

# Klasse en stemgedrag in westerse industriële landen, 1945-1990: verklaringen gesystematiseerd en getoetst

Paul Nieuwbeerta en Wout Ultee

## 1. Inleiding

Vrijwel zonder uitzondering laat onderzoek in westerse industrielanden een samenhang zien tussen de sociale klasse van kiezers en hun stemgedrag. Dit verband komt erop neer dat handarbeiders eerder op een linkse politieke partij stemmen dan mensen die tot een andere, hogere, klasse behoren. Echter, het verschil in stemgedrag tussen deze klassen – dat wij in navolging van Ultee, Arts en Flap (1992) opvatten als een maat voor de sterkte van politiek-sociale tegenstellingen in een land – is niet in alle westerse industriële staten even groot. Zo zijn ze in de Scandinavische landen en Engeland aanzienlijk en in Canada en de Verenigde Staten gering. Daarnaast zijn de politiek-sociale tegenstellingen niet op alle tijdstippen even sterk. In de meeste westerse landen zijn ze in de periode na de Tweede Wereldoorlog afgenomen (Lipset 1983; Lane & Ersson 1991; Nieuwbeerta 1995).

In de literatuur wordt van diverse kenmerken van landen gezegd dat zij de verschillen tussen landen en perioden in politiek-sociale tegenstellingen verklaren. Deze kenmerken bestrijken een scala dat loopt van de etnische heterogeniteit in een land, via de inkomensverschillen, naar de algemene levensstandaard in een land. De verklaringen die op deze kenmerken terugrijpen, zijn in de literatuur tot nu toe bepaald zwak getoetst. In dit artikel over klasse en stemgedrag stellen we dan ook de volgende vragen: *In welke mate kunnen verschillen tussen westerse industriële landen in de sterkte van politiek-sociale tegenstellingen worden verklaard door verschillen tussen deze landen in hun sociale en politieke kenmerken?* en: *In welke mate kunnen veranderingen binnen deze landen in de sterkte van politiek-sociale tegenstellingen worden verklaard door veranderingen in hun sociale en politieke kenmerken?*

Met ons antwoord op deze vragen beogen we op drie manieren vooruitgang te boeken op eerder onderzoek. Ten eerste beogen we vooruitgang te boeken door de hypothesen die naar landenkenmerken verwijzen, te herleiden tot één meer algemene veronderstelling over het handelen van individuen. Ten tweede toetsen we deze hypothesen door de specifieke sociale en politieke kenmerken van landen te

meten, en niet door enkel een beroep op deze kenmerken te doen bij de bespreking van bevindingen (Dalton e.a. 1984; Franklin e.a. 1992). Wij vervangen – in navolging van Przeworski en Teune (1970), Korpi (1983) en Kerr (1990) – de namen van landen door scores op variabelen en verbinden in de uit te voeren analyses deze scores met de sterkte van de politiek-sociale tegenstellingen in die landen. Ten derde beogen we verder te komen door gegevens over een aanzienlijk aantal (16) landen en een lange periode (1945-1990) te benutten. Het analyseren van een omvangrijke dataset verkleint de kans om hypothesen te verwerpen die waar zijn, en maakt het mogelijk ze strenger te toetsen door multi-variate technieken toe te passen. Deze studie stijgt daarmee uit boven studies waarin bivariate analyses worden uitgevoerd die een beperkt aantal landen en tijdstippen betreffen en aldus hypothesen zwak toetsen (Alford 1963; Kerr 1990; Korpi 1983; Lane & Ersson 1991).

De opzet van dit artikel is als volgt. In de volgende paragraaf leiden we uit individuele veronderstellingen een aantal hypothesen af waarin een verband wordt gelegd tussen de sociale en politieke kenmerken van landen en de mate waarin zich in die landen politiek-sociale tegenstellingen voordoen. In paragraaf 3 bespreken we de data en operationalisering en in paragraaf 4 de analysetechnieken. In paragraaf 5 toetsen we de afgeleide hypothesen. In paragraaf 6 bespreken we ten slotte naar aanleiding van de onderzoeksresultaten de houdbaarheid van onze hypothesen.

## 2. Hypothesen

In eerdere studies zijn meerdere hypothesen geopperd over de gevolgen van kenmerken van landen voor de mate van politiek-sociale tegenstellingen in die landen. In deze paragraaf verwoorden we zeven van deze hypothesen. We benadrukken dat volgens die hypothesen kenmerken van landen een effect hebben op de sterkte van politiek-sociale tegenstellingen in een land, en niet omgekeerd. Het is natuurlijk mogelijk dat de mate waarin zich in een land politiek-sociale tegenstellingen voordoen, de sociale en politieke kenmerken van die landen beïnvloedt. Zo hebben Lenski e.a. (1991) en Lane en Ersson (1991) gesteld dat grote tegenstellingen binnen landen de inkomensongelijkheid enigszins zouden verminderen. Wij hebben echter besloten te wachten met het formuleren van hypothesen die terugkoppeling inhouden. Een onderzoeksopzet die wederzijdse effecten in zich opneemt kan als ideaal worden gezien, maar gaat beduidend verder dan de beschikbare data en technieken toelaten.

In deze paragraaf proberen we – als aanvulling op eerdere studies – de te formuleren hypothesen over landenkenmerken met elkaar te verbinden. We doen dit door deze macro-hypothesen af te leiden uit een algemeen idee over individueel stemgedrag. Dat is de veronderstelling dat mensen door hun stemgedrag hun belangen proberen te verwezenlijken. Kiezers zien het stemmen op een politieke par-

tij als een middel waarmee ze hun eigen doelen kunnen bereiken. Dit uitgangspunt is impliciet in Lipset (1983) en uitdrukkelijk aanwezig in Downs (1957).

*Materiële belangen van kiezers.* We beginnen met het afleiden van hypothesen over de materiële belangen van kiezers. Volgens het revisionistisch historisch materialisme (Bernstein 1899) hebben handarbeiders economische belangen die tegengesteld zijn aan die van andere werknemers en de bezittende klasse. Een linkse politieke partij belooft handarbeiders betere levensomstandigheden in het algemeen en een hoger inkomen in het bijzonder. Een rechtse politieke partij probeert daarentegen eerder de materiële levensomstandigheden van andere klassen op peil te houden of te verbeteren. Met behulp van deze veronderstellingen en het idee dat mensen hun economische belangen proberen te verwezenlijken, heeft Lipset (1983: 239) het bestaan van politiek-sociale tegenstellingen verklaard.

Om tot een meer omvattende theorie over de economische belangen van kiezers te komen, kan deze theorie worden aangevuld met andere hypothesen. Eén zo'n hypothese veronderstelt dat naarmate de inkomensverschillen tussen de sociale klassen in een land groter zijn, de leden van die klassen door het stemmen op een bepaalde politieke partij meer in economische zin te winnen of te verliezen hebben (Alford 1963). Uitgaande van deze veronderstelling poneren we een hypothese die luidt (Lane & Ersson 1991: 95):

1. *Hoe groter de inkomensverschillen tussen klassen in een land op een bepaald tijdstip, hoe groter de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat moment.*

De theorie over de industriële samenleving van Kerr e.a. (1960) houdt in dat handarbeiders in landen met een lage algemene levensstandaard in economisch opzicht meer te winnen hebben door te stemmen volgens hun economische belangen, dan handarbeiders in landen met een hogere levensstandaard. Aan deze hypothese ligt het beginsel van afnemend grensnut ten grondslag. In landen met een lage levensstandaard zullen handarbeiders eerder op een linkse partij stemmen en leden van hogere klassen eerder op een rechtse. Aldus kan de volgende hypothese worden geformuleerd:

2. *Hoe hoger de levensstandaard in een land op een bepaald moment, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat tijdstip.*

