

Determinanten van armoede: macro-economische omstandigheden, huishoudenskenmerken, gemeente en de buurt

Maurice Gesthuizen¹

Summary

Determinants of poverty: macro-economic circumstances, household characteristics, municipality and the neighborhood

This study applies a multilevel design to study determinants of poverty in the Netherlands. Years of measurement, households, neighborhoods, and municipalities are treated as separate levels to answer the general questions of (1) the relative importance of these levels in predicting the likelihood that a household is poor, (2) which variables measured at the different levels explain differences in poverty risks between households, and (3) to what extent differences between neighborhoods and between municipalities arise from compositional or contextual factors. The random coefficient models, estimated using the Dutch Social and Economic Panel Survey 1984-2002 of Statistics Netherlands, show that the household level is most influential, but that the neighborhood and municipality do independently contribute to the explanation of poverty. Households with a head of 25 to 34 years, who is lower educated, who has a low status job, or who does not work, run a relatively high risk to be poor. So do couples with young children, single households, and single parent families. For a large part, differences in the risk of poverty between neighborhoods and municipalities are based on compositional differences with regard to these household specific factors. 'Pure' neighborhood effects nevertheless show up: the lower the socio-economic status of a neighborhood, and the higher the percentage of non-employed, the higher becomes the risk of neighborhood residents to be poor. The results also show that when the general unemployment rate is high, the likelihood of poverty is high as well.

1. Inleiding

Binnen onderzoek naar oorzaken van armoede bestaat er een scheiding tussen studies die zich op het individu of huishouden richten (microstudies), studies die vooral de invloed van omgevingsfactoren centraal stellen (macrostudies) en studies die verschillen in armoede door de tijd onderzoeken (trendstudies).

Eerstgenoemde groep neemt het huishouden als analyse-eenheid en verklaart onderlinge

verschillen in de kans op armoede door bijvoorbeeld arbeidsmarktpositie, etnische achtergrond of huishoudensamenstelling te onderscheiden (zie bijvoorbeeld Uunk, 2001; Dagevos, 2003). De tweede groep richt zich op de ruimtelijke spreiding van armoede. Men analyseert dan landen, gemeenten of postcodegebieden en tracht verschillen te verklaren door onderling hun samenstelling te vergelijken. Hoe sterker bijvoorbeeld de concentratie van risicogroepen – laag-opgeleiden, uitkeringsgerechtigden, allochtonen – hoe hoger het percentage armen in een gebied (Knol & Ament, 2003). Ook houdt dit type onderzoek zich bezig met verhoogde armoedekansen als gevolg van de omgang tussen bewoners. Hieromtrent worden in de literatuur grofweg twee causale mechanismen onderscheiden: een instrumentele en een socialiserende (zie Small & Newman, 2001 voor een uitgebreide samenvatting van de Engelstalige literatuur en Völker, 2005 voor recent Nederlands onderzoek naar de theoretische achtergrond en empirische uitwerking van buurteffecten). Volgens het instrumentele mechanisme bepaalt deze omgang in welke mate men mogelijkheden kan creëren om hogerop te komen. Zo is het voor bewoners van arme gebieden waar veel mensen werkloos zijn, moeilijk om sociale netwerken op te bouwen waarin leden nog wel dicht bij de arbeidsmarkt staan en informatie kunnen verschaffen over vacatures. Ook een gebrek aan voorzieningen, zoals goede scholen en kinderopvangcentra, behoort tot de instrumentele verklaring van armoede. Volgens het socialisatiemechanisme bepaalt de omgang met buurtbewoners hoe men denkt en zich gedraagt. Imitatie van armoedebestendigend gedrag, gebrek aan positieve rolmodellen en waarden en normen die tegengesteld zijn aan algemeen gedragen ideeën, vormen belangrijke componenten van deze socialisatieverklaring van armoede.

Het type onderzoek, tot slot, dat veranderingen door de tijd beschouwt, neemt meestal jaren als analyse-eenheid en gebruikt veranderingen in bevolkingssamenstelling en maatschappelijke omstandigheden (bijvoorbeeld conjunctuur, beleid) als mogelijke verklaringen (Snel, Engbersen & Vrooman, 2000; Moller e.a., 2003).

Op het gebied van determinanten van armoede weet men, getuige het beschreven onderzoek, reeds het nodige. Wat echter nog grotendeels ontbreekt, is een geïntegreerde onderzoeksopzet waarbinnen de diverse niveaus apart kunnen worden gespecificeerd. Multiniveau-analyse (zie Byrk & Raudenbush, 1992; Snijders & Bosker, 1999) biedt deze mogelijkheid. We hebben hiervoor gebruikgemaakt van het Sociaal en Economisch Panelonderzoek (SEP) van 1984 tot en met 2002 van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) om de oorzaken van armoede in Nederland vanuit meerdere niveaus te onderzoeken. Vragen die aan de orde kwamen waren: in welke mate maakt het voor de kans dat je arm bent uit in welk huishouden, welke buurt of welke gemeente je woont? En in hoeverre wordt de kans op armoede beïnvloed door de variabelen die direct betrekking hebben op deze niveaus, zoals de arbeidssituatie van het huishouden, de gemiddelde sociaal-economische status van een buurt of gemeente, of het werkloosheidspercentage in een bepaald jaar? En in hoeverre komen verschillen tussen buurten en gemeenten tot stand door verschillen in bevolkingssamenstelling of omgang tussen mensen?

2. Individuele determinanten van armoede

Huishoudens verkeren doorgaans onder de armoedegrens omdat ze óf (te) weinig inkomsten genereren, óf (te) veel uitgaven hebben om boven deze grens uit te stijgen. Een huishouden kan moeite ondervinden om inkomsten te genereren omdat het over onvoldoende menselijk kapitaal beschikt. Hoe meer menselijk kapitaal er voorhanden is in een huishouden, hoe meer verdien capaciteit er is (Becker, 1964; Mincer, 1974). Daarnaast kunnen huishoudens andersoortige restricties ondervinden om voldoende inkomsten te genereren. Dit is bijvoorbeeld het geval wanneer een alleenstaande moeder niet (volledig) kan werken doordat zij de zorg heeft voor haar kinderen. Tot slot zijn de uitgaven van een gezin afhankelijk van de fase waarin het verkeert. Zijn er bijvoorbeeld jonge kinderen, dan wordt men met meer vaste uitgavenposten geconfronteerd (bijvoorbeeld kinderopvang of school- en boekengeld) dan in andere fasen. De bespreking van de individuele determinanten van armoede richt zich op deze invloed van hulpbronnen, restricties en levensfase.

Hoe meer een huishouden beschikt over menselijk kapitaal, hoe meer mogelijkheden er zijn om inkomsten te genereren (Becker, 1964; Mincer, 1974). Allereerst is het hebben van een baan van belang. In de meeste gevallen levert werk meer inkomen op dan uitkeringen (zie bijvoorbeeld Bos, Sierman & van Leeuwen, 2000). Huishoudens die voornamelijk leven op de inkomsten uit sociale uitkeringen of pensioen hebben beduidend minder te besteden. Of gepensioneerd onder de armoedegrens belanden, hangt voor een groot deel af van het arbeidsverleden. Is er aanvullend pensioen, dan neemt de kans daarop af. Het niveau van menselijk kapitaal werkt dus door na het werkzame leven. Onze verwachting was dat huishoudens waarvan de leden geen betaalde arbeid verrichten, een groter armoederisico lopen dan huishoudens waarbinnen leden dat wel doen.

Betaalde arbeid is echter nog geen garantie voor het ontlopen van armoede. Er is veel variatie in de complexiteit van de inhoud van banen en hoe complexer deze inhoud, hoe beter de baan betaalt. De salarissen van banen met een elementair of laag beroepsniveau liggen vaak niet veel hoger dan het minimumloon. Het gaat niet om een klein deel van de beroepenstructuur: in 2003 is nog steeds 30 procent van de vacatures van lager of elementair niveau (Dagevos & Gesthuizen, 2005). Ook onder huishoudens die beschikken over inkomen uit betaalde arbeid, komt dus armoede voor (zie bijvoorbeeld De Beer, 1999; Gowricharn, 2000). We verwachtten dat hoe lager het niveau is van de baan van de leden van het huishouden, hoe groter de kans dat huishouden in armoede verkeert.

Opleidingsniveau verklaart in belangrijke mate iemands arbeidsmarktkansen. Personen met een laag opleidingsniveau zijn minder productief op de arbeidsmarkt dan hoogopgeleiden en zijn daarom ook minder aantrekkelijk voor werkgevers (Arrow, 1973; Shavit & Müller, 1998; Thurow, 1975). De armoedekans is voor huishoudens waarvan de leden een lage opleiding hebben, waarschijnlijk dan ook hoger dan voor huishoudens met hoogopgeleide leden. Eerstgenoemde huishoudens hebben een grotere kans op werkloosheid, en op banen met een laag beroepsniveau. Opleiding is echter meer dan een sleutel tot professioneel succes: zij effent de weg naar een sociaal netwerk waarbinnen veel mogelijkheden kunnen worden gecreëerd om

hogerop te komen en waarbinnen economische tegenslagen makkelijker kunnen worden opgevangen, dan in sociale netwerken waarbinnen de leden zelf ook maar weinig mogelijkheden op de arbeidsmarkt hebben (Gesthuizen, 2004). Hoogopgeleiden verkeren naar verwachting dan ook minder vaak in armoede dan laagopgeleiden (Linden & Jol, 2001), ook wanneer rekening wordt gehouden met verschillen in arbeidsmarktsucces tussen laag- en hoogopgeleiden.

