

Het karige bestaan: een kwart eeuw armoede in Nederland

Cok Vrooman en Jean Marie Wildeboer Schut

Door de economische recessie is armoede weer een centraal onderwerp in het politiek debat geworden. Dit artikel geeft eerst een overzicht van enkele gangbare methoden om dit verschijnsel te meten. Daarna schetst het de ontwikkeling van armoede in Nederland sinds 1985 aan de hand van een gegeneraliseerde budgetbenadering. Volgens dit criterium nam de armoede vanaf het midden van de jaren negentig af, maar loopt ze de laatste jaren weer sterk op. Er kwamen meer werkende armen en arme allochtonen, en bij de slinkende groep eenverdieners werd de kans op armoede groter; maar 65-plussers zijn tegenwoordig zelden arm. Een decompositie-analyse geeft aan dat in de gehele bevolking de reductie tussen 1985 en 2010 (-2,3%-punt) vooral samenhangt met de lagere armoedeprevalentie bij gepensioneerden en autochtone kinderen, en de verhoudingsgewijs kleinere groep werklozen en bijstandontvangers. Het armoedepercentage nam echter toe door het groeiende aandeel mensen van niet-westerse herkomst. Bij loonontvangers hadden de ontwikkelingen bij een- en tweeverdieners een tegengestelde werking, waardoor het effect op het totale armoedecijfer per saldo verwaarloosbaar was.

1 Inleiding

Vanwege de uitgebreide verzorgingsstaat die na de Tweede Wereldoorlog tot stand kwam dachten Nederlandse beleidsmakers lange tijd dat armoede voorgoed was uitgebannen. De Algemene Ouderdomswet (AOW, 1957) en de Algemene Bijstandswet (ABW, 1965) legden voor vrijwel alle inwoners een stevige vloer in de inkomensverdeling, die in de jaren zestig en zeventig van de vorige eeuw steeds hoger kwam te liggen. Door de recessie en massawerkloosheid van het daaropvolgende decennium en de toenmalige bezuinigingen op de sociale zekerheid werd armoede toch weer een beleidsthema, al rustte op het gebruik van dit woord nog lang een taboe: liever sprak men in Den Haag van 'bestaansonzekerheid'. Vanaf het midden van de jaren negentig werd de term echter acceptabeler, mede doordat het in de Europese Unie een onderwerp van discussie werd. De EU moest meer zijn dan een economische en monetaire unie; en om het sociale gezicht te tonen lag het voor de hand dat de lidstaten gezamenlijk zouden proberen armoede in kaart te brengen en te bestrijden. Vanwege de economische neergang van de laatste jaren is het armoedeprobleem beleidsmatig urgenter geworden.

In het verlengde van deze ontwikkelingen nam ook het empirisch onderzoek naar armoede in Nederland de afgelopen decennia toe. Als voorlopers zijn aan te merken de studies van Durlacher (1965), SCP (1980), Wiebrens (1981), Oude Engberink et al. (1984), Engbersen en Van der Veen (1987) en Hagedaars (1987a, 1987b). In de jaren negentig van de vorige eeuw brachten de vijf *Jaarrapporten Armoede en Sociale Uitsluiting* de kennis vanuit (para-)universitaire kring bijeen, waarbij zowel kwalitatieve als kwantitatieve benaderingen werden gevolgd (Engbersen et al. 1996-2000). Toen begonnen ook het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) en het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) met de landelijke *Armoedemonitor*. Die gaf een cijfermatig overzicht van armoede in Nederland, maar diepte ook bepaalde thema's uit, zoals de armoedeval, de dynamiek in armoede, het niet-gebruik van sociale voorzieningen en de groei van de werkende armen (Vrooman et al. 1997-2007; Vrooman en Hoff 2004). De laatste tijd wordt dit project in een lichtere vorm voortgezet in het *Armoedesignalement* (SCP/CBS 2012), in combinatie met monografieën over deelaspecten van armoede en sociale uitsluiting (Jehoel-Gijsbers en Vrooman 2007, 2008; Hoff 2010; Roest et al. 2010; Guiaux 2011; Vrooman en Hoff 2012). Andere verdiepende studies naar armoede in Nederland zijn onder andere Muffels et al. (1995), Goodin et al. (1999: 152-172), Achterberg en Snel (2008), en Noordhoff (2008).

Een centrale vraag bij al dit onderzoek was vanzelfsprekend hoe armoede moet worden afgebakend. Het SCP heeft daarvoor een methodiek ontwikkeld die we in deze bijdrage zullen toelichten, na eerst de bezwaren tegen oudere armoedegrenzen uiteengezet te hebben. Vervolgens beschrijven we de ontwikkeling van armoede sinds 1985, waarbij we ook ingaan op de voornaamste risicogroepen. Dan kiezen we een formelere benadering, en rafelen we de armoedemutatie via een decompositiemethode uiteen. Dit stelt ons in staat na te gaan in hoeverre de ontwikkelingen in armoede kunnen worden herleid tot de mutaties in de armoedeprevalentie van groepen en tot de wijzigingen in hun aandeel in de Nederlandse bevolking. Tot slot geven we onze conclusies beknopt weer.

2 Gangbare grenzen

De internationale literatuur kent tal van criteria om armoede te meten, maar die zijn niet alle even geschikt.¹ *Relatieve grenzen* zijn in comparatief onderzoek zeer po-

¹ Operationele armoedegrenzen kunnen worden ingedeeld naar drie criteria: objectief of subjectief, absoluut of relatief, en gebaseerd op de beschikbare middelen of op feitelijke consumptie. Vrooman (2009: 368-383) bespreekt aan de hand van deze indeling de voor- en nadelen van 16 verschillende typen armoedegrenzen die in de wetenschappelijke literatuur worden aangetroffen. Hier beperken we ons tot de grenzen die in het empirisch armoedeonderzoek met enige regelmaat worden gebruikt. We gaan ook voorbij aan beleidsmatige grenzen, die rechtstreeks zijn afgeleid van het sociaal minimum (bijvoorbeeld 105%-130% ervan) en in het gemeentelijk beleid veel worden gebruikt. Wetenschappelijk gezien zijn die niet goed bruikbaar, o.a. omdat vaak niet goed gedefinieerd is wat men van het sociaal minimum moet kunnen doen (met inbegrip van de verhoudingen tussen verschillende typen huishoudens) en de indexering niet consistent is (uitkeringen worden soms bevro-

pulair, omdat ze gemakkelijk te berekenen zijn en ook automatisch ‘corrigeren’ voor verschillen in welvaart tussen landen en in de loop der tijd. Het bekendste en zeer invloedrijke voorbeeld is de grens die de Europese Unie gebruikt om het armoederisico in de lidstaten te bepalen. De EU telt mensen als arm wanneer ze deel uitmaken van een huishouden met een gestandaardiseerd besteedbaar inkomen beneden 60% van de mediane waarde van hun land.² Een eerste fundamenteel bezwaar tegen zulke relatieve armoedecriteria is dat ze niet specificeren welke levensstandaard mensen met dit bedrag kunnen bereiken. In een rijk land kan men van 60% van de mediaan misschien redelijk rondkomen, terwijl het in een arm land mogelijk niet genoeg is om de essentiële voeding, kleding en huisvesting te bekostigen. Een tweede probleem is dat relatieve grenzen armoede opvatten als een ongelijkheidskwestie. Van Praag en Ferrer-i-Carbonell (2004) lieten zien dat – onder de aanname van een lognormale inkomensverdeling – het armoedepercentage dat men op basis van relatieve criteria verkrijgt rechtstreeks kan worden afgeleid uit de standaarddeviatie, een grove indicator voor de inkomensongelijkheid. Maar armoede is conceptueel iets anders (vergelijk ook Notten en De Neubourg 2011). Het is in theorie immers goed denkbaar dat in zeer ongelijke, maar welvarende samenlevingen ook de laagste inkomens een acceptabel bestaan kunnen leiden; en dat in zeer gelijke, maar arme landen – Noord-Korea lijkt een actueel voorbeeld – slechts weinigen minder dan 60% van het karige mediane inkomen ontvangen, terwijl er toch met enige regelmaat hongersnood voorkomt. Indien men armoede afmeet aan ongelijkheid zal beleid ook uitsluitend succesvol kunnen zijn als het gepaard gaat met herverdeling ten faveure van de lagere inkomens. Dat kan in de praktijk paradoxale implicaties hebben. Een beleid dat de welvaart vergroot, maar het inkomen van minderbedeelden minder sterk doet groeien dan dat van de middengroepen, zal op basis van de gebruikelijke relatieve grenzen onvermijdelijk resulteren in meer armoede – terwijl de minima in zo’n geval er in reële termen wel op vooruit gaan. Dit deed zich bijvoorbeeld voor in Ierland tijdens de jaren negentig van de vorige eeuw, toen het land nog als Keltische tijger te boek stond (Layte et al. 2000). Omgekeerd zal een beleid dat de lage inkomens er tijdens een periode van economische neergang minder op achteruit doet gaan dan de middeninkomens, de relatieve armoede doen afnemen – ondanks de dalende welvaart van de minima. De meest recente cijfers van de Europese Commissie illustreren deze paradox voor de huidige recessie. In 2011 bedroeg de relatieve armoede volgens het EU-criterium in

ren, in andere jaren reëel verhoogd), waardoor het gemeten welvaartsniveau in de loop der tijd onduidelijk is.

² Formeel beoogt de Europese Unie het ‘risico op armoede en sociale uitsluiting’ in de lidstaten te meten. In de loop der tijd gebruikte men daarvoor wisselende criteria (zie Vrooman en Hoff 2012). Sinds 2011 combineert de EU drie hoofdindicatoren: een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen lager dan 60% van de nationale mediaan; zware materiële deprivatie (niet beschikken over vier of meer van negen noodzakelijk geachte goederen en diensten); en een lage arbeidsintensiteit (de volwassen personen werken minder dan 20% van het gecombineerde aantal potentiële arbeidsuren van het huishouden) (EC 2011).

Griekenland 21%; ondanks de grote economische malheur waardoor het land de afgelopen jaren werd getroffen, is dat vergelijkbaar met het peil van 2006. In Portugal nam tussen 2008 en 2011 de relatieve armoede zelfs iets af (van 19% naar 18%), in Spanje liep ze slechts licht op (van 20% naar 22%). Het niveau ligt in de drie probleemlanden overigens wel hoger dan in Nederland (11%). Opmerkelijk is ook de bevinding dat het zeer welvarende Noorwegen iets meer relatieve armoede kent (ruim 10%) dan Tsjechië (bijna 10%), dat van oudsher een vlakker inkomensverdeling heeft (EC 2012).

