

# Klasse is niet dood – Zij is levend begraven Klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag in westerse samenlevingen (1956-1990)

Jeroen VAN DER WAAL<sup>1</sup>

Promovendus aan de vakgroep Sociologie,  
Erasmus Universiteit Rotterdam

Peter ACHTERBERG

Post-doctoraal onderzoeker aan de vakgroep Sociologie,  
Erasmus Universiteit Rotterdam

Dick HOUTMAN

Universitair hoofddocent aan de vakgroep Sociologie,  
Erasmus Universiteit Rotterdam

## SUMMARY

**Class is not dead – It has been buried alive**

**Class voting and cultural voting in western societies (1956-1990)**

By means of a re-analysis of the most relevant data source (Nieuwbeerta & Ganzeboom 1996), this paper criticizes the newly grown consensus in political sociology that class voting has declined since World War II. An increase of crosscutting cultural voting, rooted in educational differences, rather than a decline of class voting proves responsible for the decline of the traditional class-party alignments. Moreover, income differences have not become less, but more consequential for voting behavior during this period. It is concluded that the new consensus has been built on quicksand. Class is not dead – it has been buried alive under the increasing weight of cultural voting, systematically misinterpreted as a decline of class voting, due to the widespread application of the Alford index.

1. Dit artikel is een bewerkte versie van het tweede deel van de masterscriptie van Jeroen van der Waal. Voor zijn kritische en opbouwende commentaar danken de auteurs Willem de Koster. Correspondentie kan worden gericht aan Jeroen van der Waal, vakgroep Sociologie, Faculteit der Sociale Wetenschappen, Erasmus Universiteit Rotterdam, Postbus 1738, 3000 DR, Rotterdam. E-mail: vanderwaal@fsw.eur.nl.

No one suspected (...) or had reason to suspect, that she was not actually dead. She presented all the ordinary appearances of death. The funeral (...) was hastened, on account of the rapid advance of what was supposed to be decomposition.<sup>2</sup>

## I. Inleiding

In hun artikel 'Are Social Classes Dying?' verdedigen Clark and Lipset de stelling dat klassenpositie sinds de Tweede Wereldoorlog steeds minder invloed heeft op stemgedrag.<sup>3</sup> Deze stelling was de opmaat voor een debat dat publicaties opleverde als 'The Death of Class',<sup>4</sup> 'The Promising Future of Class Analysis',<sup>5</sup> en 'The Breakdown of Class Politics'.<sup>6</sup> Ofschoon sommigen aanvankelijk de stelling van Clark and Lipset betwijfelden,<sup>7</sup> wordt zij in de politieke sociologie inmiddels breed gedeeld en uitgedragen. Nieuwbeerta vat deze consensus als volgt samen: 'With respect to politics, social classes are certainly not dead, but the rumours of their imminent death are not all that exaggerated'.<sup>8</sup>

Er bestaan echter verschillende onderzoeksbevindingen die suggereren dat deze breed gedeelde opvatting niet juist is. Zo toont Stonecash<sup>9</sup> aan dat in de Verenigde

2. POE, E.A., The Premature Burial, pp. 432-441 in E.A. Poe *Selected Works (Deluxe Edition)* Gramercy (1990 [1844]).
3. CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., Are social classes dying? *International Sociology*, 6, 1991, 397-410.
4. PAKULSKI, J. & WATERS, M., *The Death of Class*. London/Delhi: Sage, 1996.
5. GOLDTHORPE, J.H. & MARSHALL, G., The Promising Future of Class Analysis: A Response to Recent Critiques. *Sociology*, 26(3), 1992, 381-400.
6. CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., *The breakdown of class politics. A debate on post-industrial stratification*. Boulder: Westview Press, 2001.
7. HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., The Persistence of Classes in Post-Industrial Societies. *International Sociology*, 8 (3), 1993, 259-277. MANZA, J., HOUT, M., & BROOKS, C., Class Voting in Capitalist Democracies Since World War II: Dealignment, Realignment, or Trendless Fluctuation? *Annual Review of Sociology*, 21, 1995, 137-162. EVANS, G., The Continued Significance of Class Voting. *Annual Review of Political Science*, 3(1), 2000, 401-417. GOLDTHORPE, J.H., Class and Politics in Advanced Industrial Societies, pp. 105-120 in T.N. Clark & S.M. Lipset (Red.), *The Breakdown of Class Politics: A Debate on Post-Industrial Stratification*. Boulder: Westview Press, 2001.
8. NIEUWBEERTA, P., The democratic class struggle in postwar societies: Traditional class voting in twenty countries, 1945-1990, pp. 121-136 in T.N. Clark & S.M. Lipset (red.), *The breakdown of class politics: A debate on post-industrial stratification*, Boulder: Westview Press, 2001, pp. 132. Zie ook: EVANS, G., HEATH, A., & PAYNE, C., Class: Labour as a Catch-All Party?, pp. 87-101 in G. Evans & P. Norris (Red.), *Critical Elections. British Parties and Voters in Long-Term Perspective*. London/Thousand Oaks/New Delhi: SAGE Publications, 1999. WEAKLIEM, D. L. & HEATH, A., Resolving Disputes about Class Voting in Britain and the United States: Definitions, Models, and Data. pp. 281-307 in G. Evans (Red.), *The End of Class Politics?: Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, 1999. BROOKS, C., NIEUWBEERTA, P., & MANZA, J., Cleavage-Based Voting Behavior in Cross-National Perspective: Evidence From Six Postwar Democracies. *Social Science Research*, 33(X), 2004, 88-128.
9. STONECASH, J.M., *Class and Party in American Politics*. Boulder: Westview Press, 2000.