Vaak is verondersteld dat de mobiliteit van individuen tussen de klassen van een land de tegenstellingen in dat land doet verminderen (Dahrendorf 1959; Alford 1963; Lenski 1987). Hierbij wordt aangenomen dat hoe langer mensen tot een bepaalde sociale klasse behoren, zij zich meer in overeenstemming met hun (huidige) economische belangen gedragen. Omdat personen die van klasse zijn veranderd voor een kortere tijd deel hebben uitgemaakt van hun huidige klasse dan per-

sonen die in hun klasse bleven, kan worden verwacht dat zij minder in die klasse zijn gesocialiseerd en hun stemgedrag het midden houdt tussen dat in hun klasse van oorsprong en dat in hun klasse van bestemming. Een onderzoekstraditie – zich uitstrekkend van Lipset en Bendix (1959) tot en met De Graaf e.a. (1995) – bevestigt deze veronderstellingen. Ze laat zien dat personen die uit de klasse van handarbeiders zijn opgeklimmen een kleinere kans hebben om op een linkse politieke partij te stemmen dan personen die achtergebleven zijn onder handarbeiders, maar een grotere kans dan de gevestigden in hun klasse van bestemming. Dit onderzoek laat eveneens zien dat sociaal gedaalden linkser zijn dan de immobielen in hun klasse van oorsprong en rechtser dan de stabielen in hun bestemmingsklasse.

Op macro-niveau impliceert deze redeneergang dat hoe hoger het percentage handarbeiders is dat stamt uit andere klassen, hoe kleiner het percentage handarbeiders is dat op een linkse partij stemt. Ze leidt eveneens tot de gevolgtrekking dat hoe groter het percentage personen is dat niet tot de klasse van handarbeiders behoort maar daar wel uit stamt, hoe groter onder de niet-handarbeiders het percentage stemmen op een linkse partij is. Wanneer we nu veronderstellen dat in het algemeen in een land een grotere instroom in de handarbeidersklasse samengaat met een grotere instroom in de andere klassen, dan kunnen we de volgende macro-hypothese afleiden:

3. *Hoe groter het percentage intergenerationeel mobiele in een land op een bepaald ogenblik, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat tijdstip.*

Echter, het is niet zonder meer aannemelijk dat een grotere instroom in de klasse van handarbeiders samengaat met een grotere instroom in de andere klassen van een samenleving. Ons is geen vergelijkende studie bekend waarin deze hypothese is geformuleerd en de toetsing heeft doorstaan. Ook wijzen de gegevens voor elf landen verzameld in Erikson en Goldthorpe (1992: 190) niet in die richting. Dit houdt in dat de geformuleerde macro-hypothese deels onwaar kan zijn. Dit betekent tevens dat wanneer in een land de instroom in de ene klasse afneemt en die in de andere klasse toeneemt, zonder verdere bijkomende veronderstellingen geen macro-hypothese kan worden afgeleid over de gevolgen van mobiliteit voor politiek-sociale tegenstellingen.

Korpi (1983: 35) heeft betoogd dat hoe hoger de vakbondsdichtheid in een land is, hoe groter de politiek-sociale tegenstellingen in dat land zullen zijn. Deze hypothese wordt ondersteund door zijn bevinding dat er een correlatie van 0,71 bestaat tussen de mate van vakbondsdichtheid en de mate van politiek-sociale tegenstellingen in 18 OECD-landen in de jaren zeventig.

Om Korpi's macro-hypothese uit individuele hypothesen af te leiden, moeten echter enkele stappen worden ondernomen. Het is inzichtelijk dat wanneer de vak-

bondslichtheid onder de handarbeiders in een land toeneemt, de kansen voor handarbeiders om op een linkse politieke partij te stemmen groter worden. Als gevolg daarvan zullen de politiek-sociale tegenstellingen in het betreffende land toenemen. We veronderstellen hierbij dat het voor handarbeiders zonder de steun van vakorganisaties minder duidelijk is wat hun economische belangen zijn en welke politieke partijen voor die belangen staan.

Voor de leden van de andere klassen kunnen eveneens de gevolgen van vakbondslichsmaatschap voor de kans om op een linkse politieke partij te stemmen worden aangegeven. Verkiezingsstudies (Lazarsfeld e.a. 1948; Listhaug 1989: 77) laten zien dat ook voor de leden van die klassen, lidmaatschap van een vakbond de kans om te stemmen op een linkse partij doet toenemen.

Uit de individuele afleiding over vakbondslichsmaatschap en handarbeiders en vakbondslichsmaatschap en andere klassen kan echter niet zo maar Korpi's macrohypothese worden afgeleid. Om dat te doen, zijn aanvullende veronderstellingen nodig. Ten eerste moet worden aangenomen dat vakbondslichsmaatschap een groter effect heeft op het stemgedrag van de leden van de klasse van handarbeiders dan op het stemgedrag van de leden van de andere klassen. Daarnaast moet worden verondersteld dat een algemene toename in vakbondslichsmaatschap gepaard gaat met een ongeveer gelijke toename in beide klassen. De eerste veronderstelling vindt steun in gepubliceerde tabellen in verkiezingsstudies (Listhaug 1989: 77), de tweede wordt bevestigd door de data in Visser (1989). Pas dit aannemend, kan Korpi's hypothese worden afgeleid:

4. *Hoe groter de vakbondslichsmaatschap in een land op een bepaald moment, hoe groter de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat moment.*

*Immateriële belangen van kiezers.* Behalve materiële belangen hebben mensen ook immateriële belangen. Deze hangen samen met factoren als hun etniciteit, de taal die ze spreken en de godsdienst die ze aanhangen. Etnische minderheden zijn in het algemeen voor positieve discriminatie, mensen die een taal spreken willen dat deze taal gehanteerd wordt in de rechtspraak en in overheidspublicaties, en mensen met een bepaalde godsdienst wensen dat hun kinderen daarin op school worden onderricht. Evenzo als we veronderstelden dat het stemgedrag van individuen in zekere mate hun materiële belangen weerspiegelt, kunnen we aannemen dat het stemgedrag van individuen door hun immateriële belangen wordt beïnvloed.

In veel landen hebben mensen met dezelfde economische belangen niet allemaal dezelfde immateriële belangen. Het bestaan van zulke zogenaamde 'cross-cutting cleavages' is vaker in de literatuur besproken (Lipset & Rokkan 1967; Lijphart 1979; Franklin e.a. 1992). Verder kan worden verondersteld dat in de meeste landen de immateriële belangen van zogenaamde 'symbolische' minderheden worden behartigd door linkse partijen (zoals de belangen van de joden en de negers

in de Verenigde Staten door de Democratische Partij), terwijl de immateriële belangen van symbolische meerderheden worden bepleit door rechtse partijen (zoals die van de Katholieken en de Lutheranen in Duitsland door de Christen-Democratische Unie). Met deze veronderstellingen kan worden afgeleid dat de leden van welke klasse dan ook, in landen met een grote mate van religieuze en etnische diversiteit hun economische belangen bij verkiezingen minder laten spreken dan in landen met een lage godsdienstige en etnische verscheidenheid. Aldus komen we ertoe de volgende hypothese te formuleren:

*5. Hoe groter de religieuze en etnische diversiteit onder de bevolking van een land op een gegeven tijdstip, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat tijdstip.*

*Politieke partijen en politici.* Om macro-hypothesen over politiek-sociale tegenstellingen in een land te verkrijgen, kunnen niet alleen kiezers als actoren bij verkiezingen worden beschouwd, maar ook politici en politieke partijen (Sartori 1990; Lane en Ersson 1991). Eén zo'n hypothese veronderstelt dat hoe vaker en uitgebreider klassentegenstellingen aan de orde komen in de politiek, hoe meer kiezers volgens hun economische belangen stemmen (Lane & Ersson 1991: 132). Aldus kunnen we afleiden:

