

EEN NIEUWE KLASSE-DIVISIE IN DE WELVAARTSSTAAT?

Caroline Gijssels en Ive Marx

1. INLEIDING

De eerste na-oorlogse decennia brachten economische groei, quasi-volledige tewerkstelling en de uitbouw van de welvaartsstaat. Het was een periode van nivellering; het leek nog maar een kwestie van tijd vooraleer iedereen zou behoren tot één tamelijk uniforme, welvarende middenklasse. De maatschappelijke tegenstellingen van voorheen vonden een vreedzame resolutie in een 'win-win'-model: tegen het midden van de jaren 60 leek de overgrote meerderheid van de bevolking een gevestigd belang te hebben in een sociaal-economisch bestel dat, wellicht meer nog dan ooit verhoopt, het perspectief bood op meer jobs, hogere lonen, hogere pensioenen, meer vrije tijd, betere sociale diensten en zo meer.

De groeistagnering en de stijging van de werkloosheid aan het begin van de jaren 70 braken het vooruitgangsoptimisme. Eerst werd nog gehoopt dat de stijging van de werkloosheid een conjunctureel verschijnsel was, maar vrij snel zou blijken dat massawerkloosheid zich permanent in het sociaal-economisch weefsel had genesteld. In de meeste geavanceerde economieën wezen analyses bovendien op groeiende ongelijkheden in de arbeidsmarkt: op het vlak van tewerkstellingskansen, werkzekerheid, primaire en secundaire arbeidsvoorwaarden (Freeman, 1994; OECD, 1991; OECD, 1994). De jaren 80 zagen bovendien een enorme groei in afhankelijkheid van de sociale zekerheid en de bijstand, vooral bij de actieve bevolking (Eardley e.a., 1996).

Deze trends zijn meer dan eens geïnterpreteerd als indicaties dat steeds meer mensen niet in staat zijn een volwaardige plaats te verwerven in het economisch bestel. Nieuwe tegenstellingen tussen 'haves' en 'have-nots' lijken de kop op te steken. Sommigen zien zelfs nieuwe conflictlijnen ontstaan in de westerse welvaartsstaten (1). Het oude 'sociaal contract' leek immers te rusten op de kritieke assumptie - belichaamd door de veronderstelling van volledige tewerkstelling - dat de arbeidsmarkt bestaanszekerheid verzekerde vanaf het moment dat men de school verliet tot het tijdstip van pensionering, uitgezonderd voor een minderheid aan werkonbekwamen en een beperkt aantal werknemers die werden getroffen door een sociaal risico zoals een

arbeidsongeval of werkloosheid. Sociale zekerheid was in deze context in hoofdzaak een systeem van horizontale herverdeling tussen individuen die collectief blootgesteld waren aan een reeks van risico's. Er was niet zozeer herverdeling van rijk naar arm, veeleer herverdeling van diegenen die het geluk hadden niet door ziekte of werkloosheid te worden getroffen naar diegenen die het ongeluk hadden wel door één van deze verzekerde sociale risico's te zijn getroffen. De onzekerheid omtrent wie zou getroffen worden door een risico lag, zo kan men zeggen, aan de basis van de 'egoïstische' cohesie in een collectiviteit van sociaal verzekerden. Volledige tewerkstelling moest er dus tegelijkertijd voor zorgen dat de behoefte aan inkomenstransfers beperkt en tijdelijk was, dat er een voldoende financieringsbasis was en vooral dat iedereen aanspraken kon vestigen op basis van door werk opgebouwde rechten. In deze context is structurele uitsluiting uit de arbeidsmarkt problematisch omdat het in de weg staat van wederkerigheid en dus bepaalde groepen voor hun bestaanszekerheid afhankelijk maakt van verticale solidariteit. De bereidheid tot permanente inkomensoverdrachten-om-niet is wellicht niet onbegrensd en dus is het aannemelijk, zoals bijvoorbeeld Dahrendorf in 'The Modern Social Conflict' (1991) suggereert, dat hierdoor sociale en politieke spanningen zouden kunnen ontstaan. Het is bijgevolg interessant na te gaan of er werkelijk indicaties zijn dat bepaalde segmenten van de bevolking chronisch onvermogen worden om in de arbeidsmarkt een behoorlijke levensstandaard te verwerven en daardoor chronisch afhankelijk worden van herverdeling.

Ziehier dan ook ons onderzoeksopzet in een notendop:

- (1) Vooreerst stellen we ons de vraag of het inderdaad zo is dat een groeiend aantal aktieven er niet in slaagt autonoom, via de arbeidsmarkt, bestaanszekerheid te verwerven en bijgevolg afhankelijk wordt van herverdeling. In het empirisch deel van dit artikel zal deze 'afhankelijkheid van herverdeling' geoperationaliseerd worden door de proxy 'pretransfer-armoede'. Deze variabele indiceert of een huishouden al dan niet in staat is om op basis van in de markt verdiend inkomen financiële bestaanszekerheid te verwerven.
- (2) Vervolgens gaan we na of er in de empirie elementen kunnen gevonden worden die wijzen op een toenemende sociaal-economische polarisatie op de scholingsdimensie. Omwille van het verworven karakter van het scholingsniveau op volwassen leeftijd, zou een polarisatie op de scholingsdimensie kunnen wijzen op een vermindering van het risico-gebonden karakter van afhankelijkheid van herverdeling.