Staten het verband tussen klassenpositie en stemgedrag juist sterker is geworden de laatste decennia, terwijl Nieuwbeerta<sup>10</sup> met dezelfde data juist een afname van dit verband vindt. Daarbij moet worden opgemerkt dat Stonecash en Nieuwbeerta klassenpositie verschillend hebben geoperationaliseerd. In overeenstemming met de onderzoeksbevindingen van Stonecash blijkt daarnaast dat politieke kwesties over klassenbelangen de laatste decennia niet minder belangrijk zijn geworden. Overigens blijkt de sterkte van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag niet afhankelijk te zijn van het belang van deze kwesties.<sup>11</sup> De onderzoeksbevinding die misschien wel het meest verassend is, is dat hypothesen afgeleid van de klassenanalyse niet kunnen verklaren *waarom* het verband tussen klassenpositie en stemgedrag is verzwakt.<sup>12</sup>

Deze drie onderzoeksbevindingen roepen de vraag op of het afnemende traditionele verband tussen de arbeidersklasse en linkse partijen en tussen de middenklasse en rechtse partijen sinds de Tweede Wereldoorlog daadwerkelijk is veroorzaakt door een afname van het *belang* van klassenpositie voor het bepalen van stemgedrag. Voor de beantwoording van deze vraag ontwikkelen en toetsen we hieronder een alternatieve verklaring.

## **II. Klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag: een nieuwe conceptualisering**

### **A. Zijn inkomen en opleidingsniveau twee indicatoren van hetzelfde?**

Dat de arbeidersklasse progressief, in Angelsaksische termen ‘liberal’, is als het gaat om vraagstukken over economische herverdeling, maar conservatief of autoritair als het gaat over vraagstukken als individuele vrijheid en sociale orde, is een van de basisinzichten in de politieke sociologie (Houtman, 2001, 2003).<sup>13</sup> Lip-

10. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., The Democratic Class Struggle in Postwar Societies: Class Voting in Twenty Countries, 1945-1990. *Acta Sociologica*, 39(4), 1996, 345-383. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.
11. ACHTERBERG, P., Class Voting and the New Political Culture: Economic, Cultural and Environmental Voting in Late-Modern Countries. *International Sociology*, 21(2), 2006, 237-261.
12. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P. & ULTEE, W., Class voting in Western industrialized countries, 1945-1990: Systematizing and testing explanations. *European Journal of Political Research*, 35, 1999, 123-160.
13. LIPSET, S.M., *Political man: The social bases of politics (expanded edition)*. Baltimore: The John Hopkins University Press, 1981. MIDDENDORP, C.P., *Ideology in Dutch Politics; The democratic system reconsidered 1970-1985*. Assen/Maastricht: Van Gorcum, 1991. HOUTMAN, D., Class, Culture and Conservatism, Reassessing Education as a Variable in Political Sociology, pp. 161-195 In T.N. Clark & S.M. Lipset (Red.), *The breakdown of class politics, A Debate on Post-Industrial Stratification*. Washington D.C.: Woodrow Wilson Center Press, 2001. HOUTMAN, D., *Class and politics in contemporary social science, Marxism lite and its blind spot for culture*. Hawthorne, NY: Aldine de Gruyter, 2003.