De laatste indicator van de mate van menselijk kapitaal binnen een huishouden is de leeftijd van het hoofd van het huishouden. Leeftijd is een goede indicator voor werkervaring, en hoe meer werkervaring iemand heeft, hoe meer dit door werkgevers wordt beloond met een hoger salaris (Mincer, 1974). Jongeren beschikken over minder werkervaring dan ouderen. Ze hebben vaak de overstap naar het werkzame leven nog niet gemaakt, zijn vaker dan gemiddeld werkloos (Dagevos & Gesthuizen, 2005) en als ze al wel werken, dan bevinden ze zich nog in de beginfase van hun professionele carrière. Inkomsten uit arbeid zijn dan vaak nog relatief laag. De financiële zekerheid neemt toe nadat de positie op de arbeidsmarkt veilig is gesteld en specifieke beroepsvaardigheden die men opdoet, leiden vaak pas later in de carrière tot de mogelijkheid een stap vooruit te doen. Onder de werkzame bevolking (tot 65 jaar) lopen jongeren naar verwachting dus een hoger risico op armoede dan ouderen.

Wanneer het moment komt dat men de arbeidsmarkt moet verlaten vanwege het bereiken van de pensioensgerechtigde leeftijd, gaat dit vaak gepaard met een substantieel verlies aan inkomen (Soede, 2006). Dit verlies aan inkomen overkomt iedereen en is op zich daarom niet afhankelijk van het niveau van menselijk kapitaal, maar berust op een levensfase-effect. Wel geldt dat ouderen met een gunstiger arbeidsverleden (met meer menselijk kapitaal) met betere inkomensregelingen de arbeidsmarkt verlaten dan wanneer het huishouden door ontbrekende pensioenopbouw volledig afhankelijk is van AOW. Verwacht wordt al met al dat, onafhankelijk van het niveau van menselijk kapitaal, de kans op armoede rond de pensioensgerechtigde leeftijd weer toeneemt (Uunk, 2001).

Huishoudens met een vrouwelijke hoofdkostwinner ondervinden vaak restricties om voldoende inkomsten te genereren en ondervinden daarmee een verhoogd risico op armoede. In dit kader wordt gesproken van de feminisering van armoede (Engbersen, Vrooman & Snel, 2000). Vrouwen verrichten minder vaak betaalde arbeid en werken minder uren dan mannen (Portegijs, Boelens & Olsthoorn, 2004), zodat deze huishoudens meer verstoken blijven van inkomsten uit arbeid. Daar komt bij dat vrouwen, ook wanneer rekening is gehouden met opleidingsniveau en beroepspositie (dus onafhankelijk van het niveau van menselijk kapitaal), minder uurloon ontvangen dan mannen (Keuzenkamp & Oudhof, 2000; Kraaykamp & Kalmijn, 1997). Eerder onderzoek heeft overigens aangetoond dat de feminisering van armoede vooral in de jaren tachtig plaatshad, doordat in die tijd het aandeel oudere alleenstaande vrouwen toenam (Hoff & Hooghiemstra, 1999). Vanaf de jaren negentig bleek deze ontwikkeling gelijk te blijven. Tot slot staan vrouwen vaker dan mannen aan het hoofd van een eenoudergezin en bekend is dat binnen deze gezinnen de kans op armoede groot is, doordat (vol-tijds) werken vaak geen optie is. Samenvattend ondervinden vrouwen dus meer restricties dan mannen om succesvol te zijn op de arbeidsmarkt. Vooralsnog verwachten we dat de kans op armoede groter is voor huishoudens met een vrouwelijke kostwinner.

Tot slot is de samenstelling van het huishouden van belang, omdat sommige typen huishoudens meer restricties ervaren om inkomsten te genereren en omdat weer andere typen huishoudens met relatief veel uitgaven te maken hebben. Binnen eenpersoonshuishoudens worden dagelijkse vaste kosten gedragen door één inkomen. Voor eenoudergezinnen komt hier nog bij dat de kinderen financieel moeten worden ondersteund en deelname aan de arbeidsmarkt vaak lastig is vanwege de zorgtaken en inkomstenderving (Uunk, 2001). Het armoederisico verschilt mogelijk tussen eenoudergezinnen met jongere en met oudere kinderen. Enerzijds leggen oudere, veelal schoolgaande kinderen meer beslag op het besteedbaar inkomen dan jongere kinderen. Anderzijds kunnen volwassenen binnen eenoudergezinnen met oudere kinderen gemakkelijker deelnemen aan de arbeidsmarkt dan volwassenen met jongere kinderen. Deze invloed van kinderen op de armoedekans beperkt zich overigens niet alleen tot eenoudergezinnen. Ook in huishoudens met twee ouders mag worden verwacht dat de druk die kinderen leggen op het besteedbaar inkomen de kans op armoede vergroot. In deze optiek lopen paren zonder kinderen de minste kans op armoede, zeker wanneer beide personen werken. Bij de komst van kinderen wordt vaak werktijd ingeleverd en komen er extra kosten, voor bijvoorbeeld kinderopvang of schoolgeld, bij. Kortom: we verwachtten dat paren zonder kinderen minder kans lopen op armoede dan paren met kinderen, en deze weer minder dan eenoudergezinnen en eenpersoonshuishoudens (Uunk, 2001). Voorts neemt het armoederisico voor ouders toe wanneer er thuiswonende kinderen zijn.

3. De invloed van maatschappelijke omstandigheden

Het vijfde *Jaarrapport armoede en sociale uitsluiting* behelst een uitgebreide uiteenzetting over de invloed van veranderingen in de economische, maatschappelijke en politieke context op de armoedekans (Engbersen, Vrooman & Snel, 2000). Ook economische ontwikkelingen beïnvloeden de kans dat een huishouden onder de armoedegrens terechtkomt. (Engbersen, Vrooman & Snel, 2000). Allereerst worden huishoudens ten tijde van laagconjunctuur vaker getroffen door werkloosheid dan ten tijde van hoogconjunctuur. Hierdoor neemt het algemene risico op armoede toe (Moller e.a., 2003). Deze invloed van macro-economische omstandigheden valt echter weg (of zou moeten wegvallen) wanneer in de analyses rekening wordt gehouden met de arbeidssituatie van het huishouden. Er zijn echter nog andere effecten van de conjunctuur, die ook hun weerslag hebben op de huishoudens waarbinnen men wel werkzaam blijft. Ten tijde van laagconjunctuur worden huishoudens namelijk vaak geconfronteerd met koopkrachtverlies. Werkgevers bevriezen de lonen en de overheid bezuinigt. Hierdoor komen huishoudens die wat inkomen betreft vlak boven de armoedegrens verkeren tijdens laagconjunctuur gemakkelijk onder de armoedegrens terecht. Onze verwachting was dat ten tijde van hoge werkloosheid en een laag openstaand vacaturepercentage, de kans op armoede groter is dan wanneer er sprake is van een geringe werkloosheid en veel vacatures.

Er zijn nog andere omstandigheden, die in dit artikel helaas niet kunnen worden onderzocht.² In maatschappelijk perspectief wordt vooral het belang van de toenemende individuali-

sering en vergrijzing genoemd. Individualisering heeft geleid tot een toenemend aantal eenpersoonshuishoudens en eenoudergezinnen (mede door scheiding). Voor beide huishoudensvormen geldt een verhoogd armoederisico. Doordat ouderen een grotere kans op armoede hebben dan jongeren, zoals zeker in de jaren tachtig en negentig het geval was, draagt ook de vergrijzing bij aan een algemeen toenemende armoedekans. Het toenemende aandeel ouderen in de bevolking zorgt daarnaast, samen met een langere levensverwachting voor vrouwen, voor een toename van het aandeel alleenstaande oudere vrouwen (Hoff & Hooghiemstra, 1999). Hier komen dus twee risicoverhogende factoren samen. Al met al hebben deze demografische ontwikkelingen tot een toename van armoede geleid (Engbersen, Vrooman & Snel, 2000).

Ook het politieke nationale beleid hangt, bedoeld of onbedoeld, samen met de kans dat huishoudens een inkomen onder de armoedegrens hebben of juist perioden van armoede afsluiten (Moller e.a., 2003). Er bestaan drie typen ingrepen: veranderingen in inkomensnivellering, in de sociale zekerheid en het armoedebeleid zelf. Wanneer door overheidsbeleid de inkomensongelijkheid toeneemt, mag worden verwacht dat vooral de huishoudens in de lagere klassen hun kans op armoede zien toenemen. Verlaging van uitkeringen en selectievere sociale-zekerheidsvoorzieningen hebben vooral invloed op groepen die buiten de arbeidsmarkt vallen.