2. METHODOLOGISCHE TOELICHTING

De *empirische gegevens* komen uit een grootschalige enquête die het Centrum voor Sociaal Beleid onder een representatieve (toevals-) steekproef van Belgische huishoudens heeft gehouden (2). De gegevens werden verzameld in drie opeenvolgende bevragingsgolven. In 1985 werden 6.471 huishoudens in België bevraagd, waarvan 3.782 in Vlaanderen en 2.092 in Wallonië. In 1988 werden 3.779 Belgische huishoudens ondervraagd waarvan 2.285 Vlaamse en 1.254 Waalse. In 1992 tenslotte werden 3.821 huishoudens in België geënquêteerd, waarvan 2.460 in Vlaanderen en 1.177 in Wallonië. Deze enquêtes kaderen in een panel-onderzoek naar de leefsituatie

van de Belgische huishoudens (Socio-Economisch Panel). In dit onderzoeksopzet wordt de oorspronkelijke steekproef beschouwd als een 'panel' dat meerdere keren wordt herbevestigd. In het kader van het Socio-Economisch Panel beschikken we thans dus over drie momentopnamen van welvaart van de huishoudens uit de oorspronkelijke steekproef, gespreid over een periode van zeven jaar. De gegevens uit elke bevestigingsronde zijn bovendien, na correcte weging voor differentiële selectiekansen ten gevolge van panel-opvolgingsregels en eventuele differentiële non-respons, tevens representatief voor de populatie op het ogenblik van de bevestiging. Elke 'panel-bevestiging' laat bijgevolg ook representatieve cross-sectionele analyse toe. In 1992 werd het panel aangevuld met een bijkomende representatieve steekproef van 936 huishoudens (Cantillon, e.a., 1994: 498).

Het is het *geaggregeerd gezinsinkomen* dat als basis voor de berekening van de pretransferarmode wordt genomen. Deze keuze sluit aan bij de dagelijkse realiteit, waar het huishouden als eenheid van inkomsten en uitgaven fungeert. Het inkomen wordt in de CSB-enquêtes bevestigd op maandbasis. Het totaal beschikbaar inkomen van een huishouden omvat voor alle leden de netto-lonen uit hoofd -en bijberoep, de netto-bedrijfsinkomsten voor zelfstandigen, de sociale zekerheidsuitkeringen en OCMW-steun en diverse inkomens (zoals militievergoeding, alimentatie, verhuur-opbrengsten, en studiebeurzen). Het (roerend en onroerend) vermogen en inkomsten uit roerend goederen blijven in deze analyse buiten beschouwing. Dit inkomen wordt vervolgens gecorrigeerd voor de gezinsgrootte. Het spreekt immers voor zich dat een alleenstaande die 40.000 BEF per maand verdient heel wat welvarender is dan een koppel met twee afhankelijke kinderen dat met diezelfde 40.000 BEF per maand moet rondkomen. Deze correctie gebeurt door het totaal beschikbaar inkomen te standaardiseren met een equivalentieschaal. De schaal die wij gebruiken bedraagt: 1.00 voor een koppel, 1.25 voor drie personen, 1.45 voor vier personen, 1.60 voor vijf personen, +0.15 voor iedere bijkomende persoon in het huishouden (Cantillon, e.a., 1994: 498).

Op basis van dit equivalent totaal beschikbaar inkomen wordt het *pretransfer-gezinsinkomen* berekend door dit inkomen te verminderen met de inkomsten uit sociale zekerheidsuitkeringen en OCMW-steun. Om vervolgens na te gaan of een huishouden vóór ontvangst van sociale zekerheidsuitkeringen en OCMW-steun 'arm' is, wordt dit pretransfer-gezinsinkomen getoetst aan een armoedenorm. Wij kozen voor de, ook in internationale vergelijkingen veel gebruikte EG-armoedenorm. Een huishouden wordt daarin als arm beschouwd indien het totaal beschikbaar gezinsinkomen, hier dus pretransfer, onder de 50% van het gemiddeld equivalent gezinsinkomen in België valt. Zo is een actief koppel in 1992 pretransfer-arm als het een inkomen heeft vóór sociale uitkeringen van minder dan 30.200 BEF per maand, voor een actief koppel met één kind ligt de 'armoedegrens' op 39.100 BEF per maand en voor actieve koppels met twee kinderen op 47.900 BEF per maand (Cantillon, e.a., 1994: 499).

Op basis van deze norm kunnen we dus onderzoeken welke huishoudens, die normalerwijze verondersteld worden autonoom in de markt bestaanszekerheid te verwerven, hiertoe onvermogen blijken. Deze pretransfer-arme huishoudens beschouwen we als *herverdelingsafhankelijken*. Zij zijn voor de bevrediging van hun noden voornamelijk aangewezen op de voorzieningen van de welvaartsstaat.

3. EMPIRISCHE AANDUIDINGEN VOOR STRUCTURELE AFHANKELIJKHEID

3.1 Sociaal-economische polarisatie op de scholingsdimensie

Globaal gezien nam het niveau van pretransfer-armoede tussen 1985 en 1992 in België niet toe. Deze bevinding verwerpt dus de hypothese dat een *groeïend* segment van de actieve bevolking er niet in slaagt in de markt bestaanszekerheid te verwerven. De stabiliteit van de pretransfer-armoede bij de totale actieve bevolking verhuult echter een toename van de pretransfer-armoede bij de laaggeschoolden en een afname ervan bij de hooggeschoolden. Dit zou erop kunnen wijzen dat een *bepaald* segment van de actieve bevolking, met name de lager geschoolden, het steeds moeilijker heeft om autonoom in de markt bestaanszekerheid te verwerven en progressief sterker afhankelijk wordt van herverdeling om zich een behoorlijke levensstandaard te verzekeren (zie tabel 1).

Tabel 1: Pretransfer-armoede onder actieven, naar leeftijd en opleidingsniveau, België, 1985-1992.

Leeftijd	Opleidingsniveau						Alle niveaus	
	laag geschoold		midden geschoold		hoog geschoold		1985	1992
	1985	1992	1985	1992	1985	1992		
25-45 jaar	20.4	23.3	9.3	10.8	5.4	3.8	13.2	13.1
45-65 jaar	38.4	45.2	19.4	24.0	7.9	12.3	31.1	34.9
alle leeftijden	29.4	34.2	12.3	15.0	6.0	5.7	20.3	21.2

* laag geschoold= lager onderwijs, lager middelbaar onderwijs
 midden geschoold= hoger middelbaar onderwijs
 hoog geschoold= hoger onderwijs buiten de universiteit, universiteit
 Bron: CSB-enquêtes

3.2 Oorzaken van de polarisatie

De geobserveerde polarisatie op de scholingsdimensie kan worden gezien als een resultante van twee mechanismen waarvan de effecten cumulatief zijn: (a) de nieuwe arbeidsdeling en (b) de sociaal-economische homogenie.

