologisch welbevinden. Blijkbaar mag het belang van werk en van de werkomgeving voor de sociale en maatschappelijke participatie van de leden van een huishouden niet overschat worden (cf. Atkinson et al., 2001, p. 176).

Tabel 4. Inter-factor correlaties

	Zwakke economische integratie	Materiële armoede	Laag socio-psychologisch welbevinden
Zwakke economische integratie	1.00	0.29	0.00
Materiële armoede		1.00	0.18
Laag socio-psychologisch welbevinden			1.00

6.2. De identificatie van arme huishoudens

In de vorige stap zijn voor elk huishouden op basis van de geobserveerde variabelen drie factorscores afgeleid (cf. Hatcher, 1994, 31 en 69). De volgende vraag is of het mogelijk is om huishoudens te categoriseren in functie van de wijze waarop ze scoren op deze factoren. Zoals gezegd is clusteranalyse een iteratieve techniek waarbij in elke stap de twee clusters die het meest dicht bij elkaar liggen, worden samengenomen. Het informatieverlies dat bij iedere stap optreedt komt tot uiting in drie variabelen. De *semipartiële* R^2 is de proportie van de verklaarde variantie die wordt verloren door het samenvoegen van twee clusters. Indien deze waarde hoog is, moet men voor 1 cluster méér opteren. De *pseudo-F* is de tussen-clustervariantie gedeeld door de binnen-clustervariantie. Hoe hoger ze is, hoe beter de clusteroplossing. De *pseudo- t^2* geeft aan hoe sterk twee samen te nemen clusters van elkaar verschillen. Net zoals bij de semipartiële R^2 moet men voor 1 cluster méér kiezen bij een hoge pseudo- t^2 . In tabel 5 staan voor een afnemend aantal clusters de waarden van deze drie keuzevariabelen vermeld.

Tabel 5. Parameters voor de keuze van het aantal clusters

Aantal clusters	Semipartiële R^2	Pseudo-F	Pseudo- t^2
10	0.01	412	56.1
9	0.03	416	220
8	0.04	412	227
7	0.05	394	285
6	0.07	356	402
5	0.00	440	15.7
4	0.20	210	916
3	0.00	307	26.3
2	0.03	491	153
1	0.15	.	491

Op basis van de semipartiële R^2 en de pseudo- t^2 zou men of voor 2 of voor 5 clusters moeten kiezen, met een voorkeur voor 5 clusters. Ook op basis van de pseudo-F lijkt een samenneming tot 2 of 5 clusters optimaal, maar nu met een voorkeur voor 2 boven 5 clusters. Aangezien de clusters die bij een iteratie worden samengenomen in een eerdere iteratie zijn gevormd, blijkt dat de steekproef in eerste instantie in twee belangrijke groepen kan worden gesplitst. Deze twee groepen kunnen nog worden opgedeeld zodat uiteindelijk vijf groepen ontstaan. In het vervolg van deze tekst zal de indeling in twee groepen worden besproken; in Appendix 2 wordt ingegaan op de indeling in vijf groepen.

De laatste stap van de clusteranalyse is een inspectie van de relatieve grootte en de gemiddelde factorscores van beide clusters. Kan er op basis van de grootte en de factorscores van de twee onderscheiden clusters worden geconcludeerd dat er in de steekproef een minderheid van arme huishoudens te onderscheiden is? Tabel 6 bevat gegevens over de grootte van de twee clusters. Hieruit blijkt dat ze qua grootte sterk verschillen. Van de huishoudens waarvoor volledige gegevens voorhanden zijn, behoort 92,15 procent tot het eerste cluster. Slechts 7,85 procent behoort tot het tweede cluster.

Tabel 6. Gewogen grootte van de twee clusters

	Aantal	Percentage	Cumulatief aantal	Cumulatief Percentage
Cluster 1	2695.21	92.15	2695.21	92.15
Cluster 2	229.47	7.85	2924.68	100.00

Tabel 7 bevat de factorscores. De gemiddelde factorscores van het tweede cluster zijn significant groter dan 0. De huishoudens in het eerste cluster scoren significant negatief op de drie factoren. De conclusie dat een groep van bijna 8 procent van de huishoudens arm is, ligt dan ook voor de hand. Dit is iets meer dan de helft van het inkomens-armoedepercentage van België (de headcount-ratio op basis van de ECHP-data is vastgesteld op 15 procent, cf. Federale Regering van België, 2001).

Tabel 7. Gewogen informatie betreffende de factorscores van beide clusters

	Gemiddelde score	Standaard deviatie	N (4)	t(score > 0)
Cluster 1			2676	
Zwakke economische integratie	-0.0476	0.9945		-2.48
Materiële armoede	-0.1441	0.8515		-8.75
Laag socio-psychologisch welbevinden	-0.1314	0.8739		-7.78
Cluster 2			205	
Zwakke economische integratie	0.5591	0.8756		9.14
Materiële armoede	1.6927	1.0554		22.96
Laag socio-psychologisch welbevinden	1.5428	1.0951		20.17

7. *WELKE* HUISHOUDENS ZIJN (MULTIDIMENSIONEEL) ARM?