Subjectieve grenzen worden niet door onderzoekers of experts vastgesteld, maar meten armoede door de mening van ‘gewone’ burgers te peilen, doorgaans via enquêtes. De oudste vraag in deze traditie loopt al sinds 1946 mee in de Amerikaanse *Gallup Poll*, en brengt in kaart welk inkomen de respondenten voor een standaardgezin noodzakelijk vinden. Drie andere formuleringen zijn echter meer gebruikelijk. Hierbij wordt respectievelijk gevraagd naar het inkomen dat de betrokkene minimaal noodzakelijk vindt om rond te kunnen komen (de minimuminkomensvraag); naar de inkomensniveaus die volgens de respondent horen bij verschillende verbale kwalificaties (van ‘zeer slecht’ tot ‘zeer goed’; de inkomenswaarderingsvraag); en naar de tevredenheid met het eigen inkomen (de inkomenssatisfactie-vraag).³ Een voordeel van deze methoden is dat zij tamelijk eenvoudig kunnen worden toegepast om de mate van armoede te bepalen,⁴ al moeten de vragen vanzelfsprekend wel in enquêtes worden opgenomen - ze komen niet, zoals objectieve inkomens, al in allerlei bestanden voor. Ook kan men subjectieve grenzen geloofwaardig achten, omdat het oordeel van gewone burgers het niveau van de grens bepaalt. Walker (1987) brengt daar tegenin dat uiteindelijk toch de onderzoeker een grensbedrag vaststelt, en dat niet wordt gevraagd of de betrok-

³ De *Get Along Question* (GAQ) van Gallup luidt: ‘What is the smallest amount of money a family of four (husband, wife, and two children) needs each week to get along in this community?’ De meest gangbare formulering van de *Minimum Income Question* (MIQ) is: ‘We would like to know which net family income would, in your circumstances, be the absolute minimum for you. That is to say, that you would not be able to make ends meet if you earned less’. De *Income Evaluation Question* (IEQ) is: ‘Under my/our conditions I would call an after-tax income per week/month/year of about ... very bad/bad/insufficient/sufficient/good/very good’. Van de *Income Satisfaction Question* (ISQ) bestaan twee varianten. De eerste luidt ‘With your current household income, how can you make ends meet?’ en heeft gewoonlijk antwoordcategorieën die lopen van ‘very easy’ tot ‘very difficult’. De tweede variant is algemener: ‘How do you feel about your standard of living/income?’ en wordt gewoonlijk op een vijf- of zevenpuntsschaal beoordeeld (tussen ‘delighted’ en ‘terrible’).

⁴ De eenvoudigste manier om tot een subjectieve armoedegrens te komen is het feitelijk inkomen van de respondent af te zetten tegen het door hem of haar gewenste niveau. Dit wordt ook wel de ‘individuele methode’ genoemd; zie bijvoorbeeld Thijssen en Wildeboer Schut (2005). Een alternatief is dat men de gemiddelde gewenste bedragen voor uiteenlopende typen huishoudens opvat als groeps-specifieke armoedegrenzen (de ‘groepsmethode’). In een wat geavanceerdere benadering (Van Praag 1971; Van Praag en Kapteyn 1973; Goedhart et al. 1977) worden de ingevulde bedragen van de inkomenswaarderingsvraag eerst omgezet in welvaartsniveaus (op een schaal van 0 tot 1; een score van 0,4 of 0,5 – iets beneden ‘insufficient’ of ‘sufficient’ – geldt als indicatie voor armoede), en vervolgens via regressieanalyse gerelateerd aan het feitelijk inkomen en de omvang van het huishouden.

kenen het hiermee eens zijn; er is volgens hem daardoor hooguit sprake van ‘consensus by coincidence’. Maar er zijn nog meer bezwaren. De betrouwbaarheid is beperkt, blijkt uit de gedegen overzichtsstudie die Van den Bosch (2001) aan subjectieve benaderingen van armoede wijdde. Zo hangt de inkomens tevredenheid niet alleen af van het feitelijke inkomen, maar ook van het nagestreefde consumptiepatroon, de financiële redzaamheid, en persoonlijke omstandigheden (vaste lasten, schulden, alimentatieverplichtingen e.d.). Daardoor vindt men zelfs bij de hoogste inkomens een substantiële groep ontevreden. Ook is er een grote inkomensstijging nodig om de tevredenheid merkbaar te doen toenemen, maar leidt een kleine inkomensdaling al tot een sterk afnemende tevredenheid. De betrouwbaarheid van de overige subjectieve inkomensvragen is evenmin overtuigend. Er wordt bijvoorbeeld van uitgegaan dat mensen hetzelfde bedoelen wanneer ze zeggen dat een bepaald inkomen ‘minimaal noodzakelijk’, ‘slecht’, ‘voldoende’ etc. is; maar die assumptie is vermoedelijk niet gerechtvaardigd. Cognitief-psychologisch onderzoek liet zien dat mensen sterk uiteenlopende betekenissen hechten aan verbale kwalificaties van het inkomen (Stinson 1997, 1998; Garner et al. 1998). De één denkt bij ‘to make ends meet’ aan het naakte overleven, de ander aan het kunnen voortzetten van de huidige levensstijl. Een ander probleem is dat degene die het huishoudboekje beheert vaak een reëler beeld van de inkomsten en uitgaven heeft dan de overige gezinsleden. Daardoor kunnen er variabele meetfouten optreden, afhankelijk van wie de vragenlijst invult. Verder blijken subjectieve armoedepercentages van jaar op jaar sterk te fluctueren, op een manier die niet in lijn ligt met de ontwikkeling van de welvaart en andere sociaaleconomische indicatoren. Dat maakt het lastig de armoedeontwikkeling te duiden. Bij internationaal-vergelijkend onderzoek worden de problemen alleen maar groter, onder andere doordat ‘to make ends meet’ andere connotaties kan opwekken dan ‘de eindjes aan elkaar knopen’ of ‘joindre les bouts’. Strengmann-Kuhn (2004) vond via het *European Community Household Panel Survey* van 2001 subjectieve armoedepercentages van circa 18% voor Nederland en België, 30% voor Frankrijk, 47% voor Spanje, en 75% en meer voor Italië, Griekenland en Portugal. Het is niet verwonderlijk dat zulke hoge percentages door beleidsmakers vaak ongeloofwaardig worden geacht.

Al meer dan 100 jaar geleden poogde men in Engeland armoede te meten via een *objectieve budgetmethode*. Wetenschappelijke experts bepalen daarbij het bedrag dat nodig is om in de behoeften van mensen te voorzien; bijvoorbeeld hoeveel het kost om genoeg voedsel te kopen om dagelijks voldoende calorieën binnen te krijgen. In klassieke studies als die van Seebom Rowntree (1901) werden mensen als arm bestempeld indien het inkomen niet genoeg was om ‘mere physical efficiency’ te bereiken. Om een aantal redenen raakte deze benadering in de loop der tijd enigszins in diskrediet. Dat kwam allereerst doordat ze geen rekening hield met de hogere behoeften van mensen, die door de toenemende welvaart belangrijker werden. Daarnaast werd de objectiviteit van dit type grenzen in twijfel getrokken: weerspiegelde de afbakening van de noodzakelijke goederen en diensten niet teveel het maatschappijbeeld of de persoonlijke voorkeuren van de onderzoeker? Ten slotte is het jaarlijks opstellen van budgetten voor allerlei verschillende typen huis-

houdens zeer bewerkelijk, wat in de onderzoekspraktijk een nadeel is. Toch zijn dit bezwaren waar wel een mouw aan te passen valt; en in reactie op de beperkingen van de relatieve en subjectieve methoden zijn budgetbenaderingen van armoede de laatste jaren aan een *comeback* bezig (zie bijvoorbeeld Bradshaw en Mayhew 2011).

3 *Back to basics*, met iets extra

De armoedegrens die het SCP heeft ontwikkeld is een voorbeeld van een gegeneraliseerde budgetbenadering. Als vertrekpunt dient de volgende definitie: “Een individuele actor is arm als hij geruime tijd niet de middelen heeft om het minimaal noodzakelijke van zijn gemeenschap te verwerven” (Vrooman 2009: 360). Bij de constructie van de grens is voortgebouwd op het werk van Bradshaw et al. (1993, 2008) in Engeland, en op de zogeheten ‘alternative poverty measure’ die in de Verenigde Staten is ontwikkeld (Citro en Michael, 1995; zie bijvoorbeeld ook Edelman 2012). Vrooman en Snel (1999) gaven de eerste aanzet voor de huidige SCP-armoedegrens. Soede (2006) en Soede en Vrooman (2008) werkten de criteria in empirische termen uit; Vrooman (2009: 344-426) gaf een theoretische onderbouwing en een landenvergelijkende toepassing.

Het uitgangspunt van de SCP-armoedegrens is dat mensen de kosten moeten kunnen dragen die inherent zijn aan het voeren van een zelfstandige huishouding. Daarvoor zijn door het SCP normbedragen opgesteld aan de hand van de richtlijnen die het Nibud hanteert voor huishoudens op minimumniveau. Dit expert-oordeel is vervolgens uitgebreid getoetst aan de opvattingen van ‘gewone burgers’, via de methode die Walker (1987) voorstelde om te komen tot een niet-toevallige intersubjectieve consensus over het minimaal noodzakelijke. De consensuele focusgroepenstudie die SCP en Nibud hiertoe verrichtten (Hoff et al. 2010) liet een hoge mate van overeenstemming zien over het vereiste minimumbudget, vooral bij dat voor een alleenstaande. De verschillen ten opzichte van de ‘expert-budgetten’ die SCP en Nibud eerder hadden opgesteld waren klein, waardoor slechts geringe aanpassingen noodzakelijk waren. Ook de assumptie dat men in Nederland een zelfstandige huishouding moet kunnen voeren om niet arm te zijn werd door de deelnemers aan de consensuele focusgroepenstudie breed gedeeld. Via deze weg is de maatstaf extern gevalideerd, en dus minder gevoelig voor één van de standaard kritiekpunten op de objectieve budgetmethode, het risico van normatieve vertekeningen in het expert-oordeel.