3.2.1 De nieuwe arbeidsdeling

De traditionele arbeidsdeling tussen man en vrouw heeft blijkbaar definitief plaats geruimd voor een arbeidsverdeling op basis van kwalificatie (3). Opleiding lijkt tegelijkertijd een meer universele en sterkere determinant van de arbeidsmarkt-participatie en de arbeidsmarktpositie te worden (4). Zo is in 1992 het verschil in effectieve arbeidsmarkt-participatie tussen actieve laag- en hooggeschoolden (52% versus 87%) groter dan het verschil tussen actieve mannen en vrouwen (79% versus

55%). Deze twee tendenzen, de vervaging van de verschillen tussen mannen en vrouwen enerzijds, en de toename van de verschillen tussen hoog- en laaggeschoolden anderzijds, hebben wellicht een wederzijds versterkend effect op de verdeling van inkomen en welvaart (zie tabel 2).

Tabel 2: Arbeidsmarktparticipatie van actieve Belgische mannen en vrouwen naar scholingsgraad, 1985-1992.

Kenmerken van mannen en vrouwen	Arbeidsmarktparticipatie					
	Inkomen uit arbeid		Vervangings- inkomen		Geen inkomen (noch arbeids-, noch vervan- gingsinkomen)	
	1985	1992	1985	1992	1985	1992
man	79.3	78.5	19.0	19.4	11.7	2.1
vrouw	44.3	55.1	11.5	15.5	44.3	29.5
laag geschoold	50.0	51.5	21.8	26.3	28.3	22.3
midden geschoold	72.4	73.9	9.8	13.5	17.8	12.6
hoog geschoold	84.2	87.3	5.9	6.5	9.9	6.2
totaal	62.7	67.1	15.5	17.5	21.9	15.4

Bron: CSB-enquêtes

Globaal gezien is de arbeidsmarktparticipatie van vrouwen weliswaar sterk gestegen, maar deze globale groei verhult uitermate sterke verschillen naar scholingsgraad. De combinatie van opleidingsniveau-geslacht met arbeidsmarktparticipatie wijst uit dat van de laaggeschoolde vrouwen jonger dan 45 jaar in 1992 46% een arbeidsinkomen heeft, bij de hooggeschoolden is dat bijna het dubbel, namelijk 87%. De gevolgen hiervan zijn verstrekkend in een tijdperk waarin een tweede arbeidsinkomen over het algemeen noodzakelijk is om autonoom in de markt bestaanszekerheid te verwerven.

Het longitudinaal perspectief, waarbij het loopbaanverloop van vrouwen zichtbaar wordt gemaakt, versterkt de besluiten van het cross-sectionele onderzoek. Ononderbroken voltijdse tewerkstelling is, sterker nog dan de tewerkstelling op één ogenblik gemeten, positief gecorreleerd met het onderwijsniveau. Het discontinue loopbaanverloop komt met andere woorden significant meer voor bij laaggeschoolde vrouwen. Van de laaggeschoolde vrouwen op actieve leeftijd bleef tussen 1985 en 1992 slechts 9% continu tewerkgesteld. Bij de universitair geschoolde vrouwen was dat bijna 60% (zie tabel 3).

Tabel 3: Continuïteit van de tewerkstelling bij vrouwen, naar opleiding, België, 1985-1992.

Opleidingsniveau vrouwen	Continuïteit van de tewerkstelling op de meetmomenten 1985, 1988, 1992		
	continu voltijds tewerkgesteld	continu tewerkgesteld (voltijds en/of deeltijds)	continu niet tewerkgesteld
lager onderwijs	5.6	3.0	62.3
lager middelbaar onderwijs	10.9	8.0	46.5
hoger middelbaar onderwijs	22.3	14.3	30.6
HOBU	28.7	32.8	12.1
universiteit	37.7	21.5	14.6

Bron: CSB-enquêtes

Bovenop de opleidingsgebonden ongelijkheid op het vlak van tewerkstellingskansen observeren we ook nog groeiende opleidingsgebonden ongelijkheden op gebied van beloning bij vrouwen (zie tabel 4).

Tabel 4: Verschillen in reële loongroei tussen mannen en vrouwen naar opleidingsniveau, België, 1985-1992.

Onderwijsniveau	Reële loongroei tussen 1985 en 1992 in België		
	mannen	vrouwen	totaal
lager onderwijs	+4.0	- 11.8	- 1.1
lager secundair onderwijs	+5.7	- 1.7	+2.7
hoger secundair onderwijs	+10.4	+1.3	+2.9
HOBU	+5.2	+11.1	+9.1
universiteit	+5.2	+11.6	+3.8

Bron: CSB-enquêtes

3.2.2 Sociaal-economische homogamie als sociologisch versterkingsmechanisme.

Hooggeschoolde koppels cumuleren de voordelen van een sterke arbeidsmarktpositie (quasi zekere tewerkstelling en behoorlijke arbeidsmarktvoorwaarden) terwijl laaggeschoolde koppels de nadelen van een zwakke en relatief verslechterde positie in de arbeidsmarkt cumuleren. Het sociologische mechanisme van de homogamie (Hendrickx, c.a., 1995: 162-164), met name het samenwonen of huwen van partners

met een gelijkaardig scholingsniveau, versterkt bijgevolg in belangrijke mate de ongelijkheden tussen de individuen, met een polariserend effect tot gevolg. Meer dan de helft (60%) van de koppels zijn homogam te noemen op basis van de driedeling (laaggeschoold, middengeschoold, hooggeschoold) die we hanteren, waarbij 25% homogam laaggeschoold is en 20% homogam hooggeschoold. Over de generaties heen neemt de sterke heterogamie (doorgaans man hoger geschoold, vrouw laaggeschoold) af (zie tabel 5).