*6. Hoe meer de politiek in een land op een bepaald moment om klassentegenstellingen draait, hoe groter zijn de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat tijdstip.*

Overeenkomstige overwegingen leiden tot onze laatste hypothese. Wanneer politici trachten aan het bewind te komen en te blijven, en wanneer politici net als kiezers hun gedrag door hun belangen laten leiden, kan worden verondersteld dat politici op een bepaalde wijze reageren op veranderingen in de klassenstructuur van een land. Wanneer een land een hoog percentage handarbeiders heeft, zullen (politici van) linkse politieke partijen voornamelijk trachten de stem van handarbeiders voor zich te winnen. Wanneer in een land echter een laag percentage van de bevolking tot de klasse der handarbeiders behoort, dan zullen – zoals Przeworski (1985) en Przeworski en Sprague (1986) betoogden – de linkse politieke partijen hun verkiezingsprogramma's meer richten op de stemmen van mensen die tot de hogere klassen behoren. Deze veronderstelling wordt ondersteund door de studie van Kerr (1990) waarin voor acht industriële landen in de jaren zeventig een negatieve relatie wordt gevonden tussen de verhouding van het percentage handarbeiders en het percentage leden van andere klassen enerzijds en de sterkte van politiek-sociale tegenstellingen anderzijds. Wij veronderstellen daarom:

*7. Hoe lager het percentage handarbeiders in de bevolking van een land op een bepaald tijdstip, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land op dat ogenblik.*



### 3. Data

Om de geformuleerde hypothesen te toetsen zijn gegevens benodigd over zowel de mate van politiek-sociale tegenstellingen in een land in een bepaald jaar, als gegevens over de verklarende kenmerken van landen. Deze informatie hebben we verzameld uit diverse boeken, artikelen en databestanden. Ze heeft betrekking op 16 landen die lid zijn van de OECD en voor 287 land-jaar eenheden in de periode 1945-1990.<sup>1</sup> De landen betreffen alle Westeuropese landen (België, Denemarken, Duitsland, Engeland, Finland, Frankrijk, Ierland, Italië, Nederland, Noorwegen, Spanje, Zweden en Zwitserland), twee landen in Noord-Amerika (Canada en de Verenigde Staten) en Australië.

Om de mate van politiek-sociale tegenstellingen in een land vast te stellen, maken we gebruik van gegevens die stammen uit 287 onderzoeken en betrekking hebben op 431.424 individuen. Van deze individuen zijn – naast gegevens over het land waar zij wonen en het jaar waarin zij zijn geïnterviewd – twee kenmerken bekend: hun sociale klasse en hun stemgedrag. Met deze gegevens kunnen we voor elk van de 287 land-jaar eenheden de sterkte van het verband tussen klasse en stemgedrag vaststellen en daarmee de mate van politiek-sociale tegenstellingen. Als maat voor de politiek-sociale tegenstellingen hanteren we het verschil tussen de log-odds voor handarbeiders om op een linkse dan wel een rechtse politieke partij te stemmen, en de overeenkomstige log-odds voor de leden van de andere klassen. Aangezien het verschil tussen twee log-oddsen overeenkomt met de logaritme van de ratio tussen twee oddsen, wordt dit verschil ook wel aangeduid als 'log-odds-ratio'. Wanneer er geen verschil is in stemgedrag tussen handarbeiders en leden van andere klassen, heeft deze log-odds-ratio de waarde nul. Hoe groter het verschil is, hoe groter is de waarde van deze maat.

In tabel 1 geven we de gemiddelde sterkte weer van politiek-sociale tegenstellingen voor de diverse landen in vier perioden: 1945-1960, 1961-1970, 1971-1980 en 1981-1990. De weergegeven log-odds-ratio's laten zien dat er aanzienlijke verschillen bestaan tussen landen in de mate van politiek-sociale tegenstellingen. In overeenstemming met de resultaten van eerdere studies, blijken in de Scandinavische landen de grootste politiek-sociale tegenstellingen te bestaan en in Canada en de Verenigde Staten de kleinste. Deze verschillen tussen landen bestaan in alle vier de perioden. De gegevens in tabel 1 laten eveneens zien dat in de meeste landen de politiek-sociale tegenstellingen na de Tweede Wereldoorlog zijn afgenomen. Dat een afname van de politiek-sociale tegenstellingen zich heeft voorgedaan in de meeste landen, wordt onderstreept door de trendparameters in de laatste kolom van tabel 1. Deze parameters zijn geschat door voor elk land een regressievergelijking te schatten waarin de log-odds-ratio in een bepaald jaar als afhankelijke variabele dienst doet, en het jaar waarin de data zijn verzameld als onafhankelijke variabele. De trendparameters zijn voor alle 16 landen negatief en in 11 gevallen significant.

Tabel 1: Mate van politiek-sociale tegenstellingen (gemeten in log-odds-ratio's) en lineaire trends in deze tegenstellingen in 16 landen, 1945-1990

	Gemiddelde waarden per periode				Trend (verandering/ 10 jaar)	Aantal jaren	Range
	1945-1960	1961-1970	1971-1980	1981-1990			
Australië	1,38	1,22	1,16	0,80	-0,18*	17	1946-90
België	-	1,21	0,87	0,80	-0,20*	20	1968-90
Canada	0,30	0,31	-	0,27	-0,01	13	1945-84
Denemarken	1,82	2,33	1,18	0,97	-0,30*	29	1945-90
Duitsland	1,55	1,06	0,61	0,55	-0,31*	25	1953-90
Engeland	1,64	1,67	1,07	0,90	-0,22*	30	1945-90
Finland	2,17	2,24	1,60	1,52	-0,30	5	1958-90
Frankrijk	1,01	0,76	0,72	0,48	-0,15*	25	1947-90
Ierland	-	0,88	0,77	0,70	-0,15	18	1969-90
Italië	1,13	0,66	0,73	0,53	-0,19*	20	1953-90
Nederland	0,61	0,65	0,94	0,68	-0,01	25	1950-90
Noorwegen	2,39	1,38	1,43	0,84	-0,44*	11	1949-90
Spanje	-	-	0,75	0,63	-0,16	6	1979-89
Verenigde Staten	0,67	0,36	0,46	0,34	-0,12*	27	1948-90
Zweden	2,26	1,73	1,57	1,36	-0,27*	12	1946-88
Zwitserland	-	-	0,82	0,80	-0,07	4	1972-87

\*  $p < 0,05$ 

Voor de gegevens over sociale en politieke kenmerken van landen zijn diverse bronnen geraadpleegd. Als indicator voor de *algemene levensstandaard* in een land, hebben we uit het bestand van Summers en Heston (1991) de gegevens geput over het Bruto Nationaal Produkt per hoofd van de bevolking (BNP) gemeten in dollars uit 1985. Teneinde beter hanteerbare parameters te verkrijgen hebben we in de analyse BNP door 1000 gedeeld. Voor de mate van *inkomensverschillen* tussen de klassen in de landen, hebben we geen goede gegevens gevonden. Als benadering hebben we een maat gebruikt voor de algehele inkomensverdeling in een land, en wel het inkomensaandeel van de rijkste 20% van de bevolking. De betreffende data komen uit de World Development Reports van de World Bank over de afgelopen decennia. Om de mate van *intergenerationele mobiliteit* in een land te meten, hebben we gegevens ontleend aan het bestand van Ganzeboom, Luijckx en Treiman (1989). Uit die gegevens, die betrekking hebben op mannelijke respondenten tussen de 18 en 64 jaar hebben we het percentage mannen dat intergenerationeel mobiel is in een land berekend. We deden dat door de klasse van respondenten (handarbeider/overig) te vergelijken met de klasse van hun vaders (handarbeider/overig). Als maat voor *vakbonds-dichtheid* in een land, hebben we gegevens van Visser over de bruto vakbonds-dichtheid in een land gekozen (Visser 1989, 1991, 1992; en diverse aanvullingen). Dit is het totaal aantal leden van vakbonden gedeeld door het aantal leden van de beroepsbevolking, zonder correctie voor het aantal vakbondsleden dat met pensioen is. Voor de mate van *etnische en religieuze*



*heterogeniteit*, hanteren we de fragmentatie-index van Rae en Taylor (1970). Hoe hoger een waarde op deze index, hoe heterogener de bevolking van een land. Gegevens voor de *nadruk op klassentegenstellingen in de politiek* zijn overgenomen van Lane en Ersson (1991: 291). Zij gingen uit van hun kennis van de geschiedenis van de diverse landen. Hoe hoger de index, hoe meer zijn klassentegenstellingen een strijdpunt in de politiek van een land. De gegevens over het *percentage arbeiders* in een land zijn ontleend aan de gegevens waarmee we de mate van politiek-sociale tegenstellingen berekenden.