In deze laatste paragraaf zal worden nagegaan hoe multidimensioneel-arme huishoudens kunnen worden beschreven. Allereerst zal een verband worden gelegd tussen armoede en enkele achtergrondvariabelen. Daarna zullen de overeenkomsten en verschillen worden beschreven tussen multidimensioneel-arme huishoudens en huishoudens met een laag inkomen.

In tabel 8 is door logistische regressie het verband nagegaan tussen een aantal achtergrondvariabelen en de relatieve kans dat een huishouden in het cluster van arme

huishoudens wordt gevonden. De achtergrondvariabelen zijn de leeftijd van het hoofd van het huishouden, de nationaliteit van het hoofd van het huishouden (wel of niet Belgisch) en de regio waar het huishouden woont (Vlaanderen of Wallonië; Brusselse huishoudens zijn weggelaten om de interpretatie van de gegevens te vergemakkelijken). Andere achtergrondvariabelen (zoals de arbeidsmarktpositie van het hoofd van het huishouden) konden niet worden gebruikt omdat zij mee de basis vormen van de multidimensionele armoede-index. Elke cel bevat naast de waarde van de schatters of de kengetallen, het significantieniveau van de χ^2 grootte die de samenhang tussen de variabelen weergeeft.

Uit de *deviance* en de *Pearson* blijkt dat enkel model III (waarbij zowel de leeftijd als het interactie-effect van de regio en de nationaliteit van het gezinshoofd zijn weggehaald) afdoende aansluit bij de data. Er is dus geen duidelijk verband tussen de armoedekans en de leeftijd van het hoofd van het huishouden. Verder hebben huishoudens waarvan het hoofd niet de Belgische nationaliteit heeft en huishoudens die in Wallonië wonen verhoudingsgewijs een hogere kans om in de huidige benadering als arm te worden gecategoriseerd.

Tabel 8. Kenmerken van arme huishoudens

	Model I	Model II	Model III
Deviance	247.37**	247.81**	0.46
Pearson	271.31***	275.24**	0.47
$\beta=0$ (likelikhoud ratio)	26.40***	25.95***	25.68***
Intercept	-4.54***	-3.92***	-4.05***
Leeftijd	0.00	0.00	--
Nationaliteit	1.12	0.54**	0.55**
Streek	1.09*	0.69***	0.69***
Nationaliteit*streek	-0.36	--	--

* $p < .1$, ** $p < .05$, *** $p < .01$

Een groep 'financiële- of inkomensarmen' kan worden gedefinieerd door het equivalente inkomen van elk huishouden (5) te vergelijken met een armoedegrens die gelijkgesteld is aan 60% van het mediane equivalente inkomen. Tabel 9 geeft het verband weer tussen multidimensionele- en inkomensarmoede. De interpretatie ervan moet echter voorzichtig gebeuren, omdat gegevens over het equivalente inkomen vaker ontbreken naarmate het hoofd van het huishouden ouder is. Er is dus sprake van selectieve uitval. Dit in aanmerking nemend, suggereert de tabel dat een inkomensarm huishouden 1,6 keer zoveel kans heeft om multidimensioneel arm te zijn. Er zijn echter meer inkomensarme dan multidimensioneel arme huishoudens. Een mogelijke verklaring is dat de multidimensionele armoedemeting een meer lange-

termijn perspectief weergeeft. De meting van inkomensarmoede is gebaseerd op het inkomen van enkel het vorige jaar, terwijl dit inkomen flink kan verschillen van jaar tot jaar (Zaidi en de Vos, 2002, Layte et al., 2001). Door het inzetten van spaargeld of door een lening af te sluiten hoeft tijdelijke inkomensarmoede niet direct tot multidimensionele armoede te leiden. Enkel na een langere periode van inkomensarmoede worden de consequenties hiervan zichtbaar in termen van multidimensionele armoede (Layte et al., 439, Streeten, 1995, 30). Een vergelijking van de huishoudens die zowel inkomens- als multidimensioneel arm zijn, cf. Layte (2001) met de andere huishoudens is niet mogelijk vanwege het lage aantal huishoudens in deze groep.

Tabel 9. Verband tussen multidimensionele armoede en inkomensarmoede

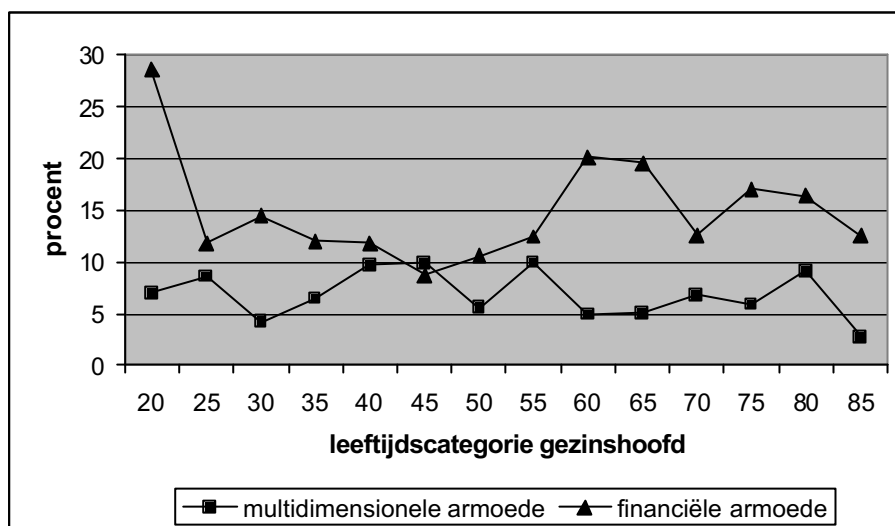
		Multidimensionele armoede		
		Nee	Ja	
Inkomensarmoede	Ja	Aantal	2138.1	176.69
		Percentage	92.37%	7.63%
	Nee	Aantal	319.79	42.909
		Percentage	88.17%	11.83%