Tabel 5: Homogamie volgens opleidingsniveau, koppels op actieve leeftijd, België, 1992.

Homogamie/Heterogamie naar opleidingsniveau	Jonge gezinnen 25-35	Oudere gezinnen 55+	Totaal	Ratio 35-35/55+
puur homogam	58.9	57.3	60.6	1.03
- hoog / hoog	24.0	9.1	20.5	2.64
- midden / midden	17.8	10.7	15.1	1.65
- laag / laag	17.1	37.5	25.0	0.46
zwak homogam	35.5	30.2	32.7	1.18
- hoog / midden	18.1	14.8	15.1	1.22
- laag / midden	17.4	15.4	17.6	1.13
sterk heterogam	5.6	12.5	6.7	0.45
- laag / hoog	5.6	12.5	6.7	0.45
totaal	100.0	100.0	100.0	

Bron: CSB-enquêtes

De homogamie op gebied van scholing heeft ook gevolgen voor de inkomensconfiguraties van de gezinnen. Bijna driekwart van de hooggeschoolde koppels beschikt over twee inkomens (zie tabel 6). Bij laaggeschoolde koppels is dit iets meer dan één op vijf. Bijna een kwart van de homogam laaggeschoolde koppels leeft enkel op één uitkering - veruit de hoogste armoedeconcentratie situeert zich bij de uitkeringsgerechtigde éénverdieners. Bij hooggeschoolden komt deze uiterst zwakke arbeidsmarktpositie nauwelijks voor. De precare welvaartspositie van de laaggeschoolden is dus niet enkel het gevolg van hun eigen zwakke positie op de arbeidsmarkt, maar is evenzeer een gevolg van het feit dat ze doorgaans samenleven met een laaggeschoolde partner die zelf een zeer precare positie in de arbeidsmarkt heeft.

Tabel 6: Inkomensconfiguratie homogeam geschoolde koppels, België, 1992.

Inkomensconfiguratie	Homogeam scholingsniveau		
	man + vrouw laaggeschoold	man + vrouw midden geschoold	man + vrouw hooggeschoold
dubbel arbeidsinkomen	22.4	55.0	73.2
arbeidsinkomen + uitkering	14.8	14.7	7.4
enkel één arbeidsinkomen	26.2	21.5	16.0
dubbele uitkering	11.9	3.3	2.8
enkel één uitkering	23.7	5.2	0.6
ander	1.1	0.3	0.0
totaal	100.0	100.0	100.0

Bron: CSB-enquêtes

4. EEN PADMODEL VOOR 'PRETRANSFER-ARMOEDE'

4.1 Bivariate verbanden gekwantificeerd: de correlatiematrix

In de bivariate analyses werd reeds duidelijk dat het onderwijsniveau en de arbeidsmarktparticipatie van gezinshoofden en partners onderling sterk met elkaar in verband staan en wellicht samen een invloed uitoefenen op de 'herverdelingsafhankelijkheid', geïndiceerd als pretransfer-armoede, van het gezin. In tabel 7 worden de bivariate verbanden tussen deze variabelen in een overzichtelijke matrix-vorm weergegeven. In een multivariate analyse zullen we vervolgens in staat zijn deze onderlinge samenhang en de invloed ervan op de pretransfer-armoede van het gezin te kwantificeren (5).

Alle variabelen vertonen een sterk verband met de afhankelijke variabele 'pretransfer-armoede gezin'. Het is opvallend dat de (bivariate) correlaties met de variabelen die betrekking hebben op de partner hoger zijn dan die met de overeenkomstige kenmerken van het gezinshoofd. Nochtans zijn het precies deze laatste variabelen welke in klassieke onderzoeken naar sociale ongelijkheid traditioneel als indicatoren van de sociaal-economische positie van het gezin naar voren geschoven worden. Uit dit onderzoek blijkt echter dat men terdege met de kenmerken van de partner dient rekening te houden. De variabele 'arbeidsmarktparticipatie van de partner' heeft de hoogste correlatie met de afhankelijke variabele ($r=.53$), gevolgd door de arbeidsmarktparticipatie van het gezinshoofd ($r=.44$). Ook het verband met het onderwijsniveau van de partner is aanzienlijk ($r=.31$), evenals dat met het onderwijsniveau van het gezinshoofd ($r=.29$).

Bekijken we vervolgens de correlaties die de mate van sociaal-economische homogamie aanduiden, dan zien we dat de onderwijsniveaus van beide partners zeer

sterk samenhangen ($r=.58$). Tussen de arbeidsmarktparticipatie van gezinshoofd en partner is de correlatie minder groot ($r=.19$), hoewel nog steeds significant (tot op .01). Van alle gezinshoofden in de steekproef is dan ook 94% tewerkgesteld, terwijl het percentage tewerkgestelde partners 'slechts' 67% bedraagt.