4. Verschillen tussen buurten en gemeenten: samenstelling of sociale omgang?

Verschillen in samenstelling tussen de bevolking van buurten en gemeenten bepalen voor een belangrijk deel verschillen in het percentage armen tussen die buurten en gemeenten. In arme gebieden wonen simpelweg relatief veel mensen die door hun persoonlijke kenmerken een verhoogd armoederisico lopen. De verwachting was dan ook dat de verschillen in de kans op armoede tussen buurten en gemeenten afnemen wanneer rekening wordt gehouden met verschillen tussen deze gebieden in samenstelling naar leeftijd, geslacht, huishoudensamenstelling, belangrijkste bezigheid en opleidingsniveau.

Nadat deze verschillen in samenstelling zijn vastgesteld, kan worden nagegaan in hoeverre daadwerkelijke contexteffecten van gemeenten en buurten bijdragen aan de verklaring van verschillen in armoede tussen deze gemeenten en buurten. De instrumentele verklaring luidt dat in gebieden waar veel mensen wonen die in slechte sociaal-economische posities verkeren, ook minder hulpbronnen in sociale netwerken aanwezig zijn die kunnen helpen uit ongunstige financiële situaties te blijven (Sampson, Raudenbush & Earls, 1997; Tigges, Browne & Green, 1998; Völker, 2005; Wilson, 1987). Dit is bijvoorbeeld het geval in buurten waar leden van het sociale netwerk een gemiddeld laag beroeps- of opleidingsniveau hebben (Gesthuizen, De Graaf & Kraaykamp, 2005). In zulke gebieden beschikt men over minder informatie over toegangswegen tot de arbeidsmarkt en is het moeilijker financiële hulp te ontvangen of te bieden. Instrumentele hulp hoeft overigens niet per se betrekking te hebben op (het vinden van) werk of financiële ondersteuning. Ook kan worden gedacht aan hulp bij het invullen van belastingpapieren of bij het aanvragen van inkomensondersteunende regelingen als huursubsidie.

Kortom, integratie in sociale netwerken, zo stelt Völker (2005), is een voorwaarde voor het ontvangen van instrumentele hulp vanuit de omgeving, en de kwaliteit van de ontvangen hulp neemt toe naarmate binnen het netwerk meer en betere hulpbronnen voorhanden zijn. In buurten met een gemiddeld lage sociaal-economisch status beschikken de netwerken over gemiddeld minder hulpbronnen dan in buurten met een hogere sociaal-economische signatuur.

Niet alleen verschillen in mogelijkheden om elkaar te helpen dragen bij aan de verklaring van verschillen in armoede tussen buurten en gemeenten. Ook beïnvloeden kenmerken van de woonomgeving de wijze waarop men denkt en hoe men zich gedraagt. Imitatie van armoedebestendigend gedrag in de buurt zorgt voor een verhoogde armoedekans voor jongeren, en een gebrek aan positieve rolmodellen maakt het voor jongeren in deze gebieden lastiger om zich een succesvolle toekomst voor te stellen (Jencks & Mayer, 1990; Wilson, 1987). Dit kan in het ergste geval leiden tot waarden en normen die tegengesteld zijn aan algemeen heersende ideeën in de rest van de samenleving (Jencks & Mayer, 1990; Massey & Denton, 1993). Binnen deze zogenaamde *cultures of poverty* keurt men bijvoorbeeld inactiviteit en uitkeringsafhankelijkheid relatief makkelijk goed (zie bijvoorbeeld Lewis, 1963; MacLeod, 1987; Tazelaar & Sprengers, 1984).

Het was in dit onderzoek moeilijk om buurt- en gemeentekkenmerken te vinden die indicatief zijn voor ofwel het instrumentele, ofwel het socialiserende mechanisme. Niettemin was de verwachting dat in buurten en gemeenten met een lage sociaal-economische status, met een laag percentage hoogopgeleiden en een hoog percentage laagopgeleiden, het armoederisico hoger is dan in buurten en gemeenten met tegenovergestelde kenmerken. Ditzelfde geldt voor gebieden met veel WW- en WAO-ontvangers, niet-werkzame personen, eenpersoonshuishoudens en eenoudergezinnen.

5. Data, variabelen en modellen

De vragen worden beantwoord met behulp van het Sociaal en Economisch Panelonderzoek 1984-2002 (SEP) van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). Tot 1990 werd dit panel tweemaal per jaar gehouden, daarna jaarlijks. Per keer werden ongeveer vijfduizend huishoudens in het onderzoek betrokken, waarvan iedere 16-jarig of ouder lid van het huishouden werd geïnterviewd. Het responspercentage in de eerste golf in 1984 bedroeg 50 procent. De paneluitval was laag: het hoogste percentage van 6,06 procent werd gemeten in 1999. Het panel bevatte dus een grote kern van huishoudens die bereid waren voor langere duur deel te nemen aan het onderzoek. De paneluitval werd daarnaast jaarlijks gecorrigeerd door nieuwe huishoudens toe te voegen aan het panel.

In dit onderzoek hebben we gebruikgemaakt van de panelonderzoeken in de jaren 1984-2002 voor de analyses waarin macro-economische omstandigheden, huishoudens en gemeenten worden beschouwd als separate contexten (tabel 2). Alleen voor de jaren 1999-2002 waren postcodes beschikbaar. Daarom zijn voor deze periode aparte analyses uitgevoerd om ook het

buurtniveau te kunnen opnemen (tabel 3). De analyses bevatten alleen (eenpersoons)huishoudens waarvan het hoofd 25 jaar of ouder is. Deze basis werd gebruikt om huishoudenskenmerken te operationaliseren, en om buurt- en gemeentevariabelen te aggregieren. Door de leeftijdselectie en ontbrekende waarden op huishoudensvariabelen telde het uiteindelijke aantal hoofden van huishoudens 86.961 in de periode 1984-2002, en 16.552 in de periode 1999-2002.

In de opzet van het Sociaal en Economisch Panel werd bepaald wie het hoofd van het huishouden is. Wanneer er sprake was van een paarsituatie, werd altijd de man als hoofd aangemerkt, ook wanneer deze niet werkzaam was, of wanneer de vrouw wel werkte. In de analyses hebben we slechts de informatie gebruikt van de hoofden van de huishoudens. Concreet betekent dit dus dat in paarsituaties de gegevens van de man zijn gebruikt; in eenpersoonssituaties en eenoudergezinnen was dit afhankelijk van het geslacht van het hoofd van het huishouden. Dit is een vereenvoudigde weergave van de werkelijkheid, omdat ook partners immers kunnen bijdragen aan de inkomsten die door het huishouden worden gegenereerd. Tijdens een belangrijk deel van de onderzochte periode was het traditionele kostwinnerschap het gangbaarst, zeker als er kinderen in het huishouden waren. De grootste vertekening die optrad door de partnerinformatie niet mee te nemen, vond vermoedelijk plaats bij de kinderloze paren, die toch al het minste armoederisico wordt toegedicht. In een vervolgartikel wordt de invloed onderzocht van veranderingen in de demografische en arbeidsmarktsituatie van gezinnen op intrede en uitrede in armoede (De Graaf & Gesthuizen 2006). Hier wordt de informatie van zowel hoofden van huishoudens als van hun eventuele partners benut.

De leeftijdselectie is toegepast om studenten uit de analyse te weren. Dit kon helaas alleen op deze indirecte wijze, omdat in de variabele 'belangrijkste bezigheid' de studenten in dezelfde categorie zijn ondergebracht als bijvoorbeeld huisvrouwen en vrijwilligers. De reden van selectie ligt in het feit dat hoewel studenten in theorie vaak onder de armoedegrens vallen, ze door hun toekomstig diploma niettemin goede toekomstperspectieven hebben. Daarnaast worden veel studenten financieel en in hun dagelijks leven materieel ondersteund door hun ouders. Het opnemen van studenten zou het beeld van de 'echte' risicogroepen daarom vertroebelen.

De afhankelijke variabele is of een huishouden al dan niet een inkomen heeft onder de *lage-inkomengrens* in het jaar van meting (0=nee, 1=ja). De grens is gebaseerd op de bijstandsnorm voor een eenpersoonshuishouden in 1979, waarna deze per jaar is gecorrigeerd voor prijsinflatie. Hierdoor is de grens bruikbaar voor vergelijking in de tijd. Equivalentiefactoren zijn voorts gebruikt om de armoedegrens te laten variëren voor verschillen in huishoudengrootte en -samenstelling (zie Vrooman & Hoff, 2004 voor een uitgebreide beschrijving van de lage-inkomensgrens). Vanwege het dichotome karakter van de afhankelijke variabele zijn steeds logistische multiniveaumodellen geschat binnen het programma MLWIN. Vanwege het specifieke karakter van het onderzoek (panel) kwamen dezelfde huishoudens vaak in achtereenvolgende jaren voor in het onderzoek. Hierdoor zijn metingen niet meer onafhankelijk van elkaar. Door een geneste structuur van metingen te creëren binnen MLWIN – jaar van meting genest binnen huishoudens, huishoudens genest binnen postcodes en postcodegebieden genest binnen gemeenten – houdt men rekening met het feit dat metingen niet onafhankelijk van elkaar zijn, maar *clusteren* binnen hogere niveaus. Standaardfouten van varianties en predictoren worden zo gecorrigeerd en in de praktijk naar boven bijgesteld (Snijders & Bosker, 1999).