$\chi^2 = 7.3369$ (pr = 0.0068)

Odds-ratio = 1.6236 (95% BI = 1.14 tot 2.31)

Figuur 1 bevat gegevens over het aantal multidimensioneel arme en inkomensarme huishoudens in functie van de leeftijdscategorie van het hoofd van het huishouden. Wat hierin opvalt is dat - met uitzondering van de jongste huishoudens - de 'mismatch' tussen inkomens- en multidimensionele armoede groter is voor de huishoudens waarvan het hoofd 60 jaar of ouder is dan bij de andere huishoudens.

Figuur 1. Multidimensionele armoede en inkomensarmoede in functie van de leeftijdscategorie van het hoofd van het huishouden (6)



Om dit beter te begrijpen zijn in tabel 10 de gemiddelde waarden opgenomen van huishoudens waarvan het hoofd ouder of jonger is dan zestig op elk van de drie dimensies van multidimensionele armoede. 'Oudere' huishoudens kennen zoals verwacht kon worden een zwakkere economische integratie dan 'jongere' huishoudens. Ook hun materiële armoede is groter. Dit spoort met hun toegenomen kans op financiële armoede, die al uit figuur 1 was gebleken. Toch wordt dit alles meer dan tenietgedaan door een hoger niveau van socio-psychologisch welbevinden bij de 'oudere' dan bij de 'jongere' huishoudens. Om dit laatste punt inzichtelijk te maken in termen van de onderliggende armoede-indicatoren, zijn voor zowel de jongere als oudere huishoudens deze indicatoren vermeld. Hieruit blijkt dat oudere huishoudens weliswaar vaker uit een woonvorm bestaan die een risico op vereenzaming inhoudt, maar dat ze minder psychologische moeilijkheden rapporteren en dat zij minder ontevreden zijn met hun gevolgde opleiding. Hun sociale netwerk is ook minder kwetsbaar dan dat van jongere huishoudens. Hun leden hebben bijvoorbeeld meer sociale contacten en zijn vaker lid van sociale, culturele of politieke verenigingen.

Tabel 10. Gemiddelde scores op dimensies van armoede bij oudere versus jongere huishoudens (standaarddeviaties tussen haakjes)

	Leeftijd van het hoofd van het huishouden	
	< 60 (n = 2024)	= 60 (n = 857)
Dimensies van armoede		
Zwakke economische integratie	-0.49 (0.77)	0.82 (0.74)
Materiële armoede	-0.11 (0.98)	0.07 (0.92)
Laag socio-psychologisch welbevinden	0.13 (0.90)	-0.32 (1.04)
Indicatoren van welbevinden		
Risico op vereenzaming	7.77 (1.03)	2.311 (1.38)
Psychologische moeilijkheden	39.22 (11.27)	34.284 (11.51)
Ontevredenheid met opleiding	2.73 (1.08)	2.547 (1.27)
Kwetsbaarheid sociaal netwerk	3.71 (1.54)	3.482 (1.65)

Tenslotte kan worden nagegaan hoe multidimensionele armoede en inkomensarmoede verschillen tussen Belgen en niet-Belgen en tussen Walen en Vlamingen. De relevante gegevens staan in tabel 11.

Tabel 11. Multidimensionele armoede en inkomensarmoede in functie van regio en nationaliteit

Nationaliteit en regio	% Multidimensionele armoede	% Inkomensarmoede
Belgisch		
Vlaanderen	5.61	14.66
Wallonië	9.97	9.03
Niet-Belgisch		
Vlaanderen	7.41	15.39
Wallonië	13.79	12.64

Zowel in Vlaanderen als Wallonië is de multidimensionele - en inkomensarmoede lager bij huishoudens waarvan het hoofd de Belgische nationaliteit bezit dan bij andere huishoudens. Ook blijkt dat zowel multidimensionele- als inkomensarmoede in Wallonië hoger ligt dan in Vlaanderen. In Wallonië komt het percentage multidimensioneel arme huishoudens redelijk overeen met het percentage inkomensarme huishoudens. In Vlaanderen is het percentage multidimensioneel arme huishoudens daarentegen lager dan het percentage inkomensarme huishoudens. Het

lage percentage multidimensioneel arme huishoudens dat uit tabel 9 naar voren kwam, lijkt dus een Vlaams fenomeen. Dit kan erop wijzen dat financieel-armen in Wallonië verhoudingsgewijs langer inkomensarm zijn -en dus meer dan Vlaamse armen in de verschillende aspecten van hun bestaan met de consequenties van deze inkomensarmoede te maken krijgen. Alleen een dynamische analyse zou deze stelling echter hard kunnen maken.