Tabel 7: Correlatie-matrix 'pretransfer-armoede', België, 1992, actieve koppels jonger dan 45 jaar.

	onderwijs- niv. gezins- hoofd	onder- wijsniv. partner	arbeids- marktpart. gezins- hoofd	arbeids- marktpart. partner
onderwijsniv. gezinshoofd	1.00			
onderwijsniv. partner	.58**	1.00		
arbeidsmarktpart. gezinshoofd	.18**	.12**	1.00	
arbeidsmarktpart. partner	.27**	.36**	.19**	1.00
pretransfer-armoede gezin	.29**	.31**	.44**	.53**

** significant tot op .01

Bron: CSB-enquêtes

4.2 Het samenspel gekwanificeerd: het padmodel.

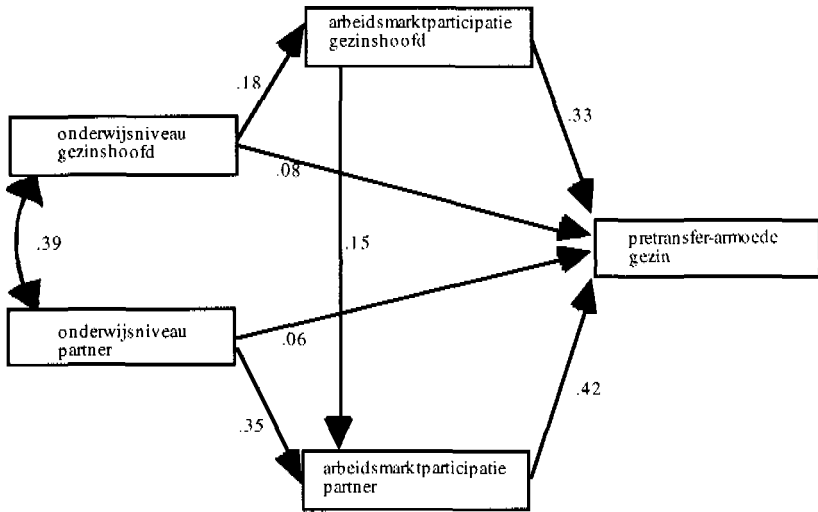
In de multivariate analyse die nu volgt, zal elk van deze bivariate verbanden uiteengetrokken worden in zijn (causale) directe en indirecte effecten en (niet-causale) schijneffecten (6). Aldus is het mogelijk een zicht te krijgen op het samenspel van de verklarende variabelen. Heeft een bepaald kenmerk een rechtstreeks effect op de pretransfer-armoede of verloopt de invloed via een of meerdere andere variabelen? Welke variabele oefent de grootste invloed uit en hoe is die onderling verweven met die van de andere oorzakelijke variabelen?

Een manier om dergelijk samenspel te kwantificeren en visueel voor te stellen, is de padanalyse met het LISREL8-programma (7). De partiële gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten geven de directe effecten van de variabelen weer. Door de standaardisering is de invloed van de meeteenheid verdwenen. Dit maakt de coëfficiënten onderling vergelijkbaar. Door het feit dat het bovendien om partiële coëfficiënten gaat is ook de mogelijke invloed van de samenhang met variabelen die in de causale keten voorafgaan aan de onderzochte samenhang uitgeschakeld. Zodoende krijgen we een schatting van het verband alsof op alle andere variabelen een gelijke score werd behaald. De coëfficiënten geven de sterkte én de richting van het verband weer. Als het directe effect van een bepaalde variabele op de afhankelijke variabele zeer klein is, dan wil dit niet zeggen dat er helemaal geen verband tussen beide variabelen zou bestaan. Het effect kan over een of meerdere tusschniggende variabelen verlopen. De padanalysetechniek maakt het mogelijk deze indirecte effecten eveneens te kwantificeren. Er kunnen zich

echter ook schijneffecten voordoen, met name wanneer (een deel van) de samenhang tussen twee variabelen verklaard wordt door een derde, voorafgaande variabele.

Schema 1 geeft de gestandaardiseerde directe effecten visueel weer. In tabel 8 worden vervolgens alle effecten die van belang zijn voor de verklaring van de variantie van de afhankelijke variabele 'pretransfer-armoede gezin' gepresenteerd. Alle effecten zijn significant tot op .01.

Schema 1: Pretransfer-armoede in België bij jonge koppels anno 1992: partiële gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (LISREL8-model).



$R^2 = .40$
N = 1277

Bron: CSB-enquêtes

Tabel 8: Padanalyse 'pretransfer-armoede' bij jonge koppels, België, anno 1992.

Verklarende variabelen	Onge-stand. direct effect	Stan- daardfout	Gestand. direct effect	Gestand. indirect effect	Gestand. totaal effect	Gestand. schijn-effect
onderwijsniveau gezinshoofd	.06	.01	.08	.07	.15	.12
onderwijsniveau partner	.03	.01	.06	.15	.21	.09
arbeidsmarktparticipatie gezinshoofd	.50	.03	.33	.06	.40	.03
arbeidsmarktparticipatie partner	.32	.02	.42	-	.42	.11

Bron: CSB-enquêtes

De vier onafhankelijke variabelen in de multiple regressievergelijking verklaren samen ruim 40% van de variantie in pretransfer-armoede van de Belgische jonge koppels anno 1992 ($R^2=.40$). Dit is behoorlijk veel. Het model heeft een perfecte fit: zijn chi-kwadraat waarde bedraagt 2.59 met 0 vrijheidsgraden en de geschatte parameters representeren de geobserveerde waarden perfect ($p=1.00$). Uit andere analyses die we op dezelfde onderzoekspopulatie en met dezelfde afhankelijke variabele uitvoerden, blijkt bovendien dat het zeer moeilijk is om verklarende variabelen te vinden die de multiple regressiecoëfficiënt substantieel kunnen verhogen (8).

De variabele 'arbeidsmarktparticipatie van de partner' oefent vanuit de grootste directe invloed uit op de pretransfer-armoede van het gezin ($\beta=.42$). Het effect is gestandaardiseerd zelfs groter dan dat van de arbeidsmarktparticipatie van het gezinshoofd ($\beta=.33$). Ongestandaardiseerd is evenwel precies het omgekeerde het geval. Dan is het effect van de arbeidsmarktparticipatie van de partner geringer ($\beta=.32$) dan dat van de arbeidsmarktparticipatie van het gezinshoofd ($\beta=.50$). Dit wordt verklaard door het verschil in spreiding tussen de beide variabelen. Eerder stelden we reeds dat 94% van de gezinshoofden tewerkgesteld is, terwijl 'slechts' 67% van de partners een betaalde job heeft. Van al de gezinnen in de onderzochte populatie is 'slechts' 15% pretransfer-arm. De tewerkstelling van het gezinshoofd heeft dus op zichzelf een groter effect op de pretransfer-armoede dan de tewerkstelling van de partner, maar door de veel grotere spreiding van deze laatste variabele heeft deze een grotere verklarende kracht ten aanzien van de verschillen in pretransfer-armoede. Minder cryptisch uitgedrukt blijkt met andere woorden het 'aanvullende' arbeidsinkomen van de vrouwelijke partner voor een gezin een grote rol te spelen bij het verkleinen van het risico op pretransfer-armoede. Tweeverdienerschap lijkt inderdaad een sterke buffer te vormen tegen financiële precariteit.