Diverse kenmerken van het hoofd van het huishouden zijn gebruikt om de onafhankelijke variabelen op het individuele niveau te construeren. Deze kenmerken zijn tevens gebruikt om tot geaggregeerde buurt- en gemeentekenmerken te komen. Voor het model 1984-2002 zijn steeds vier jaren tezamen genomen om te aggregeren (1984-1988, 1989-1993, 1994-1998, 1999-2002), zodat per eenheid op de hogere niveaus voldoende metingen voorhanden waren. Voor het model 1999-2002 zijn alle jaren gezamenlijk gebruikt. Alle buurt- en gemeentekenmerken zijn gestandaardiseerd en variëren tussen 0 en 1. De variabelen op het jaarniveau zijn samengesteld uit gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek. De operationalisering en alsmede de beschrijvende statistieken van alle gebruikte variabelen zijn te vinden in tabel 1.

In de analyse waar de maatschappelijke omstandigheden aan bod komen (*het model 1984-2002*) is het laagste niveau van meting de jaren waarin huishoudens zijn ondervraagd. Het tweede niveau betreft het huishouden zelf en het derde niveau de gemeente. Er zijn vier modellen geschat. Model 1 is een model zonder onafhankelijke variabelen (leeg model). Aan dit model kan worden afgelezen hoeveel variantie in armoede er is op de verschillende niveaus. In model 2 zijn maatschappelijke ontwikkelingen toegevoegd. Model 3 bevat daarnaast de huishoudenskenmerken. Dit model laat zien welke invloed de maatschappelijke context nog heeft nadat is gecontroleerd voor verschillen in huishoudenscompositie tussen jaren en gemeenten, en welke huishoudenskenmerken van invloed zijn op de armoedekans. Tot slot is een vierde model geschat met daarin eveneens de metingen op gemeenteniveau. De coëfficiënten geven, gecontroleerd voor verschillen in huishoudenscompositie, aan welke variabelen op gemeenteniveau een onafhankelijk effect hebben op de armoedekans.

In de modellen waarin ook het postcodegebied is meegenomen, is het laagste niveau weer de jaren waarin het huishouden is ondervraagd (*het model 1999-2002*), het tweede niveau het huishouden, het derde niveau de buurt en het vierde niveau de gemeente. Model 1 is weer het lege model en duidt het belang van de verschillende contexten. Model 2 bevat de huishoudenskenmerken en geeft daarmee het belang weer van deze kenmerken voor de kans op armoede. Model 3 bevat daarnaast de buurtkenmerken, en model 4 weer de kenmerken op gemeenteniveau. Uit deze modellen kan derhalve worden afgeleid welke 'pure' omgevingeffecten er zijn. Postcodegebieden zijn gebaseerd op de vier-cijferige postcode, en bevatten gemiddeld circa 1500 huishoudens per gebied. Het aantal waarnemingen binnen de niveaus zijn te vinden in tabellen 2 en 3.

Op de hogere niveaus (buurt en gemeente) zijn gevoeligheidsanalyses uitgevoerd. Zo zijn bijvoorbeeld alleen de gemeenten geselecteerd waar dertig of meer metingen plaatsvonden, en de postcodegebieden met vijf of meer metingen, zodat de gemiddelden die door aggregatie tot stand zijn gekomen, op een betere celvulling en meer afzonderlijke huishoudens berusten. De resultaten bleven nagenoeg identiek. De gepresenteerde resultaten berusten daarom op de volledige dataset. Overigens kan een celvulling van vijf per postcodegebied nog steeds als te weinig worden gezien, zeker wanneer de respondent zelf bijdroeg aan de geaggregeerde waarde. Daarom moeten de effecten met een zekere voorzichtigheid worden geïnterpreteerd. Daartegenover staat dat de analyse veel postcodegebieden bevat, waaronder een groot deel met een hoge celvulling. Omdat de gebieden die goed zijn gevuld binnen MLWIN ook zwaarder mee-

Tabel 1: Beschrijving van de huishoudenkenmerken, de maatschappelijke context, de buurtkenmerken en de gemeente

	Minimum	Maximum	Gemiddeld
Individuele/huishoudenkenmerken			
Arm	0	1	0,16
Leeftijd			
25-34 jaar	0	1	0,22
35-44 jaar	0	1	0,25
45-54 jaar	0	1	0,18
55-64 jaar	0	1	0,14
65-74 jaar	0	1	0,13
75-84 jaar	0	1	0,07
≥ 85 jaar	0	1	0,01
Geslacht	0	1	0,20
Hoogste voltooide opleiding			
Basisschool	0	1	0,18
Lager secundair onderwijs	0	1	0,19
Hoger secundair onderwijs	0	1	0,42
Hoger beroepsonderwijs	0	1	0,16
Universiteit	0	1	0,07
Samenstelling van het huishouden			
Eenpersoonshuishouden	0	1	0,23
Paar zonder kinderen	0	1	0,31
Paar met jongste kind 0-12 jaar	0	1	0,27
Paar met jongste kind 13-17 jaar	0	1	0,07
Paar met jongste kind ≥18 jaar	0	1	0,07
Eenoudergezin jongste kind 0-12 jaar	0	1	0,02
Eenoudergezin jongste kind 13-17 jaar	0	1	0,01
Eenoudergezin jongste kind ≥18 jaar	0	1	0,02
Belangrijkste bezigheid			
Werkt niet: gepensioneerd	0	1	0,12
Werkt niet: WW of WAO	0	1	0,07
Werkt niet: student, huishouden, of anders	0	1	0,17
Werkt: status 10-30	0	1	0,06
Werkt: status 30-60	0	1	0,37
Werkt: status 60+	0	1	0,15
Werkt: status onbekend	0	1	0,05
Maatschappelijke omstandigheden			
Werkloosheidspercentage	2,52	13,08	6,23
Vacaturepercentage	0,65	2,65	1,49
Buurtkenmerken			
Sociaal-economische status	0	1	0,48
Proportie laagopgeleiden	0	1	0,23
Proportie hoogopgeleiden	0	1	0,28
Proportie in WW of WAO	0	1	0,04
Proportie niet-werkzamen (student, huisman/-vrouw)	0	1	0,22
Proportie eenpersoonshuishoudens	0	1	0,24
Proportie eenoudergezinnen	0	1	0,05
Gemeentekenmerken			
Sociaal-economische status	0	1	0,46
Proportie laagopgeleiden	0	1	0,34

Tabel 1: Vervolg

	Minimum	Maximum	Gemiddeld
Proportie hoogopgeleiden	0	1	0,21
Proportie in WW of WAO	0	1	0,07
Proportie niet-werkzamen (student, huisman/-vrouw)	0	1	0,16
Proportie eenpersoonshuishoudens	0	1	0,23
Proportie eenoudergezinnen	0	1	0,05

BRON: Sociaal en Economisch Panelonderzoek, 1984-2002

wogen in de schatting van de parameters, wordt verondersteld dat de schattingen van de contexteffecten redelijk betrouwbaar zijn.

Om er voorts zeker van te zijn dat multicollineariteit geen rol speelt in de modellen met geaggregeerde contextkenmerken, zijn een aantal voorzorgsmaatregelen genomen. In ieder model waarin buurt- en gemeentekenmerken voorkomen, zijn in de eerste plaats de geaggregeerde variabelen één voor één toegevoegd. Daarna zijn de significante effecten gezamenlijk geanalyseerd, waarna tot slot de volledige modellen zijn geschat om te zien of de coëfficiënten erg veranderden. De modellen bleken niet te lijden onder multicollineariteit. De hoogste correlatie tussen twee geaggregeerde variabelen bleek $-0,63$ (de gemiddelde sociaal-economische status van een gemeente gecorreleerd met het percentage laag opgeleide hoofden van huishoudens), maar niettemin worden vanuit het oogpunt van spaarzaamheid alleen de resultaten van de minder uitgebreide modellen met alleen de significante effecten gepresenteerd.