8. CONCLUSIE

De laatste jaren is het multidimensionele aspect van armoede meer in de belangstelling komen te staan. Een multidimensionele meting van armoede vereist dat de informatie afkomstig van unidimensionele indicatoren wordt gecombineerd. Dit artikel begon met een beschrijving van de manieren waarop multidimensionele armoede meestal wordt gemeten, en welke nadelen aan deze manieren verbonden zijn. Daarna werd een alternatieve meting van multidimensionele armoede voorgesteld, die toegepast werd op Belgische data voor het jaar 1998. Het blijkt dat een kleine 8 procent van de huishoudens in de steekproef multidimensioneel arm genoemd kan worden. Dit betreft met name huishoudens in Wallonië en huishoudens waar iemand aan het hoofd staat die niet de Belgische nationaliteit bezit.

De grootste meerwaarde van de voorgestelde multidimensionele manier van armoedemeting is, ten eerste, dat voornoemde problemen bij de 'conventionele' multidimensionele meting van armoede, kunnen worden vermeden. Er hoeft geen grenswaarde worden opgelegd aan de unidimensionele variabelen of aan de samengestelde variabelen. Verder wordt de aanname dat de steekproef in een 'arme' en 'niet-arme' groep kan worden opgedeeld, niet voorafgaand opgelegd, maar genomen op basis van statistische informatie. Ook is deze manier van meting van multidimensionele armoede, compensatorisch en vrij eenvoudig. Hoewel aanvechtbare beslissingen onvermijdelijk zijn, worden zij genomen op basis van slechts enkele informatievariabelen, waardoor eenieder kan nagaan of de auteur de juiste beslissingen heeft genomen.

Ten tweede blijkt uit de resultaten dat in vergelijking met de inkomensarme huishoudens, deze alternatieve meting vermoedelijk de meer langdurig-arme huishoudens zichtbaar maakt. Of dit het geval is, is natuurlijk afhankelijk van de keuze van variabelen die aan de basis van de analyse liggen. Daarenboven kan het risico op inkomens- en multidimensionele armoede tussen huishoudens worden vergeleken.

Er zijn natuurlijk ook nadelen aan deze manier van armoedemeting. Zo bleek het vooralsnog noodzakelijk om geobserveerde variabelen op een ad-hoc manier te combineren. Verder kan er gediscussieerd worden over de beslissing om multidimensionele armoede op *huishoud*niveau te meten, zoals een reviewer van dit tijdschrift opmerkte. In vervolgonderzoek zal nader op deze nadelen worden

ingegaan. Desalniettemin lijkt deze alternatieve armoedemeting interessante aanvullende informatie over de groep multidimensioneel armen te kunnen verschaffen.

VOETNOTEN

- (1) Dit artikel kadert in het onderzoek "Transitie naar de informatiemaatschappij" van het Federaal Planbureau (FPB) in opdracht van de federale Diensten voor Wetenschappelijke, Technische en Culturele Aangelegenheden (DWTC). Het is gebaseerd op een working paper (Dekkers 2002) en een ongepubliceerd onderzoeksverslag dat bij de auteur kan worden opgevraagd. De auteur dankt Jean-Maurice Frère (FPB), Mario Pandelaere (K.U.Leuven) voor hun hulp bij het onderzoek, en Vera Hoorens (K.U.Leuven) en vier anonieme referenten voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel. Alle resterende fouten zijn de verantwoordelijkheid van de auteur.
- (2) Hagedaars, et al., 1998, 26, zie de Haan, 1998, voor een bespreking van de overeenkomsten en verschillen.
- (3) Vaak wordt een onderscheid gemaakt tussen "armoede" en "deprivatie". Deze zouden blijken uit monetaire, respectievelijk niet-monetaire indicatoren. Aangezien besloten is om (een laag) inkomen niet als indicator op te nemen, zouden we over een "multidimensionele deprivatie-indicator" kunnen spreken (zie o.a. Whelan et al., 2002; Nolan en Whelan, 1996; Layte et al., 2001). Atkinson et al. (2001, 153) stellen echter dat variabelen die te maken hebben met het "zich niet kunnen veroorloven" van iets wel degelijk een monetaire component hebben. Hierom, en om verwarring te voorkomen, wordt ook in het vervolg over "multidimensionele armoede-indicator" gesproken.
- (4) De opsplitsing is onafhankelijk van de weefactor, waardoor de grootte van de groepen verschilt van die in tabel 6.
- (5) Indien aanwezig zijn individuele lonen en uitkeringen opgeteld. Indien niet, is het opgegeven huishoudinkomen gebruikt. De gebruikte equivalentieschaal is de "modified OECD" schaal, met als waarden 1, .5 en .3. voor respectievelijk het gezinshoofd, overige volwassenen en kinderen.
- (6) De leeftijdscategorie wordt aangeduid door het beginjaar. Zo bevat de leeftijdscategorie 40 alle huishoudens waarvan het hoofd minimaal 40 en maximaal 44 jaar oud is. Een uitzondering hierop is de laatste categorie. Deze omvat alle huishoudens waarvan het hoofd minimaal 85 jaar oud is.