Vervolgens blijkt uit de data dat de arbeidsmarktparticipatie van de (vrouwelijke) partners veel sterker beïnvloed wordt door hun opleidingsniveau dan dat dit bij de (mannelijke) gezinshoofden het geval is. Ook bij de gezinshoofden is de kans op niet-tewerkstelling groter naarmate ze lager geschoold zijn. De partiële regressiecoëfficiënt bedraagt .18. Maar het onderwijsniveau van de partner heeft een veel groter effect op haar arbeidsmarktparticipatie. De partiële regressiecoëfficiënt bedraagt hier .35. Hoe hoger geschoold de vrouw, hoe meer kans ze maakt ook effectief tewerkgesteld te zijn. Dit kwam ook reeds uit de bivariate cross-tabulaties (paragraaf 3.2) naar voren. Het directe effect van de onderwijsvariabelen op de pretransfer-armoede van het gezin mag dan wel verwaarloosbaar klein zijn (.08 voor de gezinshoofden, .06 voor de partners), de totale invloed ervan is, vooral wat de vrouwelijke partners betreft, evenwel niet te verwaarlozen. De opleidingsniveaus van beide partners zijn sterk met elkaar gecorreleerd ($\phi=.39$). Homogaam hooggeschoolde koppels zijn eerder bestaanszekere tweeverdienersgezinnen dan homogaam laaggeschoolde koppels of koppels waarbij de vrouw laaggeschoold is en derhalve meer kans heeft om niet tewerkgesteld te zijn. De sociaal-economische polarisatie op de scholingsdimensie komt ook in dit multivariate model duidelijk naar voren.

De relatief verslechterde financiële positie van de laaggeschoolden is in feite in belangrijke mate een gevolg van cumulatieve mechanismen op gezinsniveau. Hoger geschoolde koppels cumuleren doorgaans de voordelen van twee stabiele, goedbetaalde

jobs, terwijl laaggeschoolde koppels doorgaans bestaan uit één kostwinner met een benedenmodaal arbeidsinkomen en een niet-werkende partner.

5. BESLUIT

We vertrokken van de vraag of er empirische indicaties bestaan die wijzen op een groeiend onvermogen om onafhankelijk van de sociale zekerheid financiële bestaanszekerheid te verwerven in de markt. De hypothese wordt verworpen in zoverre dat pretransferarmoede bij de actieve bevolking in België globaal stabiel bleef tussen 1985 en 1992. Deze globale stabiliteit verhult echter grote, en blijkbaar groeiende, verschillen naar opleidingsniveau. De analyse suggereert op tentatieve wijze dat laaggeschoolden het steeds moeilijker hebben om in de arbeidsmarkt bestaanszekerheid te verwerven. De precariteit van de inkomenssituatie van laaggeschoolden is niet enkel het gevolg van hun eigen zwakke arbeidsmarktpositie, maar vooral van het feit dat ze doorgaans samenleven met een laaggeschoolde partner die zelf ook een zwakke arbeidsmarktpositie heeft.

Het samenspel van socio-demografische en economische ontwikkelingen leidt dus mogelijk tot een sterkere ongelijkheid in de behoefte aan herverdeling. Het lijkt erop dat één segment van de samenleving steeds minder in staat is om autonoom in de arbeidsmarkt bestaanszekerheid te verwerven, terwijl een ander segment minder nood heeft aan sociale zekerheidsarrangementen, zelfs bij het voordoen van de traditionele sociale risico's. Chronische behoefte lijkt zich gaandeweg sterker te concentreren bij een ex-ante identificeerbare groep: de lagergeschoolden. Tegelijkertijd, en dit is minstens even cruciaal, is er blijkbaar een trend naar verminderde afhankelijkheid bij de hogergeschoolden. Een stabiele job, een behoorlijk inkomen en vooral het quasi-veralgemeend tweeverdienerschap verzekert hen niet enkel een hoger inkomen, maar tevens een meer robuuste bestaanszekerheid, zelfs indien zich een risico voordoet. Dit zijn nog zeer tentatieve bevindingen. Maar indien het een structurele trend betreft, zijn de mogelijke gevolgen ervan verstrekkend.

Zo kan men argumenteren dat precies de relatief uniforme behoefte aan sociale zekerheid een duurzame alliantie heeft gesmeed tussen maatschappelijke geledingen die er in de politieke arena gewoonlijk een meer wispelturige verstandhouding op na houden. Met de uitbouw van de universele sociale zekerheid groeide zowel bij de arbeidersklasse als bij de middenklasse, bij hoogverdieners en bij laagverdieners een collectieve lotsverbondenheid, een gemeenschappelijk belang in de uitbouw en de verbetering van een systeem dat een effectieve, goedkope en betrouwbare bescherming bood tegen risicogebonden en in de regel tijdelijke bestaansonzekerheid en inkomensverlies (Baldwin, 1990: 47-54).

Waar er voorheen sprake was van een natuurlijke belangencollusie, ontstaat er nu mogelijk een meer uitgesproken belangensegmentatie, met aan het ene uiterste diegenen die voor hun bestaanszekerheid chronisch afhankelijk zijn van de sociale zekerheid en aan het andere uiterste meerinkomensgezinnen die de facto geen nood meer hebben aan een collectief arrangement. Er is nooit sprake geweest van een volstrekt uniforme belangenspreiding, maar het samenspel van economische en sociale trends lijkt aan de basis te liggen van een groeiende asymmetrie.