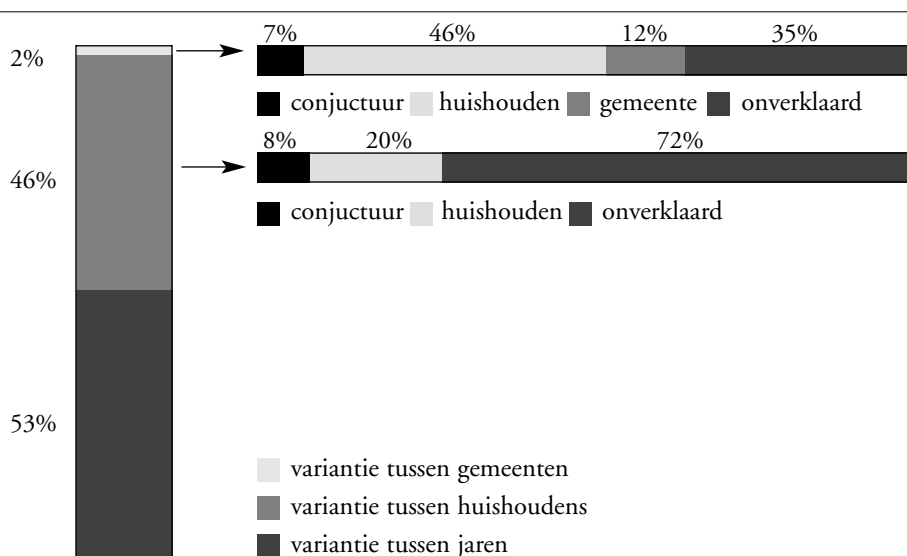
Tot slot, de meting van armoede in twee categorieën (huishouden is niet arm = 0, huishouden is wel arm = 1) bracht een vervelende complicatie met zich mee. Door deze dichotome (0/1) meetwijze van de afhankelijke variabele kon de variantie op het laagste niveau – in beide gevallen het jaar van meting – niet worden berekend, maar moest deze worden vastgezet op 3,29 (Snijders & Bosker, 1999). Vervolgens is deze component gebruikt als ijkpunt voor de overige variantiecomponenten in het model. Over het belang van dit niveau kunnen nog wel uitspraken worden gedaan, maar er kan niet worden nagegaan in hoeverre de toevoeging van variabelen op dit jaarniveau tot een vermindering van variantie leidt. Wel kan nog steeds worden nagegaan in welke mate metingen op dit niveau (werkloosheidspercentage, vacaturegraad) bijdragen aan de kans op armoede.

6. Resultaten

Resultaten van het model 1984-2002

Dat huishoudens verschillen in de kans op armoede, is, volgens dit model, eerder toe te schrijven aan verschillen tussen huishoudens dan aan verschillen tussen de gemeenten waarin deze huishoudens wonen. 46 procent van de totale variantie komt op het conto van huishoudens, 2

Figuur 1: Het percentage variantie dat is toe te schrijven aan het huishoudenniveau en het gemeenteniveau, en daarbinnen het percentage variantie dat wordt verklaard door de conjunctuur, kenmerken van het huishouden en kenmerken van de gemeente



BRON: Sociaal en Economisch Panelonderzoek, 1984-2002

procent komt op het conto van gemeenten. De overige variantie (afgerond 53 procent) ontstaat doordat de kans op armoede verschilt tussen jaren. (zie figuur 1 voor de grafische weergave en tabel 2 voor de exacte hoogte van de betreffende variantiecomponenten).

Iets minder dan een tiende deel van de verschillen tussen huishoudens in de kans op armoede valt volgens het model weg wanneer rekening wordt gehouden met de economische situatie in de jaren 1984 tot en met 2002 – tabel 2, model 2: $(2,86 - 2,64) / 2,86$. Op gemeenteniveau gaat het om 7 procent. Toevoeging van huishoudenvariabelen (model 3) leidt tot scherpere reducties. Nu blijkt in totaal 28 procent van het verschil tussen huishoudens in de kans op armoede verklaard, en 53 procent van de verschillen tussen gemeenten. Deze laatste bevinding duidt erop dat een groot deel van de verschillen tussen gemeenten in de kans op armoede totstandkomt, doordat deze gemeenten verschillen in de samenstelling van hun bevolking qua leeftijd, geslacht, opleiding, gezinssamenstelling en belangrijkste bezigheid. Na toevoeging van gemeentekennmerken (model 4) wordt volgens het model nog eens een additionele 12 procent van de verschillen in het armoedepercentage tussen gemeenten verklaard. Het relatieve belang van de niveaus en de verklaring van de variantie binnen deze niveaus is grafisch weergegeven in figuur 1.

De afzonderlijke effecten van de variabelen op de diverse meetniveaus (tabel 2) laten zien

Tabel 2: *Kans op armoede: de invloed van maatschappelijke context, huishouden en gemeente, personen van 25 jaar en ouder, 1984-2002 (multiniveau-analyse, ongestandaardiseerde effecten)*

	model 1	model 2	model 3	model 4
Constante	-1,62**	-3,10**	-2,42**	-2,47**
Maatschappelijke omstandigheden				
Werkloosheidspercentage		0,19**	0,09**	0,08**
Vacaturepercentage		0,15**	-0,03	-0,04
Individuele/huishoudenkenmerken				
Leeftijd (ref: 25-34 jaar)				
35-44 jaar			-0,54**	-0,53**
45-54 jaar			-0,57**	-0,56**
55-64 jaar			-0,53**	-0,52**
65-74 jaar			-0,63**	-0,62**
75-84 jaar			-0,64**	-0,63**
≥ 85 jaar			-0,64**	-0,63**
Vrouw			0,01	0,07
Hoogste voltooide opleiding (ref: basisschool)				
Lager secundair onderwijs			-0,40**	-0,40**
Hoger secundair onderwijs			-0,78**	-0,75**
Hoger beroepsonderwijs			-1,38**	-1,33**
Universiteit			-1,29**	-1,24**
Samenstelling van het huishouden				
(ref: paar zonder kinderen)				
Eenpersoonshuishouden			0,57**	0,58**
Paar met jongste kind 0-12 jaar			0,76**	0,76**
Paar met jongste kind 13-17 jaar			0,29**	0,29**
Paar met jongste kind ≥ 18 jaar			-0,11	-0,11
Eenoudergezin jongste kind 0-12 jaar			1,08**	1,08**
Eenoudergezin jongste kind 13-17 jaar			0,66**	0,67**
Eenoudergezin jongste kind ≥ 18 jaar			-0,06	-0,05
Belangrijkste bezigheid (ref: werkt, status 60+)				
Werkt niet: gepensioneerd			1,82**	1,71**
Werkt niet: WW of WAO			1,73**	1,68**
Werkt niet: student, huishouden, of anders			1,70**	1,69**
Werkt: status 10-30			1,00**	0,98**
Werkt: status 30-60			0,35**	0,34**
Werkt: status onbekend			0,20**	0,19**
Gemeentekkenmerken				
Sociaal-economische status (gemiddelde ISEI)				-0,45**
Proportie laagopgeleiden				0,37**
Proportie hoogopgeleiden				b
Proportie in WW of WAO				b
Proportie niet-werkzamen (student, huisman/-vrouw)				b
Proportie eenpersoonshuishoudens				b
Proportie eenoudergezinnen				b

Tabel 2: Vervolg

	model 1	model 2	model 3	model 4
Variantie op jaarniveau ^a	3,29	3,29	3,29	3,29
Variantie op huishoudenniveau (% verandering t.o.v model 1) (28)	2,86**	2,64** (8)	2,11** (28)	2,13**
Variantie op gemeenteniveau (% verandering t.o.v model 1) (65)	0,10**	0,09** (7)	0,05** (53)	0,04**
Aantal jaren	19	19	19	19
Aantal huishoudens	11.752	11.752	11.752	11.752
Aantal gemeenten	606	606	606	606
Aantal waarnemingen totaal	86.961	86.961	86.961	86.961

^a Omdat de afhankelijke variabele dichotoom van aard is, kan het model alleen worden geschat wanneer deze variantiecomponent op 3,29 wordt gesteld.

^b Vanwege insignificantie uit het model verwijderd.

** Het effect is minimaal twee keer zo groot als de standaardfout.

BRON: Sociaal en Economisch Panelonderzoek, 1984-2002

dat laagconjunctuur de kans op armoede van huishoudens vergroot. Hoe hoger het percentage werklozen, des te groter de kans op armoede. Voor de vacaturegraad (het aantal vacatures per duizend banen) laat model 2 een onverwacht effect zien, maar omdat dit effect na controle voor huishoudenkenmerken niet meer significant blijkt (model 3), blijft het verder onbesproken.

Veel huishoudenkenmerken laten de verwachte resultaten zien. De kans op armoede is het grootst voor de jongste leeftijdscategorie (25-34; de referentiegroep). De kans op armoede is voor 35 tot en met 64 jarigen beduidend kleiner en neemt voor de oudste leeftijdsgroepen (65 jaar en ouder) zelfs nog wat verder af. Deze leeftijdseffecten zijn tot stand gekomen door rekening te houden met een aantal andere huishoudenkenmerken. Wanneer dit niet wordt gedaan, blijken jongeren en 65-jarigen en ouder de grootste kans op armoede te ondervinden. Belangrijke redenen waarom ouderen een grotere kans hebben op armoede zijn ten eerste omdat ze gemiddeld laagopgeleid zijn, ten tweede omdat ze vaker alleenstaand zijn en ten derde omdat hun pensioen minder inkomen genereert dan een baan (dit kwam naar voren uit niet gepresenteerde analyses). Uit tabel 2 blijkt niet dat huishoudens met een vrouwelijke kostwinner een grotere kans op armoede hebben. Vrouwen staan overigens wel vaker aan het hoofd van een eenoudergezin dan mannen en zoals al eerder werd aangetoond, speelt deze factor een belangrijke rol in de bepaling van armoede. Wanneer huishoudensamenstelling uit het model wordt verwijderd, dan is er wel een significant effect van sekse. Ook blijkt dat, zoals bekend, de kans op armoede klein is voor huishoudens waarvan de leden een hoog opleidingsniveau hebben. Daarnaast blijkt de samenstelling van het huishouden van wezenlijk belang: paren zonder kinderen ondervinden de laagste kans op armoede, eenoudergezinnen met jonge kinderen de hoogste. Blijkbaar nemen de mogelijkheden van alleenstaande ouders om inkomsten te genereren toe naarmate de kinderen ouder zijn. Ouders kunnen dan makkelijker deelnemen aan de