BIBLIOGRAFIE

- Atkinson, T., B. Cantillon, E. Marlier & B. Nolan (2002), *Indicators for Social Inclusion in the European Union*, report to be presented at the Conference on "Indicators for Social Inclusion: making common European Union objectives work". Antwerp, Belgium, 14-15 September, 2001. Oxford: Oxford University Press.
- Bauwens, A., R. Marynissen & J. Lauwers (2001), *Panel Studie van Belgische Huishoudens: methodebericht, golf 7 (1998)*. Universiteit Antwerpen (U.I.A.): Steunpunt Gezinsdemografisch Panel.
- Berghman, J. (1995), Social Exclusion in Europe: Policy Context and Analytical Framework, pp. 10-28 in G. Room, *Beyond the Threshold*, 1st ed.. Bristol: The Policy Press.
- Böhnke, P. (2001), *Nothing left to lose? Poverty and Social Exclusion in Comparison: empirical evidence on Germany*. Working Paper Social Science Research Center Berlin (WZB), FSIII 01-402.
- Burden, T. (2000), Poverty, in J. Percy-Smith, (ed.), *Policy Responses to Social Exclusion: towards inclusion?*, 1st ed. Buckingham: Open University Press, 43-58.
- Cantillon, B. (ed) (1999), *De Welvaartsstaat in de Kering*. Kapellen: Uitgeverij Pelckmans.
- Chakravarty, S., D. Mukherjee & R. Ranade (1998), On the family of Subgroup and Factor Decomposable Measures of Multidimensional Poverty in D. Slottje, *Research on Economic Inequality*, 8, 13-30.
- De Haan, A. (1998), Social Exclusion: an alternative concept for the study of deprivation?, *IDS bulletin*, 29(1), 10-19.
- De Keulenaer, F. (2000), De Ontwikkeling van een Meervoudige Armoede-index, deel 2, hoofdstuk 1, 103-114 in J. Vranken, D. Geldof, G. Van Menxel & J. van Ouytsel (eds.), *Armoede en Sociale Uitsluiting - jaarboek 2000*. Leuven: Acco.
- Dekkers, G. (2002), *Dualisering in het Digitale Tijdperk: een onderzoek naar de verbanden tussen multidimensionele armoede en informatie- en communicatietechnologie*, Working Paper 402, mei 2002. Brussel: Federaal Planbureau.
- Dekkers, G. (2002), *Dualisering in het Digitale Tijdperk - ongepubliceerd onderzoeksverslag*. Brussel: Federaal Planbureau.
- Federaal Planbureau (1999), *Op weg naar een duurzame ontwikkeling*, Federaal Rapport Duurzame Ontwikkeling, Task Force Duurzame Ontwikkeling. Brussel: Federaal Planbureau.
- Federale regering van België (2001), *Plan d'Action National Inclusion Sociale/Nationaal Actieplan Sociale Insluiting*. Brussel (http://europa.eu.int/comm/employment_social/news/2001/jun/napsincl2001_en.html)
- Fontaine, J. (1998), *Handleiding bij de practica bij vraagstukken uit de psychologische statistiek; deel III: multivariate methoden met SAS*, 2e ed., reeksnummer PS.047.03.1/290093595. Leuven: Acco.

-
- Frère, J.-M. & Ch. Joyeux (2000), *ICT en dualisering: een inleidende studie*, Rapport Federaal Planbureau. Brussel: Federaal Planbureau.
- Hagenaars, A., K. de Vos & A. Zaidi (1998), Patterns of Poverty in Europe in S. Jenkins, A. Kapteyn & B. van Praag (red.), *The Distribution of Welfare and Household Production*. Cambridge U.K.: Cambridge University Press.
- Hair, J., R. Anderson, R. Tatham & W. Black (1995), *Multivariate data analysis*, 4th edition. New Jersey: Prentice Hall.
- Hatcher, L. (1994), *A step-by-step approach to using the SAS system for factor analysis and structural equation modeling*. Cary, North Carolina: SAS Institute Inc.
- Layte, R., B. Maître, B. Nolan & C. Whelan (2001), Persistent and consistent poverty in the 1994 and 1995 waves of the European Community Household Panel Survey, *Review of Income and Wealth*, 47(4), 427-449.
- Leveque, K. & J. Vranken (2000), Op Zoek naar de Ontbrekende Stukken van een Puzzel, deel 1, hoofdstuk 1, 41-58 in J. Vranken, D. Geldof, G. Van Menxel & J. van Ouytsel (eds.), *Armoede en Sociale Uitsluiting - jaarboek 2000*. Leuven: Acco.
- Nolan, B. & C. Whelan (1996), *Resources, Deprivation and poverty*. Oxford: Clarendon Press.
- Nolan, B. & C. Whelan (1996b), Measuring Poverty using Income and Deprivation Indicators: alternative approaches, *Journal of European Social Policy*, 6(3), 225-240.
- Paugam, S. (1996), Poverty and Social Disqualification: a Comparative Analysis of Cumulative Social Disadvantage in Europe, *Journal of European Social Policy*, 6(4), 287-303
- Percy-Smith, J. (2000), Introduction: the Contours of Social Exclusion, pp. 1-21 in J. Percy-Smith (ed.), *Policy Responses to Social Exclusion: towards inclusion?*, 1st ed.. Buckingham: Open University Press.
- Robson, B., M. Bradford & R. Tye (1995), The Development of the 1991 Local Deprivation Index, chapter 11, 191-211 in G. Room, *Beyond the Threshold*, 1st ed. Bristol: The Policy Press.
- Sociaal Cultureel Planbureau (SCP) (2001), *Armoedemonitor 2001*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau en Centraal Bureau voor de Statistiek, SCP.
- Streeten, P. (1995), *Thinking about Development*, Raffaele Mattioli Lectures. Cambridge: Cambridge University Press.
- Tacq, J. (1992), *Van probleem naar analyse*, RISBO-reeks, Rotterdams Instituut voor Sociologisch en Bestuurskundig Onderzoek. Rotterdam: Academisch Boekencentrum, de Lier.
- Townsend, P. (1979), *Poverty in the United Kingdom*. Harmondsworth: Penguin.
- Townsend, P. (1993), *The international analysis of poverty*. London: Havester Wheatsheaf.
- Tsui, K. (2002), Multidimensional Poverty Indices, *Social Choice and Welfare*, 19(1), 69-93.
- Sen, A. (1976), Poverty: an Ordinal Approach to Measurement, *Econometrica*, 44(2), 219-231.