De SCP-grens is in de onderzoekspraktijk veel minder bewerkelijk dan de klassieke budgetbenadering omdat wordt uitgegaan van één referentiehuishouden, de alleenstaande. Voor andere huishoudentypen zijn geen afzonderlijke budgetten bepaald, maar is het normbedrag van de alleenstaande gegeneraliseerd met behulp van equivalentiefactoren die het CBS via de budgetverdelingsmethode heeft bepaald (Siermann et al. 2004). De normbedragen worden over de jaren heen veralgemeniseerd door ze te indexeren met de feitelijke ontwikkeling van de doorsnee

uitgaven aan voeding, kleding en huisvesting volgens het Budgetonderzoek van het CBS (een vijfjaarlijks voortschrijdend gemiddelde). Op die manier stijgt de armoedegrens gewoonlijk sterker dan de inflatie, maar minder dan het BNP per hoofd van de bevolking. Zo doen we op een conservatieve manier recht aan het feit dat de standaard voor het minimaal noodzakelijke gewoonlijk hoger komt te liggen als de welvaart toeneemt. Periodiek worden de normbedragen ook rechtstreeks geijkt aan de Nibud-standaarden; de laatste revisie vond twee jaar geleden plaats (Soede 2011).

Tabel 1 Armoedegrenzen 2011 (maandbedragen in euro's)

Normbedragen alleenstaande			
<i>Noodzakelijke uitgaven</i>		<i>Minimale sociale participatie</i>	
brutohuur ^a	360	bezoek ontvangen	19
gas en andere brandstoffen	51	op bezoek gaan	5
elektriciteit	27	vakantie	23
water	9	uitgaan	16
inventaris, onderhoud huis, tuin	96	extra vervoer	6
telefoon, kabel en internet	49	hobby en sporten	16
verzekeringen	38	bibliotheek	2
niet-vergoede ziektekosten ^b	19		
voeding	173		
kleding	51		
was- en schoonmaakartikelen	9		
persoonlijke verzorging	20		
vervoer	13		
diversen	19		
		totaal sociale participatie	88
Basisbehoeftecriterium	934	Niet-veel-maar-toereikendcriterium	1022
Grensbedrag voor: ^c		Grensbedrag voor: ^c	
eenoudergezin met 1 kind	1240	eenoudergezin met 1 kind	1360
eenoudergezin met 2 kinderen	1410	eenoudergezin met 2 kinderen	1540
paar zonder kinderen	1280	paar zonder kinderen	1400
paar met 1 kind	1560	paar met 1 kind	1710
paar met 2 kinderen	1760	paar met 2 kinderen	1920

a Huur vóór aftrek van eventuele huurtoeslag. In de armoede-analyses wordt de ontvangen huurtoeslag bij het inkomen opgeteld.

b De betaalde ziektekostenpremie is niet als afzonderlijke post in het budget opgenomen, maar wordt in de analyses van het inkomen afgetrokken.

c Bedragen afgerond op tientallen euro's.

Tabel 1 laat zien dat een alleenstaande om zelfstandig een huishouding te kunnen voeren de huur moet kunnen voldoen (360 euro bruto per maand in 2011), gas, elektriciteit, water en inventaris dient te kunnen betalen (183 euro), de dagelijkse boodschappen en een minimaal kledingpakket aan moet kunnen schaffen (224 euro), en een aantal andere noodzakelijke uitgaven moet kunnen bekostigen (telefoon,

verzekeringen, vervoer, persoonlijke verzorging: 167 euro). Het gaat hierbij om uitgaven die voor zelfstandige huishoudens in Nederland nauwelijks te vermijden zijn; er is geen sprake van enige luxe, zoals een auto, buitenlandse vakantie, alcohol of sigaretten. Wel voegen we aan het totale bedrag van het *basisbehoeftecriterium* (934 euro voor de alleenstaande) een bescheiden som toe voor minimale sociale participatie (88 euro per maand, bijvoorbeeld om op verjaardagsvisite te kunnen gaan). Het was van oudsher de intentie van de Nederlandse bijstandswet om ook in zulke uitgaven te voorzien,⁵ en in het *niet-veel-maar-toereikendcriterium* voor armoede (1022 euro per maand) wordt daar dan ook rekening mee gehouden. Een meerderheid van de deelnemers aan de consensuele focusgroepenstudie vond de bescheiden post voor sociale participatie eveneens noodzakelijk, zeker wanneer er kinderen in het geding zijn (Hoff et al. 2010). Voor een gezin met twee kinderen liggen de grensbedragen in 2011 bijna twee maal zo hoog als voor de alleenstaande: 1760 euro per maand volgens het basisbehoeftecriterium, 1920 euro per maand wanneer ook de minimale sociale participatie wordt verdisconteerd.

Theoretisch beschouwd zijn dit absolute criteria die variëren met de sociaal-economische context; economen noemen het laatste veelal ‘relatief’.⁶ Het absolute karakter betekent dat de grensbedragen niet bepaald worden op basis van de levensstandaard van anderen of van het doorsnee inkomen, maar op grond van hetgeen in Nederland naar tegenwoordige maatstaven minimaal noodzakelijk is: met een inkomen beneden de normbedragen zal het doorgaans moeilijk zijn hier een zelfstandige huishouding te voeren en enige sociale participatie te realiseren. Via de periodieke herijking van de budgetten en de indexeringsmethode wordt echter wel rekening gehouden met de veranderende sociaaleconomische context. De abso-

⁵ Het KVP-kamerlid Zwanikken verwoordde dit al tijdens de parlementaire behandeling van het wetsvoorstel (TK 1962/1963: 3930): “Dat sigaartje en een bloemetje op tafel, een klein beetje ontspanning en een cadeautje van een gulden voor het jarige nichtje, allemaal kwesties, die onder de huidige Armenwet als niet tot de noodzakelijke kosten van het levensonderhoud zouden kunnen worden gerekend, maar die in de sfeer van deze [Algemene Bijstand]wet tot de normale kosten van het bestaan behoren, geven zo’n enorme betekenis en zin aan het begrip zelfstandigheid”. In de loop der tijd werd dit een geveleugeld woord om het beoogde minimumpeil aan te duiden, al wordt de uitspraak ten onrechte vaak toegeschreven aan de toenmalige minister van Maatschappelijk Werk, die de wet door het parlement loodste (‘het bloemetje van Klompé’; zie bijvoorbeeld Engbersen en Jansen 1991: 83).

⁶ In de wetenschappelijke literatuur over armoede worden de begrippen ‘absoluut’ en ‘relatief’ op verschillende manieren gebruikt (vergelijk Vrooman 2009: 348-350). De sociologische traditie spreekt van een absolute grens wanneer armoede wordt afgemeten aan een minimumstandaard die betrekking heeft op behoeften, hulpbronnen of *capabilities*. Een relatieve grens heeft betrekking op de achterstelling van mensen ten opzichte van een bepaalde referentiegroep, in de Britse sociologie veelal beschouwd in termen van relatieve deprivatie (Runciman 1966; Townsend 1979, 1985; Mack en Lansley 1985). In de economische traditie is een relatieve grens tijd- en plaatsgebonden, terwijl een absolute grens daar los van staat: “A relative view is typically one in which the rules for identifying the poor change as (some) other economic conditions change [...] An ‘absolute’ notion of poverty is fixed in terms of the relevant spaces at some point in time” (Jäntti en Danziger 2000: 13). De SCP-criteria zijn absoluut in sociologische zin, maar relatief in economische: het voeren van een zelfstandig huishouding en minimale sociale participatie vereisen in het huidige Nederland meer dan vijftig jaar geleden of dan in Somalië. Om verwarring te voorkomen wordt de variabiliteit van de standaard naar tijd en plaats hier niet aangeduid als ‘relatief’, maar als ‘contextueel’.

lute standaard ligt daardoor niet voor eens en altijd vast: wanneer de welvaart toe- of afneemt, relatieve prijzen veranderen, nieuwe technologieën in zwang geraken (bijvoorbeeld Internet of mobiele telefonie), etc. kan ‘het minimaal noodzakelijke in de gemeenschap’ veranderen. Een dergelijke combinatie van absolute en contextuele elementen ligt in het verlengde van Sen’s visie op armoede:

“Poverty is not just a matter of being relatively poorer than others in the society, but of not having some basic opportunities of material well-being – the failure to have certain minimum ‘capabilities’. The criteria of minimum capabilities are ‘absolute’ not in the sense that they must not vary from society to society [...] or over time. [...] People’s deprivations are [to be] judged absolutely, and not simply in comparison with the deprivations of others in that society. If a person is seen as poor because he is unable to satisfy his hunger, then that diagnosis cannot be altered merely by the fact that others too may also be hungry (so that this person may not be, relatively speaking, any worse off than most others). The same applies to capability failures of other kinds, e.g., the more ‘social’ ones, such as being ashamed to appear in public because of the poverty of one’s clothing. [...] In the context of poverty analysis, it is a question of setting certain absolute standards of minimum material capabilities relevant for that society. Anyone failing this absolute level would then be classified as poor, no matter what his relative position is vis-à-vis others” (Sen 1985: 669-670).

Hierbij past ook dat bij de SCP-grenzen niet wordt gekeken naar de feitelijke bestedingen of consumptie van mensen (waarmee zij in termen van Sen bepaalde ‘functionings’ daadwerkelijk realiseren), maar naar de (on)mogelijkheid om met het beschikbare inkomen de uitgaven die voor het minimale levenspeil vereist zijn te realiseren. Tenslotte is de benadering net als in de klassieke budgetstudies objectief; maar via de focusgroepenstudie zijn de normbedragen wel getoetst aan het oordeel van de burgers. Een dergelijke intersubjectieve validering is wenselijk, omdat het bij armoede theoretisch immers gaat om de perceptie van het minimaal noodzakelijke *in de gemeenschap*. Daarom kan niet worden volstaan met het oordeel van experts, hoe deskundig het Nibud voor de Nederlandse situatie ook moge zijn.

4 Armoedetrends

Als de grensbedragen worden toegepast op de gegevens van het Inkomenspanelonderzoek⁷ (IPO) van het CBS kan men de armoede-ontwikkeling vanaf 1985 in kaart brengen. Dit is een periode waarin de Nederlandse sociale zekerheid op veel punten een gedaantewisseling onderging, met strengere uitkeringsvoorwaarden, kortere

⁷ Dit panelonderzoek is voornamelijk gebaseerd op administratieve gegevens van de Belastingdienst. De steekproef van het IPO bestond in 2011 uit circa 94.000 huishoudens met daarin 272.000 personen (zie SCP/CBS 2012).