set formuleerde dit als volgt: 'Economic liberalism refers to the conventional issues concerning redistribution of income, status, and power among the classes. The poorer everywhere are more liberal or leftist on such issues (...) On the other hand, when liberalism is defined in non-economic terms – so as to support, for example, civil rights for political dissidents, civil rights for ethnic and racial minorities, internationalist foreign policies, and liberal immigration legislation – the correlation is reversed'.<sup>14</sup> Sinds Lipset dit naar voren bracht bestaat er overeenstemming over het feit dat economische progressiviteit en culturele progressiviteit zo goed als ongerelateerd zijn in het electoraat.<sup>15</sup>

Voor de verklaring van economische progressiviteit kunnen inkomen en opleiding als twee aspecten van hetzelfde klassenbegrip worden beschouwd, omdat zowel weinig inkomen als een lage opleiding leiden tot progressieve opvattingen over economische herverdeling. Dit bevestigt de logica van de klassenanalyse.<sup>16</sup> Echter, voor de verklaring van opvattingen over niet-economische vraagstukken als de mate waarin men het belang van individuele vrijheid benadrukt – i.e., postmaterialisme in de zin van Inglehart (1977)<sup>17</sup> – of de handhaving van sociale orde – i.e., autoritarisme in de zin van Adorno e.a. (1950)<sup>18</sup> –, kunnen inkomen en opleiding *niet* als twee aspecten van hetzelfde worden beschouwd. Dan heeft inkomen namelijk geen enkele verklarende waarde, terwijl opleiding juist een sterke invloed heeft op autoritarisme (negatief) en postmaterialisme (positief) (Houtman, 2003).<sup>19</sup> Inglehart<sup>20</sup> verbindt hier de conclusie aan dat opleiding niet eenvoudigweg klasse- of beroepsstatus indiceert. Het is daarnaast al lang bekend dat, in

14. LIPSET, S.M., 1981 *o.c.* P. 485.
15. FLEISHMAN, J.A., Attitude Organization in the General Public: Evidence for a Bidimensional Structure. *Social Forces*, 67(1), 1988, 159-184. HEATH, A.F., EVANS, G., & MARTIN, J., The Measurement of Core Beliefs and Values: The Development of Blanced Socialist/Laissez Faire and Libertarian/Authoritarian Scales. *British Journal of Political Science*, 24(1), 1994, 115-132. MIDDENDORP, P., 1991 *o.c.* EVANS, G., HEATH, A.F., & LALLJEE, M., Measuring Left-Right and Libertarian-Authoritarian Values in the British Electorate. *British Journal of Sociology*, 47(1), 1996, 93-112.
16. WRIGHT, E.O. *Classes*. London: Verso, 1985. DE WITTE, H. & BILLIET, J., Economic and cultural conservatism in Flanders: In search of concepts, determinants and impact on voting behaviour. pp. 91-120 in H. de Witte & P. Scheepers (Red.), *Ideology in the low countries: Trends, Models and Lacunae*. Assen: Van Gorcum & Comp, 1999. SCHEEPERS, P., TE GROTHENHUIS, M. & BOSCH, A., Trends in conservatism in the Netherland 1970-1992: Effects of individual and contextual characteristics, pp. 25-49 in H. de Witte & P. Scheepers (Red.), *Ideology in the Low Countries. Trends, Models and Lacunae*. Assen, The Netherlands: Van Gorcum, 1999. HOUTMAN, D., 2001 *o.c.* HOUTMAN, D., 2003 *o.c.* ACHTERBERG, P. & HOUTMAN, D., Why Do So Many People Vote 'Unnaturally'? A Cultural Explanation for Voting Behavior. European Journal of Political Research, 45(1), 2006, 75-92.
17. INGLEHART, R., *The silent revolution: Changing values and political styles among Western publics*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1977.
18. ADORNO, T.W., FRENKEL-BRUNSWIK, E., LEVINSON, D.J., & SANDFORD, R.N., *The Authoritarian Personality*. New York: Harper and Brothers. 1950.
19. HOUTMAN, D., 2003 *o.c.*
20. INGLEHART, R., 1977 *o.c.* pp. 72-89. Zie ook HOUTMAN, D., 2001 *o.c.* HOUTMAN, D., 2003 *o.c.*

tegenstelling tot de economische progressiviteit van de arbeidersklasse, het autoritarisme van de arbeidersklasse niets te maken heeft met haar zwakke economische positie, maar alles te maken heeft met haar lage opleidingsniveau.<sup>21</sup>