Om een indruk te krijgen van de verschillen tussen de landen en de variatie binnen landen wat betreft hun sociale en politiek kenmerken, zijn in tabel 2 per land

Tabel 2: Beschrijvende maten voor sociale en politieke kenmerken: gemiddelden (bovenste getallen) daarddeviaties (onderste getallen)

	Levens- standaard	Inkomens- verschillen	Perc. hand- arbeiders	Perc. mobiliteit	Rel.-etn. diversiteit	Perc. vakbond	Klasse als issue
Australië	9,09 2,92	40,78 2,84	45,85 12,82	37,12 3,45	0,70 0,00	55,01 2,15	1,00 0,00
België	10,03 1,14	36,00 0,00	40,04 3,51	28,77 0,31	0,31 0,00	70,34 5,07	1,00 0,00
Canada	8,15 2,09	40,93 0,25	45,46 6,50	34,31 1,11	1,85 0,03	25,60 1,94	0,00 0,00
Denemarken	9,05 2,59	37,88 0,53	42,61 6,00	30,07 2,77	-1,05 0,04	70,81 10,20	0,76 0,44
Duitsland	9,64 2,57	40,94 2,47	42,75 10,55	31,15 2,25	0,12 0,12	38,83 1,64	0,16 0,37
Engeland	8,51 2,30	39,32 0,19	52,54 6,31	32,37 3,32	0,55 0,06	46,64 4,07	1,00 0,00
Finland	7,60 2,93	36,96 0,36	60,38 10,62	36,04 9,49	-0,77 0,02	58,32 21,65	0,80 0,45
Frankrijk	9,46 2,76	41,92 1,51	38,38 4,98	33,50 2,31	0,15 0,12	17,38 3,77	0,20 0,41
Ierland	5,93 0,39	39,40 0,00	53,88 6,02	30,01 0,56	-1,02 0,00	51,93 3,81	2,00 0,00
Italië	9,31 2,16	42,71 1,91	35,26 7,00	34,93 4,17	-0,68 0,07	49,95 5,30	3,95 0,22
Nederland	9,67 1,79	37,43 0,63	36,98 5,77	32,26 2,02	0,30 0,03	35,59 4,96	1,00 0,00
Noorwegen	9,67 3,76	37,45 0,61	47,56 8,41	34,84 1,67	-1,19 0,04	60,15 4,18	1,82 0,40
Spanje	6,92 0,44	40,37 0,90	45,92 6,32	32,80 4,90	-0,14 0,00	17,35 3,31	2,00 0,00
Verenigde Staten	14,07 2,95	42,05 0,77	40,75 7,12	37,13 1,83	1,31 0,05	23,70 5,17	0,00 0,00
Zweden	9,20 2,55	37,06 0,10	56,28 5,12	34,57 2,46	-0,56 0,64	78,38 10,09	0,67 0,49
Zwitserland	13,72 1,35	39,65 3,30	32,51 9,52	35,50 0,00	1,20 0,00	32,67 2,05	1,00 0,00

gemiddelden en de standaarddeviaties weergegeven. De gemiddelden laten duidelijke verschillen zien tussen de landen voor alle sociale en politieke kenmerken. De standaarddeviaties geven aan dat voor de meeste kenmerken in de meeste landen veel veranderingen door de jaren heen hebben plaatsgehad. Een drietal variabelen vertoont vrijwel geen variatie in de loop van de tijd. De door ons verzamelde gegevens over inkomensverschillen, etnische en religieuze tegenstellingen, en het belang van klasse als strijdpunt, veranderen vrijwel niet. Het heeft daarom geen zin om deze variabelen op te nemen in analyses die beogen hypothesen over veranderingen in de tijd te toetsen. Alhoewel de door ons geformuleerde hypothesen geen onderscheid maken tussen het verklaren van verschillen tussen landen en het verklaren van veranderingen in de tijd, zullen deze variabelen alleen worden opgenomen in de analyses waarin hypothesen over verschillen tussen landen in politiek-sociale tegenstellingen worden getoetst.

#### 4. Multiniveau-modellen

Om de geformuleerde hypothesen te toetsen gebruiken we multiniveau-modellen. In die modellen onderscheiden we drie niveaus: het individuele niveau, het jaarniveau en het landniveau. Voor het gebruik van deze modellen zijn twee redenen. Ten eerste houden multiniveau-modellen rekening met de hiërarchische ordening van de data. In ons bestand is voor elk land informatie beschikbaar voor verschillende jaren, en voor elk jaar binnen die landen weer informatie over vele individuen. Doordat in multiniveau-modellen op elk niveau afzonderlijke residu-termen worden onderscheiden, hebben deze modellen – in vergelijking met traditionele technieken – het voordeel dat bij het schatten van de coëfficiënten rekening wordt gehouden met de correlatie tussen de residuen op de verschillende niveaus (Goldstein 1987). Ten tweede houden multiniveau-modellen rekening met de uiteenlopende mate van betrouwbaarheid van de gegevens voor politiek-sociale tegenstellingen, de log-odds-ratio's. In ons bestand berusten sommige log-odds-ratio's op gegevens van een groot aantal respondenten, terwijl andere log-odds-ratio's zijn geschat op grond van gegevens voor een kleiner aantal respondenten. Door het opnemen van een vergelijking op het individuele niveau in multiniveau-modellen, wordt aan log-odds-ratio's berekend over een klein aantal individuen, een kleiner gewicht toegekend dan aan log-odds-ratio's die berusten op gegevens over een groot aantal individuen (Goldstein 1987).

Op elk van de onderscheiden niveaus worden met multiniveau-modellen verschillende effecten geschat: (1) het effect van iemands sociale klasse op de kansverhoudingen (uitgedrukt als log-odds) om te stemmen op een linkse danwel een rechtse politieke partij in een bepaald land in een bepaald jaar, (2) jaarniveau-effecten van kenmerken van landen op de mate van politiek-sociale tegenstellingen in een bepaald jaar in een land, en (3) landniveau-effecten van kenmerken van lan-

den op de politiek-sociale tegenstellingen in deze landen. Voor elk van deze effecten wordt in de modellen een regressievergelijking opgenomen. Een bijkomend voordeel van multiniveau-modellen is dat deze regressievergelijkingen gelijktijdig worden geschat.