Figuur 1 Armoede in Nederland, 1985-2013*

*Armoede = personen met een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden de armoedecriteria.

2000: trendbreuk; 2011: voorlopige cijfers; 2012-2013: raming SCP op basis van microsimulatie;

Exclusief institutionele bevolking, uitwonende studenten en onvolledige jaarinkomens.

Bron: Inkomenspanelonderzoek 1985-2011 (SCP-bewerking).

en lagere uitkeringen, en meer nadruk op activering en responsabilisering van uitkeringsontvangers (zie bijvoorbeeld Vrooman 2010; Van Echtelt en Josten 2012).

Figuur 1 toont de ontwikkeling in het aantal armen en in de prevalentie van armoede (het armoedepercentage of de 'head count ratio'). Op grond daarvan zijn in de achterliggende kwart eeuw vier fasen te onderscheiden. In de tweede helft van de jaren tachtig daalde de armoede (fase I), om vanaf 1990 weer op te lopen tot een piek in 1994 (fase II), toen 1,2 miljoen mensen (8,3% van de bevolking)⁸ een besteedbaar huishoudeninkomen onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium hadden. Daarna is de trend tot en met 2007 grotendeels afnemend (fase III), al stijgt de prevalentie in 2002 en 2003. De laatste jaren zien we echter een omslag: sinds 2008 loopt de armoede gestaag op (fase IV). Dat jaar verkeerde 5,6% van de bevolking beneden het niet-veel-maar-toereikendcriterium, maar in 2011 was dit gestegen tot

⁸ We beperken ons hier tot een analyse van veranderingen in het aantal armen en in de prevalentie. Daardoor gaan we voorbij aan twee andere aspecten die theoretisch van belang zijn bij het meten van armoede: de inkomstekorten van de armen, en de ongelijkheid in de verdeling van hun tekorten (zie bijvoorbeeld Jenkins en Lambert, 1997). In de internationale vergelijking die Vrooman (2009: 407-411) verrichtte met behulp van de basisbehoeften- en niet-veel-maar-toereikendcriteria is dit echter wel nagegaan, en werd ook gekeken naar de samengestelde maatstaven die Sen (1976) en Shorrocks (1995) voor de drie armoede-aspecten ontwikkelden. Hieruit kwam naar voren dat vooral de prevalentie bepalend was voor de armoedever verschillen tussen de elf onderzochte landen.

7,1%. In totaal betreft het dan ruim 1,1 miljoen personen, die in circa 520.000 huishoudens⁹ verbleven. Ongeveer een derde van deze groep (2,4% van de bevolking) was langdurig arm: zij verkeerden in 2011 al minstens drie jaar onafgebroken onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium. Ramingen op basis van microsimulatie wijzen erop dat de groei zich in 2012 en 2013 zal voortzetten, waardoor we naar verwachting op 7,6 procent arme personen uitkomen – het hoogste niveau deze eeuw. In absolute termen is dat een toename van 317.000 arme mensen in vijf jaar tijd. De piek van het midden van de jaren negentig is daarmee nog niet geëvenaard, maar komt wel in zicht.

Gebruik van het basisbehoeftecriterium voert tot dezelfde conclusies over de trends, al ligt het peil vanzelfsprekend lager wanneer men armoede hieraan afmeet. In 2011 verkeerden 782.000 personen onder deze grens (5% van de bevolking). Volgens de raming loopt dit op tot 822.000 (5,2%) in 2013.

5 Veranderende risicogroepen

Figuur 2 toont voor enkele bevolkingsgroepen hoe het aantal en het aandeel armen tussen 1985 en 2010 – het meest recente IPO-jaar met definitieve cijfers – veranderden, ook in relatie tot de totale omvang van deze sociale categorieën. De cijfers hebben doorgaans betrekking op personen van 18 jaar en ouder; logischerwijs is dat echter niet het geval bij de drie leeftijdsgebonden groepen (kinderen, jongeren en gepensioneerden). We kijken in de analyse van de risicogroepen naar de verschillen tussen het begin- en het eindpunt van onze tijdreeks; de ontwikkelingen in de tussentijdse jaren blijven hier dus buiten beschouwing.

In 2010 waren er in totaal 945.000 armen. De omvang van de ‘bellen’ in de figuur laat zien dat vrouwen, kinderen en alleenstaanden hier een groot deel van uitmaakten; maar ook enkele andere groepen telden meer dan 100.000 armen. De absolute aantallen worden deels bepaald door het aandeel armen per groep.¹⁰ De verticale as van de figuur toont deze armoedeprevalenties. Op het laatste meetpunt lag de prevalentie bij vrouwen, jongeren, tweeverdieners en mensen in loondienst op of onder het gemiddelde van de totale bevolking (6%); maar bij de overige groepen in de figuur 2 was juist sprake van een verhoogd risico. In 2010 was de prevalentie het hoogst bij werklozen en bijstandsontvangers (29%), hoofden van eenoudergezinnen (19%) en mensen van niet-westerse herkomst (14%). Ondanks

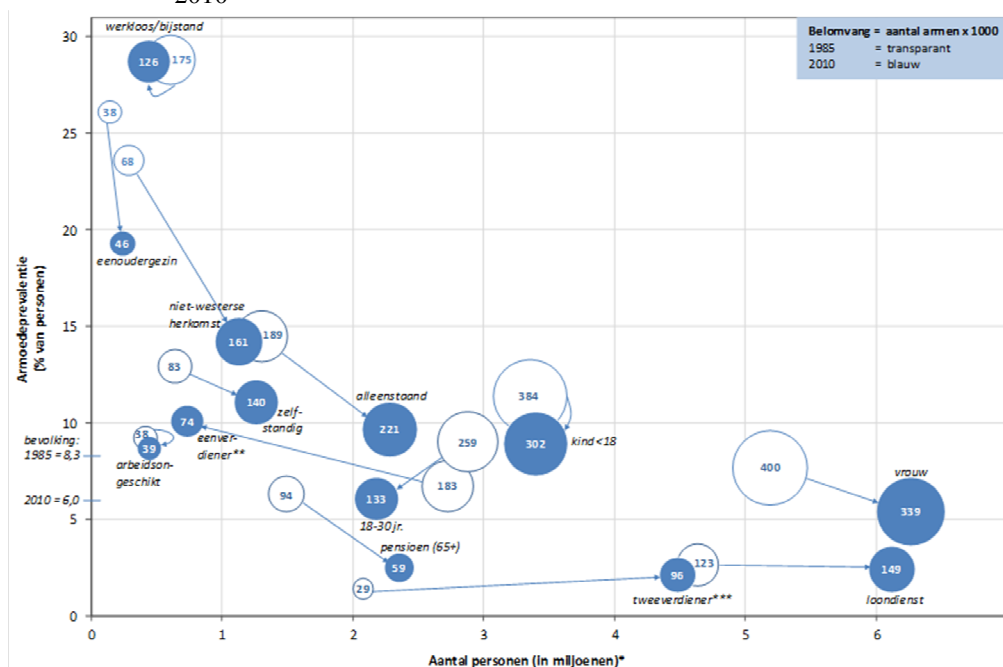
⁹ In de loop der tijd werd het gebruikelijk de mate van armoede vast te stellen op persoonsniveau; dat wil zeggen, men telt het aantal personen waarvan het gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden de armoedegrens ligt. Ook Eurostat en de OESO volgen deze conventie. Een telling van het aantal arme huishoudens gaat voorbij aan het simpele feit dat bij een arm gezin meer mensen door armoede worden getroffen dan in het geval van een arme alleenstaande.

¹⁰ Volwassen mannen zijn niet in de figuur afgebeeld omdat zij niet tot de risicogroepen behoren: bij hen lag de prevalentie in beide jaren duidelijk beneden het algemeen gemiddelde (6,9% in 1985, 5,0% in 2010; dit komt overeen met respectievelijk 347.000 en 304.000 armen). Zowel bij de aantallen als bij de prevalenties zijn de man-vrouwverschillen in 2010 kleiner dan in 1985.

hun hoge armoederisico is het aantal arme hoofden van eenoudergezinnen echter beperkt (46.000), aangezien deze bevolkingscategorie in totaal slechts 240.000 personen telt.

Tussen deze twee meetpunten nam de armoedeprevalentie uitsluitend toe bij de eenverdieners. Ze was in 1985 en 2010 vrijwel identiek onder de totale groep mensen in loondienst, en bij tweeverdieners, arbeidsongeschikten en werklozen/bijstandontvangers. Voor de overige bevolkingscategorieën daalde het risico de afgelopen kwart eeuw. Die afname was het meest geprononceerd bij eenoudergezinnen en niet-westerse allochtonen (-7 à -9%-punt), en onder alleenstaanden en gepensioneerden (-4 à -5%-punt). Bij de ouderen was de prevalentie in 1985 al benedengemiddeld, maar in 2010 is ze het laagst van alle leeftijdsklassen, en vergelijkbaar met het armoederisico van mensen in loondienst.

Figuur 2 Armoedeprevalentie en aantal (arme) personen in bevolkingsgroepen, 1985 en 2010^a



^a Armoede: personen met een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden het niet-veel-maar-toereikendcriterium; exclusief institutionele bevolking, uitwonende studenten en onvolledige jaarinkomens.

*Tenzij anders aangegeven: personen van 18 jaar en ouder; **inclusief partners zonder eigen inkomen; exclusief inwonende personen van 18 jaar en ouder; ***beide partners hebben loon of winst als voornaamste inkomensbron; exclusief inwonende personen van 18 jaar en ouder.

Bron: Inkomenspanelonderzoek 1985, 2010 (SCP-bewerking).