-
- Slottje, D. (1991), Measuring the Quality of Life Across Countries, *The Review of Economics and Statistics*, 73(4), 648-754.
- Van den Bosch, K., R. Van Dam, B. Cantillon & I. Marx (1999), De zero-sum crisis: de gezinsdimensie als verklaring voor de stabiliteit, in B. Cantillon (red), *De Welvaartsstaat in de Kering*. Kapellen: Pelckmans, hoofdstuk 3, 109-146.
- Van den Bosch, K. (1997), *Wat heeft een Gezin nodig om Rond te Komen?* Universiteit Antwerpen/UFSIA: CSB-berichten, Centrum voor Sociaal Beleid, Oktober.
- Van den Bosch, K. (1999), *De Meting van Armoede op basis van Subjectieve en Consensuele Maatstaven*, Universiteit Antwerpen (UFSIA): CSB-berichten, Centrum voor Sociaal Beleid, D/1999/ 6104/08.
- Veenhoven, R. (2001), *Why social policy needs subjective indicators*, Working Paper research unit "social Structure and Social Reporting", FS III 01-404. Berlijn: Social Science Research Center Berlin (WZB).
- Vranken, J. (2001), Geen samenleving zonder sociale uitsluiting? deel 1, hoofdstuk 1, 41-50 in J. Vranken, D. Geldof, G. Van Menxel & J. van Ouytsel (eds.), *Armoede en Sociale Uitsluiting - jaarboek 2001*. Leuven: Acco.
- Vranken, J. (2001b), De Europese belangstelling voor armoede: in een stroomversnelling? deel 3, hoofdstuk 5, 327-340 in J. Vranken, D. Geldof, G. Van Menxel & J. van Ouytsel (eds.), *Armoede en Sociale Uitsluiting - jaarboek 2001*. Leuven: Acco.
- Vranken, J., K. De Boyser, F. De Keulenaer, C. Dewilde & K. Levecque (2001), Repliek op de boekbespreking "naar een breed armoedebegrip?" van Vranken, J., G. Van Menxel & J. van Ouytsel (red.), *Armoede en Sociale Uitsluiting, Jaarboek 2000*, 301-305, in *Tijdschrift voor Sociologie*, 22(3), 305-309.
- Whelan, C., R. Layte & B., Maître (2002), Multiple deprivation and the persistence of Poverty in the European Union, *Journal of European Social Policy*, 12(2), 91-105.
- Whelan, B. & C. Whelan (1995), In What Sense is Poverty Multidimensional?, pp. 29-48 in G. Room, *Beyond the Threshold*, 1st ed.. Bristol: The Policy Press.
- Zaidi, A. & K. De Vos (2002), *Income mobility of the Elderly in Great Britain and the Netherlands: a comparative investigation*, paper presented at the 27th General Conference of the International Association for Research in Income and Wealth (IARIW). Stockholm, Sweden, 18-24 August 2002.

Appendix 1: Opbouw variabelen PSBH-1998

Deze appendix bevat de informatie over hoe de variabelen zijn opgebouwd, en hoe het huishoudniveau is bepaald. Elke variabele wordt door 4 punten beschreven;

1. samenstelling
2. overbrenging naar huishoudniveau
3. overige handelingen
4. procentueel aandeel missings

SUBJECTIEVE ARMOEDE

1.
 1. huishoudvragenlijst, v 23 p. 20
 2. huishoudvragenlijst, v41, p. 28
2. n.v.t.
3. de richting van vraag 1 is omgedraaid.
4. 1.45

FINANCIEEL GEBREK

1.
 1. huishoudvragenlijst, v. 29, p. 23
 2. huishoudvragenlijst, v 25 p. 21
2. n.v.t.
3. nvt.
4. 4.44

LANGE-TERMIJN MATERIEEL TEKORT

1.
 1. huishoudvragenlijst, v 24, p. 20
 2. huishoudvragenlijst, v6, p. 8
 3. A. Voor eigenaars van een woning- huishoudvragenlijst v 11, p. 14
 - B. Voor huurders van een woning - huishoudvragenlijst, V15, p. 15
2. n.v.t.
3. de richtingen van vragen 3A en 3B zijn omgedraaid.
4. 4.33