Of men hier werkelijk van een ontluikende 'dependency class' kan spreken, is echter nog een open vraag. Het fluide, anonieme, risico-gebonden karakter van behoefte lijkt inderdaad te verminderen. Men zou kunnen stellen dat, indien het opleidingsgebonden karakter van de afhankelijkheid van herverdeling inderdaad een structureel gegeven zou blijken, er aan de basisvoorwaarde voor het bestaan van een dergelijke 'klasse' voldaan is. 'Klasse', in de strikte betekenis van het woord, is evenwel een multi-aspectueel gegeven (Lee en Turner, 1996). Blijft dan ook de vraag in hoeverre financiële afhankelijkheid van sociale voorzieningen het structurerende principe is van de, bijgevolg glijkaardige, levenskansen en materiële belangen van de 'herverdelingsafhankelijken'.

VOETNOTEN

- (1) Zie onder meer de omvangrijke 'underclass'-literatuur (Wilson, W.J. (1987), *The Truly Disadvantaged: Inner City Woes and Public Policy*, Chicago: University of Chicago Press; Saunders, P. (1987), *Social Theory and the Urban Question*, London: Unwin Hyman; Murray, C.A. (1990), *The Emergence of a British Underclass*, Choice in Welfare Series 2, London: Institute of Economic Affairs; Jenckx, C., P.E. Peterson (1991), *The Urban Underclass*, Washington DC: The Brookings Institution; Mincy, R.B. (1994), 'The Underclass: Concept, Controversy and Evidence', pp.108-146, in: Danziger, S.H.; Sandefur, G.D.; Weinberg, D.H. (eds.), *Confronting Poverty: Prescriptions for Change*, Cambridge: Harvard University Press). Alsook de 'social citizenship'-literatuur (o.m. in Turner, B.S. (ed.) (1993), *Citizenship and Social Theory*, London: Sage; Van Steenberghe, B. (ed.) (1994), *The Condition of Citizenship*, London: Sage. Zie ook Morris, L. (1994), *Dangerous Classes: the underclass and social citizenship*, London: Routledge; Jordan, B. (1995), *European Social Citizenship: Why a new social contract will (probably) not happen*, paper presented at the Conference on a New Social Contract, Florence, 5-6 oktober; Esping-Anderson, G. (1993), *Changing Classes. Stratification and mobility in post-industrial societies*, London: Sage.
- (2) Voor een meer uitgebreide methodologische toelichting wordt verwezen naar Cantillon, B., I. Marx, D. Proost, R. Van Dam (1993), 'Sociale Indicatoren 1985-1992', *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 36 (2): 497-549.
- (3) Sommigen zullen dit gegeven kaderen in een algemene theorie over de dalende relatieve produktieve waarde van laaggeschoolde arbeid in geavanceerde economieën (Blank, 1995; Freeman, 1995; Glynn, 1995), als gevolg waarvan het beloningsniveau van deze laaggeschoolde arbeid daalt of de tewerkstellingskansen voor laaggeschoolden drastisch verminderen, afhankelijk van het feit of men al dan niet een sterke nadruk legt op minimale inkomensbescherming (OECD, 1994:13).
- (4) Zie ook: Cantillon, B., I. Marx (1995), *Naar een sociaal doelmatig tewerkstellingsbeleid*, Brussel: Koning Boudewijnstichting.

- (5) Om de precieze invloed van de sociaal-economische homogamie in de hedendaagse context te kunnen analyseren en o.m. ook generatie-effecten en effecten van intra-familiale uit te sluiten, selecteren we voor dit multivariate model enkel de actieve koppels met een gezinshoofd jonger dan 45 jaar zonder actieve kinderen of andere actieve gezinsleden. Het betreft hier 1.277 huishoudens uit de bevragingsgolf 1992.
- (6) Met dank aan Karel Van den Bosch voor zijn methodologische feed-back.
- (7) Joreskog, K.G., D. Sorbom (1993), *LISREL8, A Guide to the Program and Applications*, SSI Inc. In een meer uitgebreid model blijkt enkel het aantal afhankelijke kinderen een substantiële bijdrage te leveren tot de verklaring van de variantie in pretransfer-armoede. De R^2 stijgt in dit model tot 44% (d.i. 4% meer dan in het basismodel zonder de variabele 'aantal afhankelijke kinderen'). Een groter aantal afhankelijke kinderen verhoogt het risico op pretransfer-armoede ($\beta = .20$). Dit is niet zo verbazingwekkend aangezien het inkomen dat vereist is om een gezin boven de armoedegrens uit te doen stijgen ook stijgt met elk bijkomend gezinslid. Een koppel zonder kinderen kan volgens de EG-norm rondkomen met 30.200 BEF per maand. Een koppel met twee afhankelijke kinderen heeft volgens diezelfde norm echter 47.900 BEF per maand nodig om te kunnen overleven. Het aantal afhankelijke kinderen hangt op zijn beurt sterk samen met de arbeidsmarktparticipatie van de vrouwelijke partner ($\beta = .23$). Hoe meer afhankelijke kinderen, hoe groter de kans dat de vrouw thuis blijft. Als we de modellen met en zonder afhankelijke kinderen met elkaar vergelijken, komen we tot de vaststelling dat het invoeren van deze variabele noch de grootte noch de richting van de verbanden van de variabelen in het basismodel, noch hun onderlinge verhoudingen significant beïnvloedt. Aldus besloten we, in het kader van dit artikel, te blijven opteren voor een zo eenvoudig mogelijk model waarin de sociaal-economische polarisatie op de scholingsdimensie en het versterkend effect van de gezinsconfiguraties hierop eenduidig gemodelleerd en gekwantificeerd konden worden.