Door de ontwikkeling van de prevalenties zou men bij de meeste bevolkingscategorieën verwachten dat het aantal armen tussen 1985 en 2010 kleiner werd of constant bleef; de 'bellen' in de grafiek zouden dan dus in de loop der tijd minder

groot worden, of niet in omvang veranderen. De absolute cijfers kunnen echter ook zijn beïnvloed door wijzigingen in de totale omvang van de groepen (zie de horizontale as van de figuur). De stijgende armoedeprevalentie bij de eenverdieners blijkt dan samen te zijn gegaan met een sterke afname van het aantal armen in deze bevolkingsgroep (van 183.000 naar 74.000); en dat komt doordat de totale groep eenverdieners tussen 1985 en 2010 veel kleiner werd (een afname van 2,7 miljoen naar 740.000 personen). Bij de overige werkenden die in de figuur zijn onderscheiden gebeurde het omgekeerde: de prevalentie bleef constant of werd kleiner, maar het aantal armen nam toe omdat de totale bevolkingscategorie zo sterk groeide. We zien dit patroon zowel bij mensen in loondienst (van 4,6 naar 6,1 miljoen personen, +26.000 armen) als bij zelfstandigen (in omvang verdubbeld, +57.000 armen) en tweeverdieners (ruimschoots verdubbeld, +72.000 armen). Bij alleenstaanden en niet-westerse allochtonen gebeurt hetzelfde, maar dan in extremere mate. Ondanks een forse daling van de prevalentie (al ligt die ook in 2010 nog ruim boven het algemeen gemiddelde) nam het aantal volwassen armen dat tot deze sterk groeiende bevolkingscategorieën behoort toe (met respectievelijk 32.000 en 93.000). Eenoudergezinnen kenden ook de combinatie van een sterk dalende prevalentie binnen een groeiende bevolkingscategorie; in deze verhoudingsgewijs kleine groep resulteert dit echter in een bescheiden stijging van het absolute aantal armen (+8.000). Onder gepensioneerden van 65 jaar en ouder en volwassen vrouwen was de prevalentie in 1985 al vrij laag, en is deze in 2010 verder gezakt. Ondanks de sterke groei van beide categorieën – er kwamen 860.000 ouderen bij, en ruim een miljoen vrouwen – resulteert dit absoluut gezien in minder armen. De stereotype ‘arme oudere’ is hierdoor in Nederland tamelijk zeldzaam geworden. Dit komt doordat de kale AOW zich gunstiger ontwikkelde dan de bijstandsnorm, en doordat nieuwe cohorten ouderen tot voor kort steeds betere aanvullende pensioenen hadden – mede vanwege de stijgende arbeidsdeelname van vrouwen, die tot uiting kwam in hun pensioenaanspraken (zie Soede 2012).

Bij kinderen tot 18 jaar werd de prevalentie ook lager, maar bleef de groepsomvang vrij constant; per saldo verminderde het aantal arme kinderen dan ook met 82.000. Jongeren van 18-30 jaar hadden eveneens te maken met een afnemende prevalentie, en deze groep werd bovendien veel kleiner, waardoor het aantal arme jongeren met 126.000 afnam. De kleinere omvang van de totale groep jongeren is niet alleen demografisch bepaald, maar ook een gevolg van de groeiende onderwijsdeelname, in combinatie met het gegeven dat uitwonende ontvangers van studiefinanciering in de hier verrichte analyses buiten beschouwing blijven.¹¹ Bij werklozen en bijstandontvangers bleef de armoedeprevalentie hoog, maar vooral omdat de totale groep in 2010 bijna 200.000 personen minder telde dan in 1985 is

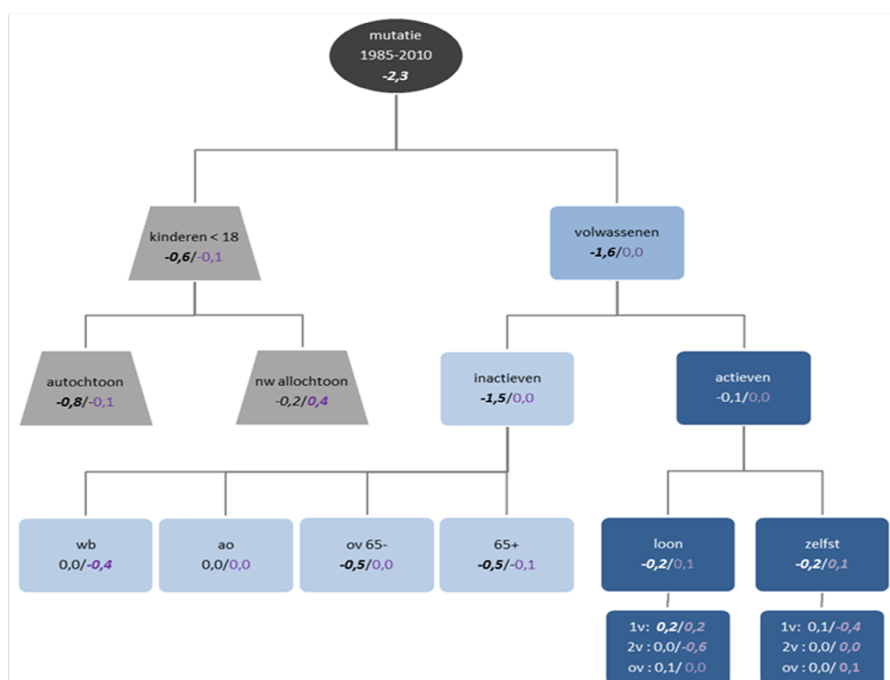
¹¹ Ongeveer 6% van de totale bevolking is niet in de onderzoekspopulatie opgenomen. Het grootste deel (ongeveer driekwart) betreft huishoudens die niet het gehele jaar inkomen hadden (bijvoorbeeld nieuw gevormde huishoudens) en uitwonende studenten; het restant bestaat uit mensen in instellingen, inrichtingen en tehuizen. Deze groepen blijven buiten beschouwing omdat bij hen in het IPO belangrijke inkomenscomponenten niet worden waargenomen (zoals ouderlijke overdrachten aan uitwonende studerende kinderen, de waarde van verzorging in natura van tehuisbewoners).

het aantal armen in deze groep met 49.000 afgenomen. De arbeidsongeschikten, ten slotte, zijn zowel in termen van de prevalentie als van de groepsomvang niet veranderd, waardoor het aantal armen in deze categorie in 1985 en 2010 vrijwel gelijk is.

6 Decompositie van een kwart eeuw veranderende armoede

De hierboven beschreven risicogroepen zijn niet onafhankelijk van elkaar; zo overlappen de een- en tweeverdieners logischerwijs met de zelfstandigen en mensen in loondienst. Om een systematischer beeld te krijgen van de factoren die de armoede-ontwikkeling hebben beïnvloed is daarom een decompositie-analyse verricht.

Figuur 3 Hiërarchische decompositie van armoedemutatie, 1985-2010
(verandering in het totale percentage arme personen, in procentpunten)



zwart: Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsprevalentie

paars: Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsaandeel

cursief: Δ totale armoedeprevalentie $\leq -0,2$ of $\geq 0,2$

nw=niet-westers; **wb**=werkloos/bijstand; **ao**=arbeidsongeschikt; **ov**=overig

1v=eenverdieners (incl. partners zonder eigen inkomsten; excl. inwonende personen 18+); **2v**= tweeverdieners

Leeswijzer: De verandering in de totale armoedeprevalentie (-2,3) wordt uiteengelegd in de bijdragen van de gewijzigde bevolkingsaandelen en prevalenties van de onderliggende groepen. Hierdoor komt het totaal van een niveau overeen met de som van de uitsplitsingen op het eerstvolgende lagere niveau. De totale armoedemutatie is dus gelijk aan de optelling van de bijdragen bij kinderen en volwassenen (-0,6 - 0,1 - 1,6 - 0,0); en de som van de bijdragen bij kinderen (-0,7) is gelijk aan het totaal van de bijdragen bij de autochtone en allochtone subgroepen (-0,8 - 0,1 - 0,2 + 0,4). Er zijn kleine afrondingsverschillen.

De totale verandering in het armoedepercentage tussen 1985 en 2010 (van 8,3 naar 6,0%, ofwel -2,3%-punt) is rekenkundig herleid tot de mutaties in de armoedeprevalentie en in de relatieve omvang van enkele hiërarchisch geordende groepen. Er is gekeken naar de bijdrage aan de armoedemutatie van veranderingen bij kinderen en volwassenen, en van veranderingen in inkomensbron, aantal verdieners, en land van herkomst.¹² De hier gevolgde hiërarchische decompositie is een uitwerking van de methode zoals gehanteerd door De Beer (2001: 268-282; 380-381). Hij verrichtte een soortgelijke analyse voor de periode tot 1997, op basis van de lage-inkomensgrens van het CBS. De Beer concludeerde dat in dit tijdvak de gewijzigde armoederisico's van specifieke groepen het meest bijdroegen aan de ontwikkeling van de armoedeprevalentie onder de bevolking; veranderingen in de groepsaandelen bleken in zijn analyse van ondergeschikt belang.

Figuur 3 toont dat bijna een derde van de afname in armoede (-0,7%-punt) plaatsvond bij kinderen.¹³ De verdere uitsplitsing laat zien dat dit vooral samenhangt met de gedaalde prevalentie bij de autochtonen jonger dan 18 jaar. Dit wordt gemitigeerd door het oplopende aandeel van de niet-westerse allochtone kinderen (bij een licht dalend groepsrisico); vanwege de ontwikkelingen in die groep steeg het armoedecijfer bij niet-westers allochtone kinderen tussen 1985 en 2010 per saldo met 0,2%-punt.¹⁴

Het restant van de daling (-1,6%-punt) vond plaats bij de volwassenen. Dit komt vrijwel uitsluitend op het conto van de lagere armoedeprevalentie bij niet-werkenden. Daarbinnen zien we effecten van het afgenomen aandeel werklozen en bijstandontvangers (-0,4), en van het dalende armoederisico bij gepensioneerden (-0,5) en bij overige inactieven jonger dan 65 jaar (-0,5). Het eerste is vermoedelijk deels een conjunctuureffect, terwijl het tweede samenhangt met de al gememoreerde relatief sterke verhoging van de netto-AOW na 1994 en de betere aanvullende pensioenen van de recentere ouderencohorten. De afname bij de overige inactieven

¹² De analyse is verricht tot en met het laatste jaar waarover definitieve cijfers uit het Inkomenspanel-onderzoek beschikbaar zijn. Om de decompositie overzichtelijk te houden is ze beperkt tot categorieën van enige omvang, waarbij men kan verwachten dat de invloed op het totale armoedepercentage niet wordt verklaard door kenmerken die hoger in de hiërarchie al aan bod kwamen. Eenoudergezinnen en vrouwen (waarbij zich vaak effecten van de inkomensbronnen voordoen) blijven om die reden buiten beschouwing. Er is gekozen voor een ordening waarbij de theoretisch belangrijkste armoededeterminanten (leeftijd, niet/wel werken) voorafgaan aan minder zwaarwegende factoren (type uitkering/werk, land van herkomst).