DISCOMFORT WOONOMGEVING

1.
 - Huishoudvragenlijst, vraag 7, p. 11.
2. n.v.t.
3. scores -1
4. 1.45

LAAG OPLEIDINGSNIVEAU

1.
Volwassenenlijst, vraag 188B, p. 53.
2. gewogen gemiddelde waarde binnen het gezin.
3. omkering richting.
4. 5.01

ONTEVREDENHEID MET OPLEIDING

1.
Volwassenenlijst, vraag 194, p. 54.
2. gewogen gemiddelde waarde binnen het gezin.
3. omkering richting.
4. 5.72

GEZONDHEIDSPROBLEMEN EN HANDICAPS

1.
 1. Volwassenenlijst, vraag 157, p. 46.
 2. Volwassenenlijst, vraag 158, p. 46.
 3. Volwassenenlijst, vraag 159, p. 46.
2. maximale waarde binnen het gezin.
3.
 - vraag 2; omkering richting.
 - scores -1
 - scores vraag 3 enkel indien antwoord vraag 2 ongelijk is aan 3 (vóór omkering richting).
4. 0.91

PSYCHOLOGISCHE MOEILIKHEDEN

1.
Volwassenenvragenlijst, V 163B, p. 47.
2. zie GEZONDHEIDSPROBLEMEN EN HANDICAPS
3. zie GEZONDHEIDSPROBLEMEN EN HANDICAPS
4. 2.79

RISICO OP VEREENZAMING

1.
 1. Volwassenenvragenlijst, V. 170, p. 49.
 2. Volwassenenvragenlijst, V. 170A, p. 49.
 3. Volwassenenvragenlijst, V. 171C, p. 50.
2. gemiddelde waarde binnen het gezin.
3. omkering richting van de samengestelde variabele.
4. 0.74

KWETSBAARHEID SOCIAAL NETWERK

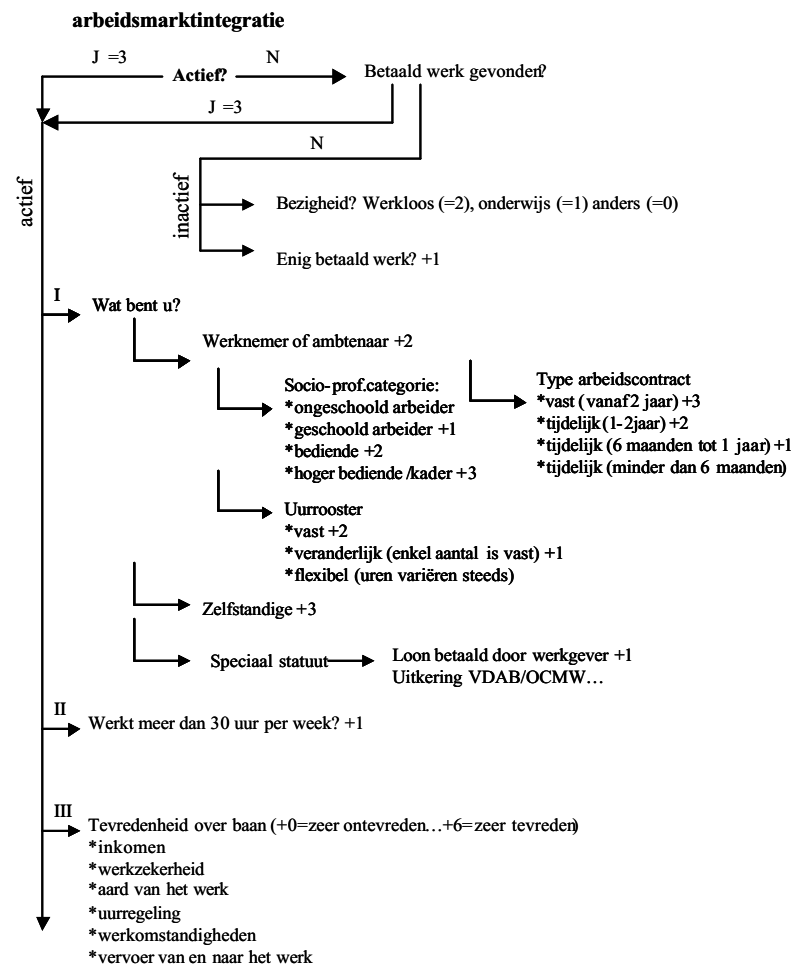
1.
 1. Volwassenenvragenlijst, V. 114, p. 26.
 2. Volwassenenvragenlijst, V. 114A, p. 26.
 3. Volwassenenvragenlijst, V. 114C, p. 26.
 4. Volwassenenvragenlijst, V. 116, p. 26.
2. gemiddelde waarde binnen het gezin.
3. omkering richting vraag 1 en 2. Na samenstelling omkering richting van de samengestelde variabele.
4. 1.62

BEPERKTHEID SOCIALE PARTICIPATIE

1. Volwassenenvragenlijst, V. 117A, p. 27.
2. gemiddelde waarde binnen het gezin.
3. omkering richting van de samengestelde variabele.
4. 1.91

GEBREKKIGHEID INTEGRATIE ARBEIDSMARKT

1. Volwassenenlijst, vraag 3a, p. 4.
2. Volwassenenlijst, vraag 21, p. 7
3. Volwassenenlijst, vraag 31A, p. 8
4. Volwassenenlijst, vraag 34, p. 9
5. Volwassenenlijst, vraag 35, p. 9.
6. Volwassenenlijst, vraag 35A, p. 9.
7. Volwassenenlijst, vraag 50, p. 12.
8. Volwassenenlijst, vraag 52, p. 12.
9. Volwassenenlijst, vraag 65, p. 15.
10. Volwassenenlijst, vraag 66, p. 15.
2. gewogen gemiddelde van de volwassenen in het huishouden.
3.
 - score vragen 1, 5, 8 en 10 -1
 - omkering van de richting van vragen 1 en 4.
- samenstelling arbeidsmarktintegratie: zie stroomschema.
- omkering van de richting van de uiteindelijke variabele
4. n.v.t.