arbeidsmarkt, en kinderen kunnen bijdragen aan de huishoudelijke financiën. Ook eenpersoonshuishoudens en paren met kinderen lopen, zoals bekend, een grotere kans op armoede. Al met al blijkt dat sommige huishoudens dus meer moeite ondervinden om boven de armoedegrens uit te komen dan andere. Als we volledig zouden hebben gecontroleerd voor de verdien capaciteit van huishoudens, zouden deze verschillen niet naar voren zijn gekomen. Maar omdat geen rekening is gehouden met parttime werk, en ook iemands beroepsstatus geen sluitende indicator is voor de positie die wordt bezet in de beroepenstructuur, zien we dat armoederisico's tussen verschillende huishoudentypen verschillen.³ Tot slot blijkt met betrekking tot de belangrijkste bezigheid dat de armoederisico's hoger liggen voor de niet-werkende categorieën dan voor de werkzame bevolking. Opvallend is dat volgens dit model binnen de niet-werkzame bevolking de kans op armoede voor gepensioneerden, uitkeringsgerechtigden en anderszins niet-werkenden steeds ongeveer even groot is. Voorts blijkt dat, zoals dat in ander onderzoek ook al naar voren is gekomen, de groep van *working poor* zich onderscheidt in dit model: binnen de categorie 'banen van een laag niveau' (Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992) komt relatief veel armoede voor.

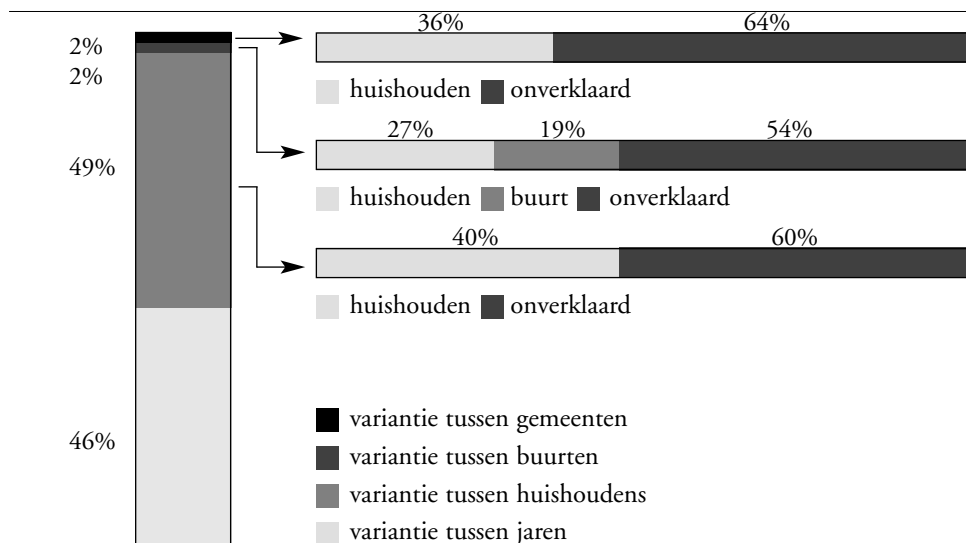
Slechts twee gemeentekennmerken blijken afzonderlijk bij te dragen aan de kans op armoede: is de gemiddelde sociaal-economische status van een gemeente laag en het percentage laag-opgeleiden hoog, dan lopen bewoners van deze gemeente een grotere kans op armoede.

Resultaten van het model 1999-2002

In het model voor 1999-2002 speelt het niveau 'buurt' een rol in de verklaring van verschillen in de kans op armoede tussen huishoudens (zie figuur 2 voor een grafische weergave en tabel 3 voor alle relevante coëfficiënten). Volgens dit model bestaat 49 procent van de verschillen in de kans op armoede uit verschillen in huishoudenkenmerken die de kans op armoede vergroten. 46 procent is toe te schrijven aan verschillen tussen jaren. Van de overige 5 procent is de oorzaak voor ongeveer de helft het feit dat huishoudens in buurten wonen die bijdragen aan het armoederisico (buurten verschillen wat betreft kenmerken en dragen daarom bij aan de gevonden kansen voor huishoudens om arm te zijn) en voor de andere helft het feit dat gemeenten (al dan niet als gevolg van beleid) verschillende armoederisico's genereren. De verschillen voor huishoudens in de kans om arm te zijn, komen volgens dit model dus deels tot stand, doordat huishoudens in buurten en gemeenten wonen die in kenmerken van elkaar verschillen en daardoor afwijkende armoederisico's genereren. Deze kenmerken zijn echter in sterke mate ondergeschikt aan de kenmerken van het huishouden zelf en de tijd waarin men leeft.

De toevoeging van huishoudenkenmerken (tabel 3, model 2) leidt tot twee belangrijke bevindingen. Ten eerste wordt met dit model 40 procent van de gevonden verschillen in de kans op armoede tussen huishoudens verklaard. Ten tweede blijken de verschillen in de kans op armoede tussen buurten en gemeenten voor respectievelijk 27 en 36 procent gelegen te zijn in verschillen in compositie tussen buurten en gemeenten. Veel van de buurt- en gemeentever verschillen berusten dus op verschillen in bevolkingssamenstelling. Toevoeging van buurtkenmerken in model 3 leidt vervolgens tot een additionele verklaring voor verschillen tussen buurten

Figuur 2: Het percentage variantie dat is toe te schrijven aan het huishoudenniveau het buurt-niveau en het gemeenteniveau, en daarbinnen het percentage variantie dat wordt verklaard door kenmerken van het huishouden, kenmerken van de buurt en kenmerken van de gemeente



BRON: Sociaal en Economisch Panelonderzoek, 1999-2002

van 19 procent. De verschillen in armoedekansen tussen gemeenten worden niet verder verklaard door toevoeging van buurtkenmerken. In model 4 zijn tot slot de gemeentekenmerken toegevoegd. Aangezien geen enkel effect significant is, en de veranderingen in de variantie ten opzichte van model 3 gering, is ervoor gekozen model 4 niet te presenteren in tabel 3.

De resultaten voor de variabelen op de afzonderlijke niveaus (tabel 3) verschillen weinig van de in tabel 2 gepresenteerde resultaten. Daarom beperken we de bespreking van tabel 3 tot model 3, waarin buurtkenmerken zijn toegevoegd. In het algemeen luidt de conclusie dat sommige buurtkenmerken wel significante effecten vertonen, maar de gemeentekenmerken niet (zoals reeds aangegeven is daarom model 4, waarin gemeentekenmerken aan de vergelijking waren toegevoegd, uit tabel 3 verwijderd). In het model 1984-2002 kwamen nog wel gemeenteeffecten naar voren, maar in dit geval lijkt het erop dat deze totstandkwamen doordat gemeenten verschillen in de samenstelling van wijken. De volgende kenmerken van wijken zijn volgens het model van belang: hoe hoger de sociaal-economische status, des te kleiner de armoedekans van bewoners van deze wijken (onafhankelijk dus van iemands eigen beroepsstatus); een hoger percentage niet-werkzame bewoners leidt tot een verhoogd armoederisico.

Het is lastig om deze indicatoren aan het instrumentele, dan wel socialiserende mechanisme toe te schrijven. Wanneer een buurt een gemiddeld lage sociaal-economische status heeft of veel werklozen kent, zou het effect daarvan op het armoederisico van bewoners namelijk zowel van-

uit instrumentele als socialiserende mechanismen kunnen worden verklaard. Het zou om een instrumenteel mechanisme gaan wanneer mensen door niet te werken een grote afstand hebben tot de arbeidsmarkt, zodat er een gebrek aan mogelijkheden bestaat om elkaar van waardevolle arbeidsmarktinformatie te voorzien. Maar wanneer binnen deze buurten door een hoge mate van inactiviteit waarden en normen ontstaan die deze inactiviteit niet (meer) afkeuren, dan is de achterliggende oorzaak van socialiserende aard. In werkelijkheid spelen beide mechanismen waarschijnlijk een rol, maar dit is met dit onderzoek niet te achterhalen. Ook is bij deze bevindingen de kanttekening op zijn plaats dat de gemiddelde sociaal-economische status van een buurt is berekend met inbegrip van de score van individuele respondenten. Waar het aantal personen per wijk klein is, is de kans op een vertekening aanzienlijk ten opzichte van de werkelijke sociaal-economische status van een wijk. De bevindingen zijn daarmee voorlopig van karakter.