¹³ In de figuur zijn de bijdragen van de veranderende groepsaandelen steeds in één getal weergegeven, terwijl dit in de decompositie een aantal partiële effecten betreft. Een voorbeeld kan dit verduidelijken (de cursieve cijfers staan niet in de figuur). De mutatie door de gewijzigde groepsprevalentie van alle kinderen (-0,6) is in de analyse uiteengelegd in de bijdragen van veranderende prevalentie en groepsaandelen van autochtone (-0,77 + 0,04) en niet-westers allochtone kinderen (-0,20 + 0,34). De mutatie door de veranderende groepsaandelen van alle kinderen (-0,1) wordt uiteengelegd in de bijdragen van de aandelen van autochtone (-0,14) en allochtone kinderen (+0,05). De totale bijdrage van de veranderende groepsaandelen is bij autochtone kinderen daardoor gelijk aan -0,1 (0,04 - 0,14), en bij allochtone kinderen aan 0,4 (0,34 + 0,05).

¹⁴ Omdat kinderen gewoonlijk niet beschikken over substantiële eigen inkomensbronnen, is die factor bij hen niet opgenomen in de decompositie. Voor de armoedeprevalentie bij kinderen zijn de inkomensbronnen van de ouders vanzelfsprekend wel van belang.

is vanwege databeperkingen moeilijker te duiden.¹⁵ In overeenstemming met figuur 2 zijn de ontwikkelingen bij de arbeidsongeschikten voor de vergelijking van armoede in 1985 en 2010 niet van belang.

Bij de werkende volwassenen blijkt uit de decompositie dat er onderhuids meer speelt dan de bescheiden effecten voor de gehele groep suggereren. Dit wordt duidelijk wanneer men de loontrekkenden en zelfstandigen¹⁶ uitsplitst naar het aantal verdieners. De ontwikkelingen bij de eenverdieners in loondienst deden het armoedepercentage met 0,4%-punt toenemen. Dat komt in gelijke mate door de gestegen prevalentie en een per saldo positief effect van de veranderde groepsaandelen.¹⁷ Daar staat tegenover dat de veranderingen bij de tweeverdieners in loondienst het armoedepercentage met 0,6%-punt lieten afnemen. Dit is uitsluitend een gevolg van de grotere omvang van deze categorie: de ontwikkeling van het in 1985 reeds lage armoederisico van de tweeverdieners in loondienst heeft het totale armoedecijfer nauwelijks beïnvloed.

Bij de zelfstandigen deed de verandering in het aandeel eenverdieners de armoede dalen, wat enigszins gecompenseerd werd door het grotere groepsrisico; er resteert een afname van 0,3%-punt. Onder de tweeverdienende zelfstandigen zijn de bijdragen van veranderingen in de prevalentie en het groepsaandeel aan het totale armoedecijfer verwaarloosbaar.

Het land van herkomst is ook bij de volwassenen in de decompositie bij alle actieve en inactieve categorieën het laagste hiërarchische niveau (niet in de figuur). Bij de vele kleine deelgroepen die zo ontstaan was de invloed van de veranderende prevalenties en groepsaandelen van niet-westerse allochtonen op de mutaties in het totale armoedepercentage gering. Maar alle bijdragen van de groepsaandelen waren positief, en wanneer we die sommeren blijkt de relatieve groei van het aandeel volwassen allochtonen het totale armoedecijfer met 0,5%-punt te hebben opgestuwd. Het gecombineerde effect van de ontwikkelingen bij allochtone kinderen en volwassenen bedraagt 0,6%-punt. Doordat de allochtone groep verhoudingsgewijs sterker groeide dan de autochtone nam het totale armoedecijfer tussen 1985 en

¹⁵ Deze groep bestaat uit pensioenontvangers jonger dan 65 jaar, mensen zonder eigen inkomen (met uitzondering van de partners van eenverdieners, die hier tot de actieven zijn gerekend), en een restcategorie van thuiswonende studenten, ontvangers van alimentatie, mensen met uitsluitend vermogensinkomsten etc. Een consistente vergelijking van beide meetpunten is niet mogelijk, omdat de uitsplitsing binnen de groep 'overig 65-' in het IPO 1985 minder gedetailleerd is. De daling in het armoedepercentage lijkt echter vooral samen te hangen met ontwikkelingen in de genoemde restcategorie.

¹⁶ Hier is voorbijgegaan aan de trendbreuk die zich in 2000 in het IPO voordeed. Figuur 1 duidt erop dat deze beperkte effecten op de totale prevalentie had.

¹⁷ Het saldo van +0,2%-punt vanwege de groepsaandelen is het resultaat van de doorwerking van het afnemende aantal eenverdieners in de groepen loontrekkenden (-0,34; eenverdieners zijn binnen de groep loontrekkenden bovengemiddeld vaak arm, dus de totale armoede daalt als de groep kleiner wordt), actieven (+0,19; loontrekkenden zijn minder vaak arm dan zelfstandigen, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt), volwassenen (+0,25; actieven zijn minder vaak arm dan inactieven, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt) en de totale bevolking (+0,11; volwassenen zijn minder vaak arm dan kinderen, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt).

2010 met 0,9%-punt toe; maar dit werd met -0,3%-punt gedrukt door hun lagere kans op armoede.

Om enig zicht te krijgen op de oorzaken van de armoede-ontwikkeling gedurende de vier fasen die we in figuur 1 zagen, is de hiërarchische decompositie voor deze tijdvakken herhaald. We presenteren in Tabel 2 de uitkomsten voor enkele geselecteerde groepen; de mutaties zijn dus niet altijd optelbaar.

Tabel 2 Decompositie van armoedemutatie in vier fasen, voor enkele groepen*

	1985-1990		1990-1994		1994-2007		2007-2010	
	(-2,6%-punt)		(+2,9%-punt)		(-3,2%-punt)		(+0,6%-punt)	
	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)
Loon eenverdiener	-0,4	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,0
Loon tweeverdiener	0,0	-0,1	0,0	-0,1	0,0	-0,3	0,0	0,0
Zelfstandig	-0,3	0,0	0,2	0,0	-0,2	0,1	0,1	0,0
Werkloos/bijstand	0,1	0,0	0,3	0,2	-0,4	-0,7	0,0	0,0
Arbeidsongeschikt	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Overig inactief 65-65+	-0,5	0,0	0,2	0,0	-0,3	0,1	0,1	0,0
65+	-0,2	0,0	0,2	0,0	-0,5	0,0	0,0	-0,1
Kinderen	-0,8	-0,1	1,1	0,0	-0,9	0,0	0,2	0,0
Niet-westers allochtoon	0,0	0,2	0,5	0,3	-0,9	0,4	0,1	0,1

Δ (a) = Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsprevalentie;

Δ (b) = Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsaandeel.

* Vetgedrukt: bijdrage aan Δ totale armoedeprevalentie $\leq -0,2$ of $\geq 0,2$;
cursief: mitigerende bijdrage in deze fase.

De daling in de periode 1985-1990 blijkt vooral verband te houden met afnemende armoederisico's van kinderen, eenverdieners, zelfstandigen, gepensioneerden, en overig inactieven. Ze wordt enigszins gemitigeerd vanwege de groepsaandelen van eenverdieners en niet-westers allochtonen. De werkloosheidsontwikkeling was in deze periode dus nauwelijks van invloed op de armoedecijfers. In de eerste helft van de jaren negentig nam de armoede daardoor echter wel toe, zowel vanwege het grotere aantal werklozen als hun toenemende armoederisico. Het laatste houdt mogelijk verband met de versoering van de regelingen, waardoor een deel van de groep eerder van WW naar bijstand overging dan voorheen. De armoedestijging tussen 1990 en 1994 kwam ook voort uit de hogere risico's van kinderen (bijna een derde van de totale toename), eenverdieners, zelfstandigen en 65-plussers. De niet-westers allochtone groep deed in deze fase de armoede toenemen door zowel hun groeiend risico als het verhoudingsgewijs grotere aandeel in de bevolking.

De daling in de lange periode 1994-2007 houdt verband met de afnemende risico's bij kinderen, niet-westers allochtonen, ouderen, werklozen, zelfstandigen en overig inactieven; en daarnaast met het vrij forse effect van de kleinere groep werklozen, en van de grotere groep tweeverdieners. De afname wordt in dit tijdvak echter gemitigeerd door de veranderende omvang van de groepen eenverdieners en allochtonen. Over de laatste fase valt nog niet zoveel te zeggen, aangezien we ons

in de decompositie hebben beperkt tot de jaren met definitieve IPO-cijfers, en de sterke stijging in 2011 en de jaren erna dus buiten beschouwing blijft. Het is misschien wel saillant dat we al een bescheiden effect bij zelfstandigen en eenverdieners zien, die relatief hard door de economische crisis worden getroffen. Opmerkelijk is ook dat we in alle deelfasen weinig effecten vanwege de veranderende omvang en risico's van arbeidsongeschikten waarnemen.

De decompositie overziend blijkt de afname in de armoedeprevalentie van de Nederlandse bevolking die zich tussen 1985 en 2010 voordeed (-2,3%-punt) vooral samen te hangen met het lagere armoederisico van gepensioneerden en autochtone kinderen, en de verhoudingsgewijs kleinere wordende groep werklozen en bijstandontvangers. De afname werd gemitigeerd doordat het aandeel kinderen en volwassenen van niet-westerse herkomst relatief sterk groeide. Bij de werkenden zagen we vooral bij mensen in loondienst wat grotere bijdragen aan de totale armoedemutatie; maar hierbij compenseerden de ontwikkelingen bij eenverdieners (meer armoede door een hoger risico en de gewijzigde bijdragen van de groepsaandelen) en tweeverdieners (minder armoede door de groei van de groep) elkaar. Anders dan De Beer (2001) vinden wij in onze decompositie dat de daling in het totale armoedecijfer zowel samenhangt met wijzigingen in de armoedeprevalentie bij bepaalde groepen als met veranderingen in hun aandeel in de bevolking. Dat kan komen doordat we de mutaties over een langere tijdsspanne en gedetailleerder hebben geanalyseerd (niet alleen naar inkomensbron, maar ook naar leeftijd en land van herkomst), en een ander armoedecriterium hebben gebruikt.