Appendix 2: Onderverdeling van de steekproef in vijf clusters

Onderstaande tabel beschrijft de clustergroottes en factorscores in het geval van 5 clusters.

Clustergrootte en factorscores in het geval van 5 clusters

Cluster	Factor	N	procent	mean	Std	t-scores		
						H0(m=0)	H0(C1-C2)	
C1	F1	1969	68,344	-0,535	0,676	-35,115	-60,836	
	F2			-0,277	0,752	-16,374	-10,758	
	F3			0,013	0,768	0,727	11,344	
C2	F1	707	24,540	1,096	0,587	49,683		
	F2			0,169	1,006	4,455		
	F3			-0,469	1,031	-12,099		
C3	F1	122	4,235	0,465	0,943	5,447	<u>H0(c3-c4)</u>	<u>H0(c3-c5)</u>
	F2			1,071	0,796	14,868	-2,570	3,713
	F3			2,188	0,644	37,544	19,109	0,390
C4	F1	77	2,673	0,782	0,657	10,442	<u>H0(c4-c5)</u>	
	F2			2,524	0,495	44,762	11,319	
	F3			0,551	0,797	6,066	-3,946	
C5	F1	6	0,208	-0,824	0,295	-6,838		
	F2			3,466	0,568	14,942		
	F3			1,887	0,526	8,794		

Voor elke cluster C en factor F staan in deze tabel de steekproefgrootte (in aantal en procent), de gemiddelde factorscore en de standaarddeviatie. De vijfde kolom is de t-score voor de hypothese dat de respectievelijke factorscore niet significant van nul verschilt.

De situatie van 2 clusters wordt bereikt door C1 en C2, respectievelijk C3, C4 en C5 samen te nemen. Dit wordt bevestigd indien we de factorscores vergelijken. Ten eerste heeft C1 op alle drie de factoren een betere positie dan C3 en C4: een sterkere economische integratie, lagere materiële armoede en beter socio-psychologisch welbevinden. Ten tweede heeft C2 weliswaar een lagere economische integratie (F1), maar heeft ze een lagere materiële armoede (dwz een lagere F2) en een beter socio-psychologisch welbevinden (lagere F3). Uit het feit dat de clusteranalyse bij samenneming van de in de tabel beschreven 5 clusters tot een opdeling in arme en niet-arme huishoudens komt, kan worden geconcludeerd dat C1 en C2 dicht bij elkaar liggen dan bij één van de andere clusters, en dat hetzelfde geldt voor C3, C4 en C5. Hierom is het interessant om de clusters in deze twee groepen afzonderlijk te vergelijken. De zesde en zevende kolom van bovenstaande tabel geeft voor verschillende relevante combinaties van clusters de t-score voor de hypothese dat deze scores aan elkaar

gelijk zijn. Gezien de extreme score op factor 2 en het lage aantal waarnemingen lijkt echter duidelijk dat cluster C5 een uitbijter bevat, waardoor vergelijking met de andere clusters weinig zin heeft.

Ten eerste vergelijken we C3 en C4 met elkaar. Vergeleken met C3 scoren huishoudens in C4 hoger op de factoren 1 en 2, en lager op factor 3. Anders gezegd hebben huishoudens in cluster 4 een slechtere economische integratie en meer materiële armoede dan de huishoudens in C3. Daarentegen hebben ze een beter niveau van socio-psychologisch welbevinden.

Vervolgens kunnen C1 en C2 met elkaar worden vergeleken. De huishoudens in C2 scoren hoger dan die van C1 op de factoren 1 en 2, en lager op factor 3. Ook hier blijkt dus dat huishoudens in cluster 2 een slechtere economische integratie en meer materiële armoede kennen dan die in cluster 1. Daarentegen hebben ze een beter niveau van socio-psychologisch welbevinden.

De belangrijkste conclusie die de opdeling van de steekproef in 5 clusters oplevert, is dat indien er twee clusters worden onderscheiden, binnen elk van deze clusters een onderliggende tweedeling is. Er is telkens een groep (C2, respectievelijk C4) met een lage economische integratie en meer materiële armoede. De andere groep (C1, respectievelijk C3) heeft een laag niveau van socio-psychologisch welbevinden. Toch is deze indeling minder belangrijk dan de primaire indeling tussen arme en niet-arme huishoudens. Dit blijkt wanneer slechts twee clusters worden onderscheiden. De interclusterafstand tussen C1 en C2 en die tussen C3 en C4 is immers kleiner dan de interclusterafstanden van de alternatieve combinaties.