7. Conclusies en discussie

Deze studie combineerde een aantal afzonderlijke niveaus waarop armoede kan ontstaan – de maatschappij, het huishouden, de gemeente en de buurt – in één onderzoeksoptzet, zodat een aantal nieuwe vragen over de oorzaken van armoede kon worden beantwoord. De belangrijkste conclusies zijn de volgende. Armoede ontstaat voor het belangrijkste deel vanuit huishoudensspecifieke factoren. Ook tussen jaren zijn er aanzienlijke verschillen in de kans op armoede. De buurt en de gemeente dragen weliswaar afzonderlijk bij aan de verklaring van armoede, maar in relatief zeer beperkte mate. Voorts blijkt dat verschillen tussen buurten en gemeenten voor ongeveer een kwart tot 40 procent ontstaan door verschillen in samenstelling naar leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, huishoudensamenstelling en belangrijkste bezigheid, en dat een additionele 20 procent van verschillen tussen buurten in de kans op armoede wordt verklaard door buurtkenmerken als een lage sociaal-economische status en een hoog percentage niet werkzame personen. Diverse huishoudenskenmerken hebben een onafhankelijke invloed op de armoedekans. Huishoudens waarvan het hoofd jong is (25-34 jaar), niet werkt (pensioen, WW/WAO of anderszins) of een baan met een lage status heeft, lopen een grotere kans op armoede. Ook paren met jonge kinderen, eenpersoonshuishoudens en eenoudergezinnen lopen een grotere kans op armoede dan paren zonder kinderen. Daarnaast blijkt de conjunctuur een belangrijke voorspeller van armoede: ten tijde van hoge werkloosheid groeit de kans op armoede. Tot slot heeft de buurt waarin men woont een relatief kleine maar onafhankelijke invloed op de armoedekans van bewoners. In wijken met een lage gemiddelde sociaal-economische status en met veel niet werkzame personen, is de kans op armoede voor bewoners relatief hoog.

Daar waar armoede, of een ander maatschappelijk fenomeen, wordt benaderd vanuit diverse niveaus, komt steeds weer een aantal discussiepunten naar voren (zie Small & Newman, 2001 en Subramanian e.a., 2005 voor uitwerkingen van deze en andere, minder op dit onderzoek van toepassing zijnde discussiepunten). In de eerste plaats blijkt ook aan de hand van dit onderzoek de marginale waarde die het onderscheiden van diverse omgevingsniveaus heeft voor de verklaring van de kans op armoede. Het zijn vooral de problemen die huishoudens onder-

Tabel 3: *Kans op armoede: de invloed van huishouden, buurt en gemeente, personen van 25 jaar en ouder, 1999-2002, (multiniveau-analyse, ongestandaardiseerde effecten)*

	model 1	model 2	model 3
Constante	-2,33**	-2,14**	-1,70**
Individuele/huishoudenkenmerken			
Leeftijd (ref: 25-34 jaar)			
35-44 jaar		-0,70**	-0,71**
45-54 jaar		-0,63**	-0,63**
55-64 jaar		-0,61**	-0,63**
65-74 jaar		-1,01**	-1,03**
75-84 jaar		-0,34	-0,39
≥ 85 jaar		c	c
Vrouw		0,50**	0,48**
Hoogste voltooide opleiding (ref: basisschool)			
Lager secundair onderwijs		-0,53**	-0,52**
Hoger secundair onderwijs		-1,06**	-1,00**
Hoger beroepsonderwijs		-1,45**	-1,32**
Universiteit		-1,48**	-1,32**
Samenstelling van het huishouden (ref: paar zonder kinderen)			
Eenpersoonshuishouden		0,69**	0,69**
Paar met jongste kind 0-12 jaar		0,64**	0,65**
Paar met jongste kind 13-17 jaar		0,45**	0,45**
Paar met jongste kind ≥ 18 jaar		0,30	0,29
Eenoudergezin jongste kind 0-12 jaar		2,03**	2,02**
Eenoudergezin jongste kind 13-17 jaar		1,64**	1,63**
Eenoudergezin jongste kind ≥ 18 jaar		0,86**	0,88**
Belangrijkste bezigheid (ref: werkt, status 60+)			
Werkt niet: gepensioneerd		0,87**	0,76**
Werkt niet: WW of WAO		1,84**	1,76**
Werkt niet: student, huishouden, of anders		2,00**	1,86**
Werkt: status 10-30		1,21**	1,05**
Werkt: status 30-60		0,26	0,17
Werkt: status onbekend		0,10	0,03
Buurtkenmerken			
Sociaal-economische status (gemiddelde ISEI)			1,17**
Proportie laagopgeleiden			b
Proportie hoogopgeleiden			b
Proportie in WW of WAO			b
Proportie niet-werkzamen (student, huisman/-vrouw)			0,59**
Proportie eenpersoonshuishoudens			b
Proportie eenoudergezinnen			b
Variantie op jaarniveau ^a	3,29	3,29	3,29
Variantie op huishoudenniveau (% verandering t.o.v model 1)	3,53**	2,12** (40)	2,12** (40)
Variantie op buurtniveau (% verandering t.o.v model 1)	0,15	0,11 (27)	0,09 (46)
Variantie op gemeenteniveau (% verandering t.o.v model 1)	0,16**	0,10** (36)	0,11 (36)

Tabel 3: Vervolg

	model 1	model 2	model 3
Aantal jaren	4	4	4
Aantal huishoudens	6.674	6.674	6.674
Aantal buurten	2.078	2.078	2.078
Aantal gemeenten	466	466	466
Aantal waarnemingen totaal	16.552	16.552	16.552

a Omdat de afhankelijke variabele dichotoom van aard is, kan het model alleen worden geschat wanneer deze variantiecomponent op 3,29 wordt gesteld.

b Vanwege insignificantie uit het model verwijderd.

c Vanwege onvoldoende celvulling is deze categorie uit het model verwijderd.

**Het effect is minimaal twee keer zo groot als de standaardfout.

BRON: Sociaal en Economisch Panelonderzoek, 1999-2002

vinden in het genereren van inkomen, die bepalen of een huishouden boven of beneden de armoedegrens verkeert. Bovendien is het goed mogelijk dat de gemeente-effecten die wel naar voren komen (sociaal-economische status en percentage laagopgeleiden), zouden wegvallen wanneer rekening wordt gehouden met compositionele verschillen tussen gemeten in nog *ongemeten* individuele kenmerken. Een belangrijk kenmerk zou etniciteit kunnen zijn. Deze informatie is echter niet voorhanden in het gebruikte Sociaal en Economisch Panelonderzoek van het CBS.

In de tweede plaats komt naar voren dat ruimtelijke eenheden vaak te grof worden vastgesteld. Buurten zijn bijvoorbeeld niet hetzelfde als postcodegebieden. Laatstgenoemde bestrijken vaak een grote oppervlakte, waarbinnen veel verschillend samengestelde sociale netwerken aanwezig zijn. Onderzoekers opperen dan ook regelmatig om het niveau terug te brengen tot de straat, waardoor de binding tussen mensen binnen ruimtelijke eenheden beter in beeld wordt gebracht. Het probleem dat dan echter ontstaat, is dat er niet langer kenmerken van die straat kunnen worden gekoppeld aan dat gebied.

Een derde kanttekening die vaak wordt geplaatst, is dat sociale netwerken gebiedsoverstijgend zijn. Vele mensen hebben contacten met anderen die niet in dezelfde straat, buurt of gemeente wonen. Ook via deze contacten kan instrumentele hulp totstandkomen en worden mensen beïnvloed in hun doen en denken. Theoretisch wordt het concept 'sociaal netwerk' nog wel onderscheiden van het concept 'buurt', maar in onderzoek worden ze soms om praktische redenen aan elkaar gelijkgesteld. Er is overigens wel veel – nationaal en internationaal – onderzoek dat sociale netwerken in beschouwing neemt (zie bijvoorbeeld Lin, 1999 en Völker, 2005).

Ten vierde is er de kwestie van de causale interpretatie van verschillen tussen buurten en de invloed van buurtkenmerken. Verschillen in armoede tussen buurten ontstaan voor een groot deel doordat de samenstelling naar kenmerken van het huishouden verschilt tussen buurten. Deze bevinding suggereert enerzijds dat sommige gezinnen gedwongen zijn te gaan wonen in buurten waar ze de woonlasten kunnen betalen; er is echter niet gekeken naar kenmerken van

de woningvoorraad en naar verhuisgedrag van gezinnen om dit te staven. Anderzijds is het niet uitgesloten dat gezinnen met lage inkomens prefereren in buurten te wonen met mensen met gelijksoortige kenmerken. Het zijn dan niet sociaal-economische restricties, maar sociaal-culturele voorkeuren die bepalen in welke buurt men woont. Kortom, met de gepresenteerde analyses kan niet worden achterhaald welk selectiemechanisme (vrijwillig of gedwongen) de kans op armoede in een buurt bepaalt. Dit vereist meer inzicht in verhuismotieven en keuzemogelijkheden van huishoudens. De kwestie van de causale interpretatie van buurtkenmerken kent eenzelfde soort problematiek: buurtkenmerken wijzen vaak niet op een en hetzelfde causale mechanisme. Daarmee blijft in dit onderzoek de vraag onbeantwoord of het vooral instrumentele mechanismen binnen een buurt zijn die de kans op armoede beïnvloeden, of dat vooral socialiserende processen een rol spelen.