7 Conclusies

Uit ons overzicht van de wetenschappelijke literatuur kwam naar voren dat de relatieve grens, die onder andere de Europese Unie gebruikt om armoede vast te stellen, in wezen een maatstaf voor inkomensongelijkheid is. In de praktijk leidt ze regelmatig tot ongeloofwaardige uitkomsten: volgens dit criterium is de armoede in Tsjechië lager dan in Noorwegen, en in Griekenland, Spanje en Portugal de laatste jaren niet of nauwelijks toegenomen – ondanks de grote economische problemen in die landen. Er is daarom behoefte aan een alternatieve methode. De verschillende subjectieve benaderingen van armoede die in de literatuur worden gepropageerd zijn echter niet voldoende betrouwbaar, en de klassieke objectieve budgetbenadering waarmee het armoedeonderzoek rond 1900 ooit begon is heel bewerkelijk. Het SCP ontwikkelde de laatste jaren daarom een nieuwe grens, waarbij twee referentiebudgetten voor een alleenstaande zijn opgesteld. Die worden via equivalentiefactoren naar andere typen huishoudens gegeneraliseerd, en in de loop der tijd geïndexeerd met het voortschrijdend gemiddelde van de feitelijke doorsnee uitgaven aan voeding, kleding en huisvesting; de index stijgt meestal iets meer dan de inflatie, en iets minder dan de welvaart. De referentiebedragen zijn getoetst aan de inkomensnormen van het Nibud en aan de opvattingen van burgers.

Wanneer we de centrale maatstaf van het SCP, het ‘niet-veel-maar-toereikendcriterium’ (1022 euro per maand voor een alleenstaande in 2011), benutten om de armoedeontwikkeling van de afgelopen 25 jaar via het Inkomenspanelonderzoek te analyseren zijn de uitkomsten goed interpreteerbaar. In de totale Nederlandse bevolking zien we vier fasen. Tussen 1985 en 1990 daalde de armoede, om vervolgens te stijgen naar een hoogtepunt in 1994. Daarna nam de armoede gestaag af, behoudens enkele conjuncturele fluctuaties. Sinds 2008 loopt de armoede weer op, vooral in het laatst gemeten jaar (2011, voorlopige cijfers), wanneer 7,1% van de bevolking beneden de grens zit. Ramingen duiden erop dat deze groei zich in 2012 en 2013 voort zal zetten, waarbij de piek van het midden van de jaren negentig inmiddels in zicht komt. Op grond van het lagere ‘basisbehoeftecriterium’ (934 euro per maand) zijn de trends hetzelfde, al is de armoedeprevalentie dan vanzelfsprekend lager (5% in 2011).

In 2010 – het laatste jaar met definitieve cijfers – was de prevalentie het hoogst bij werklozen en bijstandontvangers, eenoudergezinnen en mensen van niet-westerse herkomst. Over de gehele periode bezien daalde in veel groepen de armoedeprevalentie; alleen bij de eenverdieners liep ze op. Absoluut steeg vooral het aantal werkende armen en arme allochtonen. Terwijl het aantal 65-plussers in 25 jaar sterk groeide, nam het aantal ouderen onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium af.

Omdat de risicogroepen deels overlappen, is ook een hiërarchische decompositie uitgevoerd. Daarin is de afname van het armoedepercentage die zich tussen 1985 en 2010 voordeed (van 8,3% naar 6,0%) rekenkundig herleid tot het gewijzigd aandeel van groepen in de Nederlandse bevolking, en tot de mutaties in de armoedeprevalentie. De daling blijkt dan vooral samen te hangen met het lagere armoederisico van gepensioneerden en autochtone kinderen, en de afname in het aandeel werklozen en bijstandontvangers. Deels werd ze tenietgedaan door de verhoudingsgewijs sterke toename van het aandeel kinderen en volwassenen van niet-westerse allochtone komaf. Door de ontwikkelingen bij werkenden veranderde de armoede de afgelopen kwart eeuw nauwelijks. De gewijzigde bevolkingsaandelen en armoedeprevalenties bij eenverdieners in loondienst gingen gepaard met een stijging van het armoedepercentage, die bij tweeverdieners met een daling. In de vier afzonderlijke fasen duidt de decompositie erop dat zowel conjuncturele ontwikkelingen (armoede bij werklozen en zelfstandigen) als meer structurele trends (o.a. minder eenverdieners, meer tweeverdieners, 65-plussers en allochtonen) van belang zijn bij de interpretatie van armoedetrends.

Via de hier gehanteerde benadering verkrijgen we naar onze mening een goed beeld van de ontwikkeling van de omvang en de samenstelling van de groep die de afgelopen kwart eeuw een karig bestaan leidde. Dat houdt echter niet in dat hiermee het laatste woord is gesproken over de juiste methode om armoede in Nederland in kaart te brengen. Een aantal mogelijke verbeterpunten is eigen aan iedere meting die op inkomens is gebaseerd (zie bijvoorbeeld Jenkins en Van Kerm 2009: 44-45). Zo weten we niet hoe de middelen binnen huishoudens worden verdeeld, waardoor we noodgedwongen aannemen dat ze naar rato van de behoeften toeval-

len aan de verschillende gezinsleden. Dit past overigens wel binnen onze benadering van armoede als de *mogelijkheid* om via het inkomen een zelfstandige huishouding te voeren en een minimum aan sociale participatie te realiseren. Ook zou het wenselijk zijn meer inzicht te verkrijgen in eventuele lokale verschillen in behoeften (naar mate van stedelijkheid en landsdeel), al zijn die op de kleine schaal van Nederland vermoedelijk beperkt, en worden bijvoorbeeld hogere transportkosten op het platteland misschien tenietgedaan doordat de woningen er goedkoper zijn.

Een meer fundamenteel punt is dat in de armoedefinitie de beschikbare middelen centraal staan, maar we die niet alle in de meting kunnen verdisconteren. Dit geldt bijvoorbeeld voor informele inkomsten uit arbeid, overdrachten tussen familieleden (zoals die van ouders aan hun studerende kinderen), en kinderalimentatie, die in het Inkomenspanelonderzoek niet worden waargenomen. Over vermogens is wel informatie beschikbaar – vooral onder ouderen en zelfstandigen zijn die vaak aanzienlijk (SCP/CBS 2012: 68-70) – maar deze is niet volledig.¹⁸ Hierbij stelt zich ook het probleem dat vermogen niet altijd kan worden aangewend om de actuele financiële nood te lenigen (bijvoorbeeld omdat het bedrijfsmiddelen betreft, of een huis dat men niet direct kan verkopen), of dat dit niet wenselijk is (bijvoorbeeld als het een spaarpot is voor de oude dag, of voor de studie van de kinderen). Verder kunnen mensen te maken hebben met moeilijk te vermijden kosten (o.a. vanwege chronische ziekten), die niet worden vergoed via de bijzondere bijstand, fiscale aftrekposten of particuliere verzekeringen. Die zijn niet in de budgetten verdisconteerd, waardoor een deel van onze niet-arme groep in de praktijk mogelijk toch geruime tijd niet over de middelen beschikt om hetgeen in Nederland minimaal noodzakelijk is te verwerven. Tenslotte is armoede hier beoordeeld vanuit een statisch perspectief, terwijl een dynamische analyse van de stromen in en uit armoede (zie bijvoorbeeld Bane en Ellwood 1986; Duncan et al. 1993; Fouarge en Layte 2005) mogelijk tot een ander beeld zou leiden. Het Inkomenspanelonderzoek biedt daar ook mogelijkheden toe (vergelijk De Beer 2001; Van Leeuwen en Pannekoek 2002; Vrooman en Hoff 2004: 119-126; Hoff 2010). Op de genoemde punten zou nader empirisch onderzoek dan ook zeer welkom zijn.

Auteurs

Dr. J.C. Vrooman is hoofd van de onderzoeksgroep Arbeid, Inkomen en Sociale Zekerheid bij het Sociaal en Cultureel Planbureau, correspondentieadres: c.vrooman@scp.nl. Drs. J.M. Wildeboer Schut is wetenschappelijk medewerker bij diezelfde onderzoeksgroep.

¹⁸ Het IPO is vanaf 2005 aangevuld met positieve en negatieve vermogensgegevens die betrekking hebben op spaarrekeningen, aandelen, obligaties, onroerend goed en bedrijfsvermogen. Buiten beschouwing blijven echter bankspaarrekeningen en beleggingsproducten gekoppeld aan een hypotheek, en de fiscale oudedagsreserve van ondernemers, de schulden voor huishoudens zonder inkomen uit box 3 (veelal kortlopende leningen), betaalrekeningen, en kleine spaartegoeden (minder dan 500 euro).