Op het *individuele niveau* wordt, voor elk individu  $i$  in jaar  $j$  en land  $k$ , de log-odds om te stemmen op een linkse danwel een rechtse politieke partij weergegeven door de volgende vergelijking:

$$\log((\text{Links}_{ijk})/(1 - \text{Links}_{ijk})) = \beta_{0jk} + \beta_{1jk} \text{Handarbeider}_{ijk} + \epsilon_{ijk} \quad (1)$$

In deze vergelijking geeft  $\text{Links}_{ijk}$  de kans voor elk individu om op een linkse politieke partij te stemmen. Verder geeft de  $\beta_{0jk}$  parameter de log-odds voor niet-handarbeiders weer om op een linkse in plaats van op een rechtse politieke partij te stemmen. Deze parameter hebben we als zogenaamde 'random-parameter' in het model opgenomen. Dat wil zeggen dat deze parameter – en dus ook het stemgedrag van de niet-handarbeiders – kan variëren tussen landen en jaren.<sup>2</sup> We laten deze parameter variëren aangezien onze aandacht niet uitgaat naar het stemgedrag van de niet-handarbeidersklasse, noch dat van de handarbeidersklasse in de diverse landen en jaren, maar naar de verschillen in stemgedrag tussen die twee klassen. Deze verschillen worden weergegeven door de  $\beta_{1jk}$  coëfficiënt in de individuele vergelijking. Deze  $\beta_{1jk}$  coëfficiënt is gedefinieerd als het verschil tussen de log-odds voor handarbeiders om op een linkse danwel een rechtse politieke partij te stemmen en de overeenkomstige log-odds voor niet-handarbeiders, en is dus gelijk aan de log-odds-ratio, de maat voor politiek-sociale tegenstellingen in een land.

Aangezien het doel van dit artikel is de verschillen tussen landen en tussen jaren in hun mate van politiek-sociale tegenstellingen te verklaren, is de  $\beta_{1jk}$  parameter als te verklaren variabele opgenomen in de *jaarniveau*-vergelijking:

$$\beta_{1jk} = \beta_{10k} + \beta_{110} \text{Levensstandaard}_{jk} + \beta_{120} \text{Perc. Mobielen}_{jk} + \beta_{130} \text{Perc. Vakbondsleden}_{jk} + \beta_{140} \text{Perc. Handarbeiders}_{jk} + \sigma_{1jk} \quad (2)$$

Deze jaarniveau-vergelijking bevat niet alle verklarende variabelen uit de hypothesen. Zoals eerder opgemerkt, vertonen de variabelen 'mate van inkomensverschillen', 'etnische en religieuze diversiteit', en 'klasse als strijdpunt in de politiek' onvoldoende variatie in de loop van de tijd. In de jaarniveau-vergelijking hebben we verder, aangezien de hypothesen niets vermelden over verschillen tussen landen in de effecten van de kenmerken van landen op de mate van politiek-sociale tegenstellingen, de effectparameters (uitgedrukt door de  $\beta_{110} \dots \beta_{140}$  coëfficiënten) voor alle landen aan elkaar gelijkgesteld. Daarom varieert in vergelijking (2) alleen het intercept  $\beta_{10k}$  van land tot land.

Dit intercept  $\beta_{10k}$  doet op zijn beurt weer als afhankelijke variabele dienst in een *landniveau*-vergelijking. In deze vergelijking worden de gemiddelden van de kenmerken per land als variabele opgenomen om de verschillen tussen landen in politiek-sociale tegenstellingen te verklaren:

$$\begin{aligned} \beta_{10k} = & \beta_{100} + \beta_{101} \text{Inkomensverschillen}_k + \beta_{102} \text{Levensstandaard}_k + \\ & \beta_{103} \text{Perc. Mobielen}_k + \beta_{104} \text{Perc. Vakbondsleden}_k + \\ & \beta_{105} \text{Religieuze en etnische diversiteit}_k + \\ & \beta_{106} \text{Klasse als strijdpunt}_k + \beta_{106} \text{Perc. Handarbeiders}_k + \tau_{10k} \end{aligned} \quad (3)$$

Om adequate en gemakkelijk te interpreteren parameterschattingen te verkrijgen, moesten we een beslissing nemen over de locatie van de intercepten en de hellingshoeken in de multiniveau-vergelijkingen (zie ook Bryk & Raudenbush 1992: 25-29). We hebben ervoor gekozen om van de oorspronkelijke verklarende variabelen in de jaar-niveauvergelijking het algemeen gemiddelde binnen een land af te trekken. Hierdoor wordt vermeden dat er multicollineariteit bestaat tussen de verklarende variabelen op jaarniveau- en die op landniveau (zie bijvoorbeeld Ganzeboom e.a. 1989: 36). Verder bereiken we hierdoor dat het intercept in de jaarniveau-vergelijking – en dus ook de afhankelijke variabele in de landniveau-vergelijking – te interpreteren is als het gemiddelde niveau van de politiek-sociale tegenstelling, gemeten in log-odds-ratio's, in de diverse landen in ons bestand.

## 5. Resultaten

*Beschrijving van politiek-sociale tegenstellingen.* Onze onderzoeksvragen hebben betrekking op de mate waarin verschillen in sociale en politieke kenmerken van landen een verklaring kunnen verschaffen voor verschillen tussen die landen en tussen perioden in politiek-sociale tegenstellingen. Om deze vragen te beantwoorden moeten we uiteraard eerst weten hoe groot de verschillen tussen landen en perioden in politiek-sociale tegenstellingen zijn. Daarom schatten we een zogenaamd 'basis' multiniveau-model.<sup>3</sup> Dit model is gelijk aan het model dat beschreven is in de vorige paragraaf, maar er zijn geen verklarende variabelen in opgenomen. De geschatte parameters van dit model zijn weergegeven in de eerste kolom van tabel 3. De schattingen die hier van belang zijn, zijn de coëfficiënten voor de variabele *Handarbeider*. De coëfficiënt voor deze variabele op het individuele niveau,  $\beta_{100}$ , geeft de gemiddelde mate van politiek-sociale tegenstellingen (gemeten als log-odds-ratio) weer over alle landen en jaren in ons bestand. Deze coëfficiënt heeft de waarde 0,887 (s.e. 0,105). De variantiecomponenten op het land- en jaarniveau voor de variabele *Handarbeider*,  $\tau^2_{10k}$  en  $\sigma^2_{1jk}$ , geven de mate van variantie in de politiek-sociale tegenstellingen tussen respectievelijk landen en jaren. Deze coëfficiënten geven aan dat de log-odds-ratio's significant verschillen

Tabel 3: Coëfficiënten van het 'volledige' en het 'basis'-multiniveau-model

		Basis model		Volledig model	
		coëfficiënt s.e.		coëfficiënt s.e.	
<i>Vaste effectparameters</i>					
<i>(Verklarend deel)</i>					
LANDNIVEAU					
Handarbeider*Inkomensverschillen	$\beta_{101}$			-0,068	0,038
Handarbeider*Levensstandaard	$\beta_{102}$			-0,016	0,048
Handarbeider*Perc. mobiele	$\beta_{103}$			0,088*	0,030
Handarbeider*Perc. leden vakbonden	$\beta_{104}$			0,009*	0,004
Handarbeider*Rel.-etn. diversiteit	$\beta_{105}$			-0,227*	0,091
Handarbeider*Klasse als issue	$\beta_{106}$			-0,133	0,078
Handarbeider*Perc. handarbeiders	$\beta_{107}$			0,003	0,013
JAARNIVEAU					
Handarbeider*Levensstandaard	$\beta_{110}$			-0,076*	0,011
Handarbeider*Perc. mobiele	$\beta_{120}$			-0,002	0,009
Handarbeider*Perc. leden vakbonden	$\beta_{130}$			-0,011*	0,003
Handarbeider*Perc. handarbeiders	$\beta_{140}$			0,003	0,003
INDIVIDUEEL NIVEAU					
Intercept	$\beta_{000}$	-0,675*	0,108	-0,678*	0,109
Handarbeider	$\beta_{100}$	0,887*	0,105	0,357	1,629
<i>Variantiecomponenten</i>					
<i>(Toevalsdeel)</i>					
LANDNIVEAU					
Intercept	$\tau_{00k}^2$	0,180*	0,066	0,181*	0,067
Handarbeider	$\tau_{10k}^2$	0,168*	0,063	0,034*	0,014
JAARNIVEAU					
Intercept	$\sigma_{0jk}^2$	0,087*	0,008	0,087*	0,008
Handarbeider	$\sigma_{1jk}^2$	0,082*	0,009	0,039*	0,005

N = 431.424 individuen in 287 jaar/landcombinaties in 16 landen

\*  $p < 0,05$ 

tussen de landen ( $\tau_{10k}^2 = 0,168$  (s.e. 0,063)) en binnen de landen over de jaren ( $\sigma_{1jk}^2 = 0,082$ , s.e. 0,009). Dit betekent dat de totale variantie in politiek-sociale tegenstellingen (gemeten in log-odds-ratio's) voor  $0,168/(0,082 + 0,168) * 100$ , ofwel 67 procent, bestaat uit variantie tussen landen en voor de overige 33 procent uit variantie tussen jaren binnen landen.