Tot slot kan vooruitgang worden geboekt op dit onderzoek door buurtgegevens te onttrekken uit grote secundaire databestanden waarin veel buurtbewoners figureren (bijvoorbeeld het Sociaal-Statistisch Bestand, het Woningbehoeften Onderzoek en de Woonmilieu Database). Dit komt de betrouwbaarheid ten goede en de buurteffecten hebben, als ze worden gevonden, dan een minder voorlopig karakter. In het eerder aangehaalde vervolgonderzoek op deze studie (De Graaf & Gesthuizen 2006) is deze stap gemaakt. Het blijkt dat de sociaal-economische achterstand van een wijk (neighborhood disadvantage index) een belangrijke oorzaak is van de kans van huishoudens om arm te worden.

Noten

1. Maurice Gesthuizen is als wetenschappelijk onderzoeker verbonden aan het Sociaal en Cultureel Planbureau, waar hij werkzaam is bij de onderzoeksgroep 'Arbeid, Inkomen en Sociale Zekerheid'. Correspondentieadres: Maurice Gesthuizen, Sociaal en Cultureel Planbureau, Postbus 16164, 2500 BD Den Haag. Telefoon: 070-3407945, E-mail: M.Gesthuizen@scp.nl.
2. Een probleem met het vaststellen van de invloed van maatschappelijke ontwikkelingen is dat veel tijdreeksen dezelfde tendens vertonen. Zo is het aandeel eenpersoonshuishoudens en eenoudergezinnen ongeveer gelijktijdig gestegen. In theorie zijn indicatoren van maatschappelijke ontwikkelingen dan wel theoretisch te onderscheiden, maar in de praktijk van de analysemodellen niet. Voor de aspecten van economische ontwikkelingen geldt dit minder. Zowel het werkloosheidspercentage als de vacaturegraad toont golvende tijdreeksen, zij het dat vaak eerst het aantal vacatures begint te stijgen, terwijl de daling van het werkloosheidspercentage zich pas later inzet (zie Dagevos en Gesthuizen 2005).
3. Wat ook kan meespelen, is het feit dat de equivalentiefactoren geen rekening houden met de leeftijd van de kinderen in het huishouden, maar alleen met het aantal kinderen. Ook wordt de lage-inkomensgrens apart gestandaardiseerd voor groepen van ouder en jonger dan 65 jaar. In de hier gebruikte variabele voor huishoudensamenstelling is dit onderscheid niet gemaakt.

Literatuur

- Ament, P.C.J.M. & Dagevos, J. (2001). Armoede onder niet-westerse huishoudens in Nederland. In *Armoedemonitor 2001* (pp. 67-86). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Arrow, K. (1973). Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, 2, 193-216.
- Becker, G. (1964). *Human capital: A theoretical and empirical analysis, with special reference to education*. New York: National Bureau of Economic Research.
- Beer, P.T. de (1999). Werk en armoede. In *Armoedemonitor 1999* (pp. 111-138). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Bos, W., Sierman, C.J.L. & Leeuwen, J.M. van (2000). Dynamiek van armoede. In *Armoedemonitor 2000* (pp. 67-91). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Botterweck, A.A.M., Lok, R.B., Vrooman, J.C. & Wildeboer Schut, J.M. (2001). De ruimtelijke spreiding van armoede. In *Armoedemonitor 2001* (pp. 51-65). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Byrk, A.S. & Raudenbush, S.W. (1992). *Hierarchical Linear Models, Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Dagevos, J. (2003). Niet-westerse allochtonen en armoede. In J.C. Vrooman, H.-J. Dirven, S. Hoff & G. Linden (red.), *Armoedemonitor 2003* (pp. 59-80). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Dagevos, J. & Gesthuizen, M. (2005). Arbeidsmarkt. In *De sociale staat van Nederland 2005* (pp. 77-105). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Engbersen, G., Vrooman, & Snel, E. (red.) (2000). *Balans van het armoedebeleid. Vijfde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Ganzeboom, H.B.G., Graaf, P.M. de & Treiman, D.J. (1992). Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status. *Social Science Research*, 21, 1-56.
- Gesthuizen, M. (2004). *The Life-Course of the Low-Educated in the Netherlands. Social and Economic Risks* (proefschrift). Nijmegen: Interuniversitair Centrum voor Sociaal-Wetenschappelijke Theorievorming en Methodenontwikkeling (ICS).
- Gesthuizen, M., Graaf, P.M. de & Kraaykamp, G. (2005). The Changing Family Background of the Low-Educated in the Netherlands. Socio-Economic, Cultural, and SocioDemographic Resources. *European Sociological Review*, 21, 441-542.
- Gowricharn, R. (2000). *De grenzen van de polder. Over armoede bij allochtonen*. Amsterdam/Utrecht: NCDO/Forum.
- Graaf, P.M. de & Gesthuizen, M. (2006). Neighborhoods and poverty transitions: The mediating influence of changes in household characteristics. *RC28 congrespaper, voorjaarsbijeenkomst 11-14 mei 2006, Nijmegen, Nederland*.
- Hoff, S.J.M. & Hooghiemstra, B.T.J. (1999). Feminisering van de armoede – vrouwen als risicogroep. In *Armoedemonitor 1999* (pp. 139-160). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.

- Jencks, C. & Mayer, S. (1990). The Social Consequences of Growing Up in a Poor Neighborhood. In L. Lynn en M. McGreary (red.), *Inner-city poverty in the United States* (pp. 111-186). Washington DC: National Academy Press.
- Keuzenkamp, S. & Oudhof, K. (2000). *Emancipatiemonitor 2000*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Knol, F. & Ament, P.C.J.M. (2003). Ruimtelijke verdeling van armoede. In J.C. Vrooman, H.-J. Dirven, S. Hoff & G. Linden (red.), *Armoedemonitor 2003* (pp. 81-96). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Knol, F., Bruijne, E. de, Vrooman, J.C., Lok, R.B. & Trimp, L. (2000). Veranderingen in de ruimtelijke spreiding. In *Armoedemonitor 2000* (pp. 33-52). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Kraaykamp, G. & Kalmijn, M. (1997). Beloningsverschillen tussen mannelijke en vrouwelijke managers. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 13, 216-229.
- Lewis, O. (1963). *Five families. Mexican Case Studies in the Culture of Poverty*. New York: Wiley.
- Linden, G.J.H. & Jol, C. (2001). Betekenis van onderwijs. In *Armoedemonitor 2001* (pp. 163-177). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Lin, N. (1999). Social networks and status attainment. *Annual Review of Sociology*, 25, 467-487.
- MacLeod, J. (1987). *Ain't No Makin' It. Leveled Aspirations in a Low-Income Neighborhood*. Boulder: Westview Press.
- Massey, D.S & Denton, N.A. (1993). *American Apartheid. Segregation and the Making of the Underclass*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mincer, J. (1974). *Schooling, experience, and earnings*. New York: Columbia University Press.
- Moller, S., Bradley, D., Huber, E., Nielsen, F. & Stephens, J.D. (2003). Determinants of Relative Poverty in Advanced Capitalist Democracies. *American Sociological Review*, 68, 22-51.
- Portegijs, W., Boelens, A. & Olsthoorn, L. (red.) (2004). *Emancipatiemonitor 2004*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Sampson, R.J., Raudenbush, S.W. & Earls, F. (1997). Neighborhoods and Violent Crime. A Multilevel Study of Collective Efficacy. *Science*, 277, 918-924.
- Shavit, Y. & Müller, W. (1998). *From School to Work. A Comparative Study of Educational Qualifications and Occupational Destinations*. Oxford: Clarendon Press.
- Small, M.L. & Newman, K. (2001). Urban Poverty after the Truly Disadvantaged. The Rediscovery of the Family, Neighborhood, and Culture. *Annual Review of Sociology*, 27, 23-45.
- Snel, E., Vrooman, J.C. & Engbersen, G. (2000). Arm Nederland. Verandering en bestending van armoede. In *Balans van het armoedebeleid. Vijfde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting* (pp. 13-52). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Soede, A. (2006). Veranderingen in inkomen. In Boer, A. de. (red). *Rapportage Ouderen 2006*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.

- Snijders, T.A.B. & Bosker, R.J. (1999). *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. London: Sage Publications.
- Subramanian, S.V., Chen, J.T., Rehkopf, D.H., Waterman, P.D. & Krieger, N. (2005). Racial Disparities in Context. A Multilevel Analysis of Neighborhood Variations in Poverty and Excess Mortality among Black Populations in Massachusetts. *Research and Practice*, 95, 260-265.
- Tazelaar, F. & Sprengers, M. (1984). Werkloosheid en sociaal isolement. *Sociologische Gids*, 31, 48-79.
- Thurow, L. (1975). *Generating inequality*. New York: Basic Books.
- Tigges, L.M., Browne, I. & Green, G.P. (1998). Social Isolation of the Urban Poor. Race, Class, and Neighborhood Effects on Social Resources. *Sociological Quarterly*, 39, 53-77.
- Uunk, W.J.G. (2001). Dynamiek van armoede. In *Armoedemonitor 2001* (pp. 27-49). Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Völker, B. (red.) (2005). *Burgers in de buurt. Samenleven in school, wijk en vereniging*. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Vrooman, J.C. & Hoff, S. (2004). *The poor side of the Netherlands: Results from the Dutch poverty monitor 1997-2003*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau/Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Wilson, W.J. (1987). *The Truly Disadvantaged. The Inner City, the Underclass, and Public Policy*. Chicago: University of Chicago Press.