Literatuur

- Achterberg, P.H.J. en E. Snel, 2008, Het einde van duurzame armoede? Over 'vertijdelijking' en 'verduurzaming' van armoede, *Sociologie*, vol. 4(1): 53-68.
- Bane, M.J. en D. Ellwood, 1986, Slipping in and out of poverty: the dynamics of poverty spells, *The Journal of Human Resources*, vol. 12(1): 1-23.
- Beer, P.T. de, 2001, *Over werken in de postindustriële samenleving*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Bradshaw, J. (red.), 1993, *Budget standards for the United Kingdom*, Avebury, Aldershot.
- Bradshaw, J., S. Middleton, A. Davis, N. Oldfield, L. Cusworth en J. Williams, 2008, A minimum income standard for Britain – what people think, Joseph Rowntree Foundation/Loughborough University, York.
- Bradshaw, J. en E. Mayhew, 2011, The measurement of extreme poverty in the European Union, European Commission, Brussels.
- Bosch, K. van den, 2001, *Identifying the poor; using subjective and consensual measures*, Ashgate, Aldershot.
- Citro, C.F. en R.T. Michael (red.), 1995, *Measuring poverty: a new approach*, National Academy Press, Washington DC.
- Duncan, G., B. Gustafsson, R. Hauser, G. Schmaus, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan en J.-C. Ray, 1993, Poverty dynamics in eight countries, *Journal of Population Economics*, vol. 6(3): 215-234.
- Durlacher, G., 1965, *De laagstbetaalden*, Wiardi Beckmanstichting, Amsterdam.
- EC, 2011, *Employment and social developments in Europe 2011*, European Commission, Brussels.
- EC, 2012, *People at risk of poverty after social transfers*, European Commission, Brussels.
- Echtelt, P. van en E. Josten, 2012, Werken voor je geld, in V. Veldheer, J.-J. Jonker, L. van Noije en C. Vrooman (red.), *Een beroep op de burger; minder verzorgingsstaat, meer eigen verantwoordelijkheid? Sociaal en Cultureel Rapport 2012*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Edelman, P.B., 2012, *So rich, so poor: why it's so hard to end poverty in America*, New Press, New York.
- Engbersen, G. en R. van der Veen, 1987, *Moderne armoede: overleven op het sociaal minimum*. Stenfert Kroese, Leiden/Antwerpen.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1996, *Arm Nederland; het eerste jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, VUGA, 's-Gravenhage.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1997, *De kwetsbaren; tweede jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1998, *Effecten van armoede; derde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1999, *Armoede en verzorgingsstaat; vierde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 2000, *Balans van het armoedebeleid; vijfde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, R. en Th. Jansen, 1991, *Armoede in de maatschappelijke verbeelding (1945-1990); een retorische studie*, Stenfert Kroese, Leiden/Antwerpen.
- Fouarge, D. en R. Layte, 2005, Welfare regimes and poverty dynamics: the duration and recurrence of poverty spells in Europe, *Journal of Social Policy*, vol. 34(3): 407-426.

- Garner, T.I., S. Shipp, D.M. Steiger en T. Manieri, 1998, Subjective assessments of economic well-being: cognitive research at the U.S. Bureau of Labor Statistics, *Focus: revising the poverty measure*, vol. 19(2):43-46.
- Goedhart, Th., V. Halberstadt, A. Kapteyn en B.M.S. van Praag, 1977, The poverty line: concept and measurement, *The Journal of Human Resources*, vol. 12(4): 503-520.
- Goodin, R.E., B. Heady, R. Muffels en H.-J. Dirven, 1999, *The real worlds of welfare capitalism*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Guiaux, M., 2011, *Voorbestemd tot achterstand; armoede en sociale uitsluiting in de kindertijd en 25 jaar later*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Hagenaars, A.J.M., 1987a, *The perception of poverty*, Kanters, Alblasterdam.
- Hagenaars, A.J.M., K. de Vos en B.M.S. van Praag, 1987b, *Arm en arm is twee; een empirische vergelijking van armoededefinities*, Ministerie van SZW, Den Haag.
- Hoff, S., 2010, *Uit de armoede werken; omvang en oorzaken van uitstroom uit armoede*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Hoff, S., A. Soede, C. Vrooman, C. van Gaalen, A. Luten en S. Lamers, 2010, *The minimum agreed upon; consensual budget standards for the Netherlands*. The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Jäntti, M. en S. Danziger, 2000, Income poverty in advanced countries, in A.B. Atkinson en F. Bourguignon (red.), *Handbook of income distribution*, vol. 1, Elsevier, Amsterdam.
- Jenkins, S.P. en P.J. Lambert, 1997, Three I's of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends, *Oxford Economic Papers*, vol. 49(3): 317-327.
- Jenkins, S.P. en Ph. van Kerm, 2009, The measurement of economic inequality, in W. Salverda, B. Nolan en T.M. Smeeding, *The Oxford handbook of economic inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- Jehoel-Gijsbers, G. en C. Vrooman, 2007, *Explaining social exclusion; a theoretical model tested in the Netherlands*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Jehoel-Gijsbers, G. en C. Vrooman, 2008, *Social exclusion of the elderly; a comparative study of EU member states*, Centre for European Policy Studies, Brussels.
- Layte, R., B. Nolan en C.T. Whelan (2000), Targeting poverty; lessons from monitoring Ireland's anti-poverty strategy, *Journal of Social Policy*, vol. 29(4): 553-575.
- Leeuwen, J. van en J. Pannekoek, 2002, To work oneself out of poverty: The Dutch experience 1989-1996, *Review of Income and Wealth*, vol. 48(1): 127-140.
- Mack, J.H. en S. Lansley, 1985, *Poor Britain*, Allan & Unwin, London.
- Muffels, R.J.A., H.-J. Dirven en D.J.A.G. Fouarge, 1995, *Armoede, bestaansonzekerheid en relatieve deprivatie; rapport 1995 – de ontwikkeling in Nederland met bijzondere aandacht voor de situatie met bijzondere aandacht voor de situatie van ouderen en werkenden*, Tilburg University Press, Tilburg.
- Notten, G. en C. de Neubourg, 2011, Monitoring absolute and relative poverty; 'not enough' is not the same as 'much less', *Review of Income and Wealth*, vol. 57(2): 247-269.
- Noordhoff, F., 2008, *Persistent poverty in the Netherlands*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Oude Engberink, G., J.J. Koole, W. van der Aa, H. Berger, W. Gerritse en A. Botter, 1984, *Minima zonder marge; balans van de sociale minima in tien gemeenten*, GSD Rotterdam, Rotterdam.
- Praag, B.M.S. van, 1971, The individual welfare function in Belgium: an empirical investigation, *European Economic Review*, vol. 2: 337-369.

- Praag, B.M.S. van en A. Kapteyn, 1973, Further evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands, *European Economic Review*, vol. 4: 33-62.
- Praag, B.M.S. van en A. Ferrer-i-Carbonell, 2004, *Happiness quantified; a satisfaction calculus approach*, Oxford University Press, Oxford.
- Roest, A., A. Lokhorst en C. Vrooman, 2010, *Sociale uitsluiting bij kinderen: omvang en achtergronden*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Runciman, W.G., *Relative deprivation and social justice*, Routledge and Kagan Paul, London.
- SCP, 1980, *Armoede in Nederland*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.
- SCP/CBS, 2012, *Armoedesignalement 2012*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Seebohm Rowntree, B., 1901, *Poverty: a study of town life*, MacMillan and Co. Ltd., London.
- Sen, A., 1976, Poverty: An ordinal approach to measurement, in *Econometrica*, vol. 44(2): 219-231.
- Sen, A., 1985, A sociological approach to the measurement of poverty; a reply to professor Peter Townsend, *Oxford Economic Papers*, vol. 37(4): 669-675.
- Shorrocks, A.F., 1995, Revisiting the Sen poverty index, in *Econometrica*, vol. 63(5): 1225-1230.
- Siermann, C.L.J., P.J.J. van Teeffelen en L.J.M. Urlings, 2004, *Equivalentiefactoren 1995-2000*, Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg.
- Soede, A., 2006, *Naar een nieuwe armoedegrens? Basisbestedingen als maatstaf voor een tekortschietend inkomen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A., 2011, *Armoedegrens op basis van de budgetbenadering – revisie 2010*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A., 2012, *Tevreden met pensioen? Veranderende inkomens en bestedingen bij ouderen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A. en C. Vrooman, 2008, *Beyond the breadline: a poverty threshold based on a generalised budget approach*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Stinson, L.L., 1997, The subjective assessment of income and expenses: cognitive test results, Bureau of Labor Statistics, Washington.
- Stinson, L.L., 1998, Subjective assessments of economic well-being: wave II - cognitive interviews, Bureau of Labor Statistics, Washington.
- Strengmann-Kuhn, W., 2004, Poverty measurement with the European Community Household Panel, Goethe Universität, Frankfurt am Main.
- Thijssen, J. en J.M. Wildeboer Schut, 2005, Armoede in hoofdlijnen, in C. Vrooman, A. Soede, H.-J. Dirven en R. Trimp, *Armoedemonitor 2005*: 16-52, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom; a survey of household standards and standards of living*, Penguin, Harmondsworth.
- Townsend, P., 1985, A sociological approach to the measurement of poverty; a rejoinder to professor Amartya Sen, in *Oxford Economic Papers*, vol. 37(4): 659-668.
- TK, 1962/1963, Wetsontwerp nieuwe regelen betreffende de verlening van bijstand door de overheid (Algemene Bijstandswet, 6796), Handelingen Tweede Kamer 1962/1963, 2 april 1963: 3930.
- Vrooman, J.C., 2009, *Rules of Relief; Institutions of social security, and their impact*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Vrooman, C., 2010, Een succesvolle gedaantewisseling? De hervorming van de sociale zekerheid, 1985-2010, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, vol. 26(4): 358-377.

- Vrooman, J.C., en J.W. Altena (red.), 1997, *Armoedemonitor 1997*, Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, Rijswijk/Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, H.-J. Dirven en J.W. Altena (red.), 1998, *Armoedemonitor 1998*, Sociaal en Cultureel Planbureau/Elsevier bedrijfsinformatie, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, J.G.J. Thijssen en H.-J. Dirven (red.), 1999, *Armoedemonitor 1999*, Sociaal en Cultureel Planbureau/Elsevier bedrijfsinformatie, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, J.G.J. Thijssen en H.-J. Dirven (red.), 2000, *Armoedemonitor 2000*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, L. Trimp en H.-J. Dirven (red.), 2001, *Armoedemonitor 2001*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., H.-J. Dirven, S. Hoff en G. Linden (red.), 2003, *Armoedemonitor 2003*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., H.-J. Dirven, A. Soede en R. Trimp (red.), 2005, *Armoedemonitor 2005*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., S. Hoff, F. Otten en W. Bos (red.), 2007, *Armoedemonitor 2007*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, J.C. en E. Snel, 1999, Op zoek naar de 'echte armen', in G. Engbersen, J.C. Vrooman en E. Snel (red.), *Armoede en verzorgingsstaat; vierde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*: 15-47, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Vrooman, C. en S. Hoff (red.), 2004, *The Poor Side of the Netherlands; Results from the Dutch 'Poverty Monitor', 1997-2003*, Social and Cultural Planning Office/Statistics Netherlands, The Hague.
- Vrooman, J.C. en S.J.M. Hoff, 2012, The disadvantaged among the Dutch; a survey approach to the multidimensional measurement of social exclusion, *Social Indicators Research* (DOI: 10.1007/s11205-012-0138-1).
- Walker, R., 1987, Consensual approaches to the definition of poverty: towards an alternative methodology, *Journal of Social Policy*, vol. 16(2): 213-226.
- Wiebrens, C.J., 1981, *Inkomen en rondkomen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.