BIBLIOGRAFIE

- ATKINSON, A., L. RAINWATER, T. SMEEDING (1995), *Income Distribution in OECD Countries*. Paris: OECD.
- BECK, U. (1986), *Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne*. Frankfurt/New York: Campus Verlag.
- BIEBACK, K.J., H. MILZ (1995), *Neue Armut*. Frankfurt/New York: Campus Verlag.
- BLANK, R. (1995), 'Changes in Inequality and Employment over the 1980s: a comparative cross-national perspective', *Journal of Population Economics*, 8 (1): 1-21.
- CANTILLON, B. (1993), 'De beperkingen van de sociale zekerheid', *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 35 (1): 3-43.
- CANTILLON, B., I. MARX, D. PROOST, R. VAN DAM (1994), 'Sociale Indicatoren 1985-1992', *Belgisch Tijdschrift voor Sociale Zekerheid*, 36 (2): 497-550.

- CANTILLON, B., I. MARX (1995), *Naar een sociaal doelmatig tewerkstellingsbeleid*. Brussel: Koning Boudewijnstichting.
- CROMPTON, R. (1994), *Class and Stratification. An introduction into the current debates*. Cambridge: Polity Press.
- DAHRENDORF, R. (1990), *The Modern Social Conflict*. Berkeley/Los Angeles: University of California Press.
- DAHRENDORF, R. (1994), 'The Changing Quality of Citizenship', pp. 10-20, in: VAN STEENBERGEN, B. (ed.), *The Condition of Citizenship*. London: Sage.
- DELEECK, H. (1992), *De architectuur van de welvaartsstaat*. Leuven: Acco.
- DELEECK, H., L. DE LATHOUWER, K. VAN DEN BOSCH (1992), *Poverty and the Adequacy of Social Security in the EC: a comparative analysis*. Aldershot: Avebury.
- EARDLEY, T. et.al. (1996), *Social Assistance in OECD Countries*. London: HMSO.
- ESPING-ANDERSON, G. (1993), *Changing Classes. Stratification and mobility in post-industrial societies*. London: Sage.
- FREEMAN, R.B. (1991), 'Employment and the Earnings of Disadvantaged Young Men in a Labour Shortage Economy', pp. 103-121, in: JENCKS, C., P. PETERSON (eds.), *The Urban Underclass*. Washington DC: The Brookings Institution.
- FREEMAN, R. (1994), *Working under Different Rules*. New York: Russel Sage.
- FREEMAN, R. (1995), 'The Limits of Wage Flexibility to curing Unemployment', *Oxford Review of Economic Policy*, 11 (1): 63-72.
- GLYNN, A. (1995), 'The Assessment: Unemployment and Inequality', *Oxford Review of Economic Policy*, 11 (1):73-82.
- GOTTSCHALK, P., T. SMEEDING (1995), *Cross-national Comparisons of Levels and Trends in Inequality*, LIS Working Paper no. 126, Luxemburg: Luxemburg Income Study.
- HENDRICKX, J., W. UUNK, J. SMITS (z.d.), 'Stratificatie en het huwelijk: partnerkeuze en partnereffecten', pp. 266-283, in: DRONKERS, J., W.C. ULTEE (eds.), *Verschuivende ongelijkheid in Nederland. Sociale gelaagdheid en mobiliteit*. Assen: Van Gorcum.
- JENCKS, C., P. PETERSON (1991), *The Urban Underclass*. Washington DC: The Brookings Institution.
- JORDAN, B. (1995), *European Social Citizenship: Why a new social contract will (probably) not happen*, paper presented at the Conference on a New Social Contract, Florence, 5-6 October, 1995.
- JORESKOG, K.G., D. SORBOM, LISREL8 (1993), *A guide to the Program and Applications*. Chicago: SPSS Inc.
- LEE, D.J., B.S. TURNER (1996), *Conflicts about Class: debating inequality in late industrialism*. London: Longman.
- MINCY, R.B. (1994), 'The Underclass: Concept, Controversy and Evidence', pp. 108-146, in: DANZIGER, S.H., G.D SANDEFUR, D.H. WEINBERG (eds.), *Confronting Poverty: Prescriptions for Change*. Cambridge: Harvard University Press.
- MORRIS, L. (1994), *Dangerous Classes: the Underclass and Social Citizenship*. London: Routledge.
- MURRAY, C.A. (1990), 'The Emergence of a British Underclass', *Choice in Welfare Series no.2*. London: Institute of Economic Affairs.
- OECD (1991), *Employment Outlook*. Paris: OECD.

-
- OECD (1994), *Jobs Study: Evidence and Explanations*. Paris: OECD.
- PETERSON, P. (1991), 'The Urban Underclass and the Poverty Paradox', pp. 3-27, in: JENCKS, C., P. PETERSON (ed.), *The Urban Underclass*. Washington DC: The Brookings Institution.
- SAUNDERS, P. (1987), *Social Theory and the Urban Question*. London: Unwin Hyman.
- SAUNDERS, P. (1994), *Welfare and Inequality. National and International Perspectives on the Australian Welfare State*. Cambridge: Cambridge University Press.
- VAN DEN BOSCH, K. (1996), *Trends in Financial Poverty in Western European Countries*, Paper for the Conference on a New Social Contract, Florence, 5-6 october.
- VAN HOOG, J., G. VAN HOOTEGEM (1995), 'Arbeid, klasse, sociale ongelijkheid. Nieuwe variaties op een oud thema', *Samenleving en Politiek*, 2 (6): 3-13.
- VAN PARIJS, P. (1993), *Marxism Recycled*. Cambridge: Cambridge University Press.
- VAN STEENBERGEN, B. (1994), *The Condition of Citizenship*. London: Sage.
- WACQUANT, L.J.D. (1996), 'The Rise of Advanced Marginality: notes on its nature and implications', *Acta Sociologica*, 39 (2): 121-139.
- WILSON, W.J. (1987), *The Truly Disadvantaged: Inner City Woes and Public Policy*, Chicago: University of Chicago Press.