*Toetsing van verklaringen van politiek-sociale tegenstellingen.* Om te onderzoeken in hoeverre de verschillen tussen landen en over de tijd worden verklaard door

verschillen in sociale en politieke kenmerken van die landen, schatten we een 'volledig' multiniveau-model waarin alle verklarende variabelen zijn opgenomen.<sup>4</sup> De coëfficiënten van dit model staan in de tweede kolom van tabel 3. De variantiecomponenten van dit model laten zien dat van de oorspronkelijke variantie in log-odds-ratio's op het landniveau  $(0,168 - 0,034)/0,168 * 100$ , ofwel ongeveer 80 procent, is verklaard door het opnemen van de verklarende variabelen en op het jaarniveau  $(0,082 - 0,039)/0,082 * 100$ , ofwel ongeveer 50 procent. Na opname van de verklarende variabelen is dus een belangrijk deel van de variantie gebonden. Ons doel is echter niet om enkel vast te stellen welk percentage variantie in politiek-sociale tegenstellingen kan worden verklaard door verschillen in de sociale en politieke kenmerken van de landen. Ons doel is ook en vooral de door ons geformuleerde hypothesen te toetsen.

Voor het toetsen van de zeven hypothesen die de *verschillen tussen landen* in politiek-sociale tegenstellingen verklaren, richten we ons op de coëfficiënten voor de verklarende variabelen op het landniveau ( $\beta_{101}$  tot en met  $\beta_{107}$ ). Twee van de zeven coëfficiënten zijn statistisch significant en hebben het voorspelde teken. Dit zijn de coëfficiënten voor het percentage leden van een vakbond ( $\beta_{104}$ ) en de mate van religieuze en etnische diversiteit ( $\beta_{105}$ ). Dit resultaat houdt in dat twee hypothesen (hypothese 4 en 5) worden bevestigd: hoe lager de religieuze en etnische heterogeniteit in een land en hoe hoger het percentage vakbondsleden, hoe groter zijn de politiek-sociale tegenstellingen in dat land.

De coëfficiënt voor het effect van het percentage intergenerationeel mobiele personen in een land ( $\beta_{103}$ ) op de politiek-sociale tegenstellingen in een land is ook significant. Het positieve teken van deze coëfficiënt impliceert dat hoe groter het percentage intergenerationeel mobiele personen in een land is, hoe groter de politiek-sociale tegenstellingen in dat land zijn. Deze bevinding is in tegenspraak met hypothese 3. De bevinding geeft aan dat de bijkomende veronderstellingen die gebruikt zijn om deze macro-hypothese uit individuele noties af te leiden, aanpassing behoeven.

De coëfficiënten voor de effecten van levensstandaard, inkomensverschillen, klasse als politiek strijdpunt, en grootte van de handarbeidersklasse zijn niet statistisch significant. Ook hypothesen 1, 2, 6 en 7 worden weerlegd.

Om de *veranderingen binnen landen* in politiek-sociale tegenstellingen te verklaren, onderzoeken we de effecten van vier mogelijk verklarende factoren. We veronderstelden dat wanneer in een land de levensstandaard toeneemt (hypothese 2), het percentage intergenerationeel mobiele personen stijgt (hypothese 3), het percentage vakbondsleden daalt (hypothese 4) en de relatieve omvang van de arbeidersklasse (hypothese 7) afneemt, als gevolg daarvan de politiek-sociale tegenstellingen in dat land zwakker worden. In tabel 3 is te zien dat van de coëfficiënten voor de ver-



klarende variabelen op het jaarniveau ( $\beta_{110}$  tot en met  $\beta_{140}$ ) alleen die voor de levensstandaard ( $\beta_{110}$ ) en vakbondsdichtheid ( $\beta_{130}$ ) statistisch significant zijn. De coëfficiënt voor levensstandaard is in de verwachte richting. Die voor vakbondsdichtheid is dat niet. Gegeven de coëfficiënt van het volledige multi-variate multi-niveau-model zijn dus drie hypothesen (hypothesen 3, 4 en 7) weerlegd, en kan alleen hypothese 2 worden aanvaard.

Voor de negatieve coëfficiënt voor het effect van verandering in het percentage vakbondsleden in een land is verrassend. Deze coëfficiënt geeft aan dat hoe hoger het percentage vakbondsleden in een land wordt, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land worden. De cijfers voor vakbondslidmaatschap in tabel 2 geven een verklaring voor deze onverwachte bevinding. In de meeste landen was het percentage mensen dat lid was van een vakbond redelijk stabiel door de jaren heen. In Denemarken, Finland en Zweden hebben zich echter belangrijke veranderingen in deze percentages voorgedaan. In deze landen was het percentage vakbondsleden aanvankelijk al vrij hoog, en het percentage is daarna nog gestegen. Zo liep in Zweden het percentage vakbondsleden op van 62 in 1950 naar 93 in 1990. Daarom is het aannemelijk dat de groei in vakbondslidmaatschap niet alleen onder handarbeiders heeft plaatsgehad, maar ook – en mogelijk zelfs sterker – onder niet-arbeiders. Aannemende dat niet-handarbeiders die lid zijn van een vakbond eerder geneigd zijn te stemmen op een linkse politieke partij dan niet-handarbeiders die geen lid zijn van een vakbond, kan achteraf worden verklaard waarom in bepaalde landen een groei in vakbondslidmaatschap heeft geleid tot een afname van de politiek-sociale tegenstellingen.

Tot nu toe hebben we onderzocht of de door ons voor de meeste landen vastgestelde afname in politiek-sociale tegenstellingen gepaard gaat met trendmatige ontwikkelingen in de kenmerken van die landen. Om onze hypothesen strenger te toetsen, gaan we nu nog na of in landen waar de levensstandaard (hypothese 2) en het percentage intergenerationeel mobielen (hypothese 3) sterker zijn gestegen en de relatieve omvang van de handarbeidersklasse (hypothese 7) en het percentage vakbondsleden (hypothese 4) sterker zijn gedaald dan in andere landen, ook de politiek-sociale tegenstellingen meer zijn afgenomen. Daartoe hebben we voor alle 16 landen parameters berekend die de lineaire trend weergeven in de politiek-sociale tegenstellingen in een land, de levensstandaard, het percentage handarbeiders, het percentage intergenerationeel mobielen en het percentage vakbondsleden. Wanneer we deze trendparameters – die in tabel 4 zijn gepresenteerd – met elkaar vergelijken, vinden we onder andere dat hoe sterker de stijging in de levensstandaard in een land is, hoe groter de daling in de politiek-sociale tegenstellingen in dat land blijkt te zijn. De correlatie tussen de trendparameters voor levensstandaard en die voor de politiek-sociale tegenstellingen heeft namelijk een negatieve waarde en verschilt significant van nul ( $-0,39$ ;  $p = 0,04$ ). De correlatie tussen de trendparameter voor vakbondsdichtheid en die voor politiek-sociale tegenstellin-

Tabel 4: Lineaire trends (veranderingen/jaar) in politiek-sociale tegenstellingen, algemene levensstandaard, percentage intergenerationeel mobielen, het percentage leden van vakbonden en het percentage handarbeiders in 16 landen, 1945-1990

	Pol.sociale tegenstellingen	Levensstandaard	Perc. mobielen	Perc. leden van vakbond	Perc. handarbeiders	Aantal jaren
Australië	-0,018*	0,193*	0,215*	0,007	-0,803*	17
België	-0,020*	0,174*	-0,023*	0,798*	0,040	20
Canada	-0,001	0,205*	0,096*	0,174*	-0,281	13
Denemarken	-0,030*	0,196*	0,193*	0,736*	-0,329*	29
Duitsland	-0,031*	0,235*	0,189*	0,016	-0,616*	25
Engeland	-0,022*	0,166*	0,231*	0,100*	-0,317*	30
Finland	-0,030	0,272*	0,789*	1,879*	-0,919*	5
Frankrijk	-0,015*	0,229*	0,175*	-0,235*	-0,168*	25
Ierland	-0,015	0,054*	0,081*	-0,326*	-0,018	20
Italië	-0,019*	0,249*	0,458*	0,406*	-0,557*	19
Nederland	-0,001	0,189*	0,205*	-0,472*	-0,471*	25
Noorwegen	-0,044*	0,283*	0,093*	0,163	-0,574*	11
Spanje	-0,016	0,096*	1,263*	-0,853*	0,907	6
Verenigde Staten	-0,012*	0,247*	0,134*	-0,409*	-0,557*	27
Zweden	-0,027*	0,202*	0,180*	0,762*	-0,329*	12
Zwitserland	-0,007	0,184*	-	0,013	-1,433*	4

\*  $p < 0,05$

gen heeft eveneens een significante negatieve waarde ( $-0,36$ ;  $p = 0,07$ ). Dit negatieve teken is niet als verwacht. De correlaties tussen de trendparameters voor de politiek-sociale tegenstellingen en de trendparameters voor de overige twee verklarende variabelen, het percentage handarbeiders ( $0,25$ ;  $p = 0,14$ ) en het percentage mobielen ( $-0,04$ ;  $p = 0,44$ ) zijn niet statistisch significant. Onze slotsom luidt dat ook deze resultaten hypothese 2 bevestigen, die stelt dat hoe hoger de levensstandaard in een land wordt, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen in dat land worden. Verder ondersteunen deze resultaten onze eerdere bevinding dat de overige getoetste hypothesen zijn weerlegd en dat in het bijzonder die voor vakbondsdichtheid (hypothese 4) aanpassing behoeft. Die nieuwe hypothese luidt dat een (sterkere) toename in lidmaatschap van vakbonden in landen met een hoge vakbondsdichtheid een (sterkere) afname veroorzaakt in de politiek-sociale tegenstelling binnen die landen.

## 6. Conclusie

In dit artikel hebben we ons tot doel gesteld verschillen tussen landen en tijdstippen in politiek-sociale tegenstellingen te verklaren. Dit hebben we gedaan wetende dat er belangrijke verschillen in de sterkte van het verband tussen klasse en

stemgedrag tussen westerse industriële landen bestaan en dat de sterkte van dat verband in de meeste landen aanzienlijk is gedaald. Daarom hebben we naar aanleiding van eerdere studies op dit terrein zeven hypothesen opgesteld die zeggen dat de verschillen tussen landen en perioden in politiek-sociale tegenstellingen verklaard kunnen worden door verschillen in sociale en politieke kenmerken van deze landen. De betreffende kenmerken van landen liepen uiteen van de religieuze en etnische diversiteit in een land, via de algemene levensstandaard en de inkomensverschillen, tot de mate waarin klasse prominent aanwezig is in de dagelijkse politiek in een land. De afleiding van deze macro-hypothesen uit aannemelijke micro-veronderstellingen maakte duidelijk dat enkele daarvan in onderzoek onhoudbaar kunnen blijken.

De opgestelde hypothesen zijn getoetst door gegevens van individuen uit 16 landen in de periode 1945-1990 te analyseren met behulp van multinevel-modellen. Deze toetsingen resulteerden in uiteenlopende conclusies voor de afgeleide macro-hypothesen ter verklaring van de verschillen tussen landen en van de veranderingen binnen landen in politiek-sociale tegenstellingen. Wat betreft de verschillen tussen landen werden twee hypothesen bevestigd: hoe groter de religieuze en etnische diversiteit in een land, en hoe lager het percentage vakbondsleden in een land, hoe kleiner zijn de politiek-sociale tegenstellingen in dat land. Aangaande de overige hypothesen werden geen significante effecten gevonden van de inkomensverschillen in een land, de omvang van de handarbeidersklasse, de levensstandaard, en klasse als strijdpunt in de politiek. Wel hebben we een significant effect gevonden van het percentage mobiliteit in een land, maar de richting van dit effect was tegengesteld aan de verwachte richting.

Met betrekking tot de veranderingen in de mate van politiek-sociale tegenstellingen is één hypothese bevestigd: hoe hoger de levensstandaard in een land wordt, hoe kleiner worden de politiek-sociale tegenstellingen in dat land. Daarnaast hebben we gevonden dat hoe hoger het percentage vakbondsleden in een land wordt, hoe zwakker de politiek-sociale tegenstellingen in dat land worden. De laatste bevinding is tegengesteld aan de door ons geformuleerde hypothese. De hypothesen die betrekking hadden op de overige kenmerken van landen, werden eveneens weerlegd.

De falsifiëring van de vele hypothesen in dit artikel leidt niet noodzakelijk tot de definitieve verwerping van de geformuleerde hypothesen en geenszins van de algemene theorie waar ze van zijn afgeleid. Het is van belang alvorens hypothesen voorgoed te verwerpen, de houdbaarheid van de veronderstellingen te onderzoeken die zijn gemaakt om tot deze hypothesen te komen. Dit dient vooral te gebeuren na toetsing van macro-hypothesen die veelal losjes zijn afgeleid van algemene individuele theorieën en van meerdere veronderstellingen die een brug slaan tussen het individuele en het macro-niveau. In onderhavige studie hebben we duidelijk gemaakt welke veronderstellingen zoal zijn gemaakt bij het afleiden van enkele

le gangbare macro-hypothesen. In sommige gevallen waren deze veronderstellingen aannemelijk, in andere gevallen niet. Zo is bij het afleiden van de macro-hypothese volgens welke een hoger percentage vakbondsleden in een land de politiek-sociale tegenstellingen in dat land vergroot, verondersteld dat een toename in het percentage vakbondsleden in de klassen der niet-handarbeiders gepaard gaat met een minstens even grote toename in het percentage vakbondsleden in de handarbeidersklasse. Het is echter gebleken dat deze veronderstelling voor sommige landen niet opgaat en een geclausuleerde macro-hypothese dient te worden afgeleid.

Daarom stellen we voor gangbare macro-hypothesen over landenkenmerken en politiek-sociale tegenstellingen uitdrukkelijk op individueel niveau te herformuleren. Het is hierbij dienstig kenmerken van landen als contextuele variabelen voor individuen op te vatten. Macro-hypothesen als 'hoe meer intergenerationeel mobielen in een land, hoe kleiner de politiek-sociale tegenstellingen' kunnen namelijk uit uiteenlopende individuele veronderstellingen worden afgeleid (De Graaf & Ultee 1987; Nieuwbeerta 1995). Het kan zijn dat mensen die niet van klasse wisselen, ander stemgedrag vertonen dan mensen die wel van klasse zijn veranderd. Het is ook mogelijk dat sociaal stabiele individuen in landen waar veel mobielen zijn anders stemmen dan sociaal immobielen in landen met weinig mobielen. In het eerste geval leidt een hypothese over het stemgedrag van individuen te zamen met een veronderstelling over de samenstelling van de bevolking van een land tot macro-hypothesen als die welke in dit artikel zijn getoetst. In het tweede geval kan de veronderstelling dat de context waarin een individu zich bevindt van invloed is op het stemgedrag van dit individu, ook tot macro-hypothesen leiden. Zulke contextuele hypothesen vormen een aantrekkelijke brug tussen micro-niveau-analyses en macro-niveau-analyses (Silverman 1991; Pammett 1991) en verdienen aandacht in toekomstig onderzoek.

## Noten

1. Voor een overzicht van de bronnen van deze gegevens verwijzen we naar Appendix A en B in Nieuwbeerta (1995). Deze appendices zijn op te vragen bij de eerst genoemde auteur van dit artikel.

2. Dit houdt in dat naast vergelijkingen (1), (2) en (3) ook de volgende vergelijkingen zijn opgenomen in het multiniveau-model:

$$\text{Jaarniveau: } \beta_{0jk} = \beta_{00k} + \sigma_{0jk} \quad (4)$$

$$\text{Landniveau: } \beta_{00k} = \beta_{000} + \tau_{00k} \quad (5)$$

3. De analyses zijn uitgevoerd met het ML3 computerprogramma. Voor meer informatie over dit programma zie Prosser, Rasbash en Goldstein (1991).

4. In het multiniveau-model zoals gepresenteerd in de tekst zijn geen covariantietermen opgenomen tussen het *Intercept* en de variabele *Arbeider*. Om te controleren of het opnemen van deze covariantietermen leidt tot andere resultaten hebben we ook een model geschat waarbij deze termen wel waren opgenomen op het jaar- en het landniveau. De conclusies die getrokken kunnen worden op grond van dit 'covariantie' model, verschillen niet van de con-

clusies die getrokken kunnen worden op basis van het 'volledige' model.

## Geraadpleegde literatuur

- Alford, R. (1963), *Party and Society: The Anglo-American Democracies*. Westport: Greenwood Press.
- Bernstein, E. (1899), *Die Voraussetzungen des Sozialismus und die Aufgaben der Sozialdemokratie*. Stuttgart: Dietz.
- Bryk, A.S., & S.W. Raudenbush (1992), *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods*. Newbury Park: Sage.
- Dahrendorf, R. (1959), *Class and Class Conflict in Industrial Society*. Stanford: Stanford University Press.
- Dalton, R.J., S.C. Flanagan & P.A. Beck (red.) (1984), *Electoral Change in Industrial Democracies: Realignment or Dealignment?* Princeton: Princeton University Press.
- Downs, A. (1957), *An Economic Theory of Democracy*. New York: Harper & Row.
- Erikson, R., & J.H. Goldthorpe (1992), *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. Oxford: Clarendon Press.
- Franklin, M.N., T. Mackie, H. Valen e.a. (1992), *Electoral Change: Responses to Evolving Social and Attitudinal Structures in Western Countries*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ganzeboom, H.B.G., R. Luijkx & D.J. Treiman (1989), Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective. *Research in Social Stratification and Mobility*, 8: 3-84.
- Goldstein, H. (1987), *Multilevel Models in Educational and Social Research*. Londen: Charles Griffin.
- Graaf, N.D. de, P. Nieuwebeerta & A. Heath (1995), Class Mobility and Political Preference: Individual and Contextual Effects. *American Journal of Sociology*, 100: 997-1027.
- Graaf, N.D. de, & W. Ultee (1987), Intergenerationele Mobiliteit en Politieke Verhoudingen. *Acta Politica*, 22: 3-37.
- Kerr, C., J.T. Dunlop, F.H. Harbison & C.A. Myers (1960), *Industrialism and Industrial Man: The Problem of Labor and Management in Economic Growth*. Cambridge: Harvard University Press.
- Kerr, H. (1990), Social Class and Party Choice. In: R. Sankiäho e.a., *People and their Politics*. Helsinki: The Finnish Political Science Association.
- Korpi, W. (1983), *The Democratic Class Struggle*. Londen: Routledge & Kegan Paul.
- Lane, J.-E., & S.O. Ersson (1991), *Politics and Society in Western Europe* (second edition). Londen: Sage.
- Lazarsfeld, P.F., B. Berelson & H. Gaudet (1948), *The People's Choice: How the Voter Makes up his Mind in a Presidential Campaign* (second edition). New York: Columbia University Press.
- Lenski, G. (1987), *Power and Privilege: A Theory of Social Stratification*. Chapel Hill: University of North Carolina Press.
- Lenski, G., J. Lenski & P. Nolan (1991), *Human Societies: An Introduction to Macrosociology* (sixth edition). New York: McGraw-Hill.
- Lijphart, A. (1979), Religious vs. Linguistic vs. Class Voting: The 'Crucial Experiment' of Comparing Belgium, Canada, South Africa, and Switzerland. *American Political Science Review*, 73: 442-458.
- Lipset, S.M. (1983), *Political Man: The Social Bases of Politics* (expanded and updated edition). Londen: Heinemann.

- Lipset, S.M., & R. Bendix (1959), *Social Mobility in Industrial Society*. Berkeley: University of California Press.
- Lipset, S.M., & S. Rokkan (red.) (1967), *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York: Free Press.
- Listhaug, O. (1989), *Citizens, Parties and Norwegian Electoral Politics 1957-1985: An Empirical Study*. Trondheim: Tapir.
- Nieuwbeerta, P. (1995), *The Democratic Class Struggle in Twenty Countries, 1945-1990*. Amsterdam: Thesis Publishers.
- Pammett, J.H. (1991), The Effects of Individual and Contextual Variables on Partisanship in Canada. *European Journal of Political Research*, 19: 399-412.
- Prosser, R., J. Rasbash & H. Goldstein (1991), *ML3 Software for Three-level Analysis: Users' Guide for V.2*. Londen: Institute of Education.
- Przeworski, A. (1985), *Capitalism and Social Democracy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Przeworski, A., & J. Sprague (1986), *Paper Stones: A History of Electoral Socialism*. Chicago: University of Chicago Press.
- Przeworski, A., & H. Teune (1970), *The Logic of Comparative Social Inquiry*. New York: Wiley.
- Rae, D.W., & M. Taylor (1970), *The Analysis of Political Cleavages*. New Haven: Yale University Press.
- Sartori, G. (1990), The Sociology of Parties: A Critical Review. In: P. Mair (red.), *The West European Party System*. Oxford: Oxford University Press, 150-182.
- Silverman, L. (1991), Beyond the Micro/Macro Distinction. *European Journal of Political Research*, 19: 375-397.
- Summers, R., & A. Heston (1991), The Penn World Table (Mark 5): An Expanded Set of International Comparisons, 1950-1988. *Quarterly Journal of Economics*, 106: 327-368.
- Ultee, W.C., W. Arts & H. Flap (1992), *Sociologie: Vragen, Uitspraken, Bevindingen*. Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Visser, J. (1989), *European Trade Unions in Figures, 1913-1985*. Deventer: Kluwer.
- Visser, J. (1991), Trends in Trade Union Membership. In *Employment Outlook 1991*. Parijs: OECD, 97-134.
- Visser, J. (1992), The Strength of Union Movements in Advanced Capitalist Democracies: Social and Organizational Variations. In: M. Regini (red.), *The Future of Labour Movements*. Londen: Sage, 17-52.