Hoewel sociologen altijd hebben benadrukt dat sociale klasse, net als sociaal-economische status, sterk gerelateerd is aan zowel opleiding als inkomen,<sup>22</sup> laten onderzoeksuitkomsten zien dat opleiding en inkomen niet altijd zonder problemen als klassenindicator kunnen worden beschouwd. Als het de verklaring van economische progressiviteit betreft is dit geen probleem, als het de verklaring van culturele progressiviteit ('postmaterialisme') betreft, of cultureel conservatisme ('autoritarisme'), is dit wel een probleem.<sup>23</sup> In de volgende paragraaf zetten we uiteen waarom.

## B. Het onderscheid tussen cultureel stemgedrag en klassengebonden stemgedrag

Ofschoon klassenpositie en inkomen geen verklarende waarde hebben voor autoritarisme en postmaterialisme hangen zij sterk samen met opleiding. Hierdoor zijn studies naar klassengebonden stemgedrag met behulp van de methode van Alford problematisch.<sup>24</sup> Deze 'Alford index' meet de sterkte van het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag. Dat deze methode algemeen geaccepteerd is blijkt niet alleen uit het feit dat Clark en Lipset het gebruiken in hun artikel waarmee het onderhavige debat werd aangezwengeld,<sup>25</sup> maar ook hun critici. Deze critici beogen slechts een methodologische verfijning.<sup>26</sup> Ook Nieuwbeerta<sup>27</sup> gebruikt de Alford index in zijn grootschalige studie die sterk heeft bijgedragen

21. GRABB, E.G., Working-Class Authoritarianism and Tolerance of Outgroups: A Reassessment. *Public Opinion Quarterly*, 43(1), 1979, 36-47. GRABB, E.G., Marxist Categories and Theories of Class: The Case of Working Class Authoritarianism. *Pacific Sociological Review*, 23(4), 1980, 359-376. DEKKER, P. & ESTER, P., Working-class authoritarianism: a reexamination of the Lipset thesis. *European Journal of Political Research*, 15(4), 1987, 395-415. VAN DE WERFHORST, H.G., & DE GRAAF, N.D., The Sources of Political Orientations in Post-Industrial Society: Social Class and Education Revisited. *British Journal of Sociology*, 55(2), 2004, 211-236.
22. DUNCAN, O.D., A Socioeconomic Index for all Occupations, pp. 109-138 in A. Reis (Red.), *Occupations and Social Status*. New York: Free Press, 1961. KOHN, M., *Class and Conformity: A Study in Values*. Chicago: University of Chicago Press, 1977. LIPSET, S.M., 1981 o.c. MARSHALL, G., NEWBY, H., ROSE, D., & VOGLER, C., *Social Class in Modern Britain*. London: Hutchinson, 1988. HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c. ISHIDA, H. & MULLER, W., Class Origin, Class Destination, and Education: A Cross-National Study of Ten Industrial Nations. *American Journal of Sociology*, 101(1), 1995, 145-194. VAN DE WERFHORST, H.G. & DE GRAAF, N.D., 2004 o.c.
23. HOUTMAN, D., 2001 o.c. HOUTMAN, D., 2003 o.c.
24. ALFORD, R.R., Class Voting in the Anglo-American Political Systems, pp. 67-93 in S.M. Lipset & S. Rokkan (Red.), *Party Systems and Voter Alignments: Cross-National Perspectives*. New York: Free Press, 1967.
25. CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 1991, o.c.
26. HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c.
27. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996, o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.

aan de bestaande consensus over de afname van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag. Daarnaast domineert deze methode verschillende hoofdstukken van de twee bundels over de vermeende afname van dit verband.<sup>28</sup>

Onder de titel *Why Expect Class Voting?* stelde Alford dat zijn methode is gebaseerd op de aannname dat klassenpositiegerelateerde economische belangen aan de basis liggen van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag: ‘A relation between class position and voting behavior is a natural and expected association in the Western democracies for a number of reasons: the existence of class interests, the representation of these interests by political parties, and the regular association of certain parties with certain interests. Given the character of the stratification order and the way political parties act as representatives of different class interests, it would be remarkable if such a relation were not found’.<sup>29</sup> Hoewel Alford benadrukt dat het verband tussen klassenpositie en stemgedrag voortkomt uit de economische progressiviteit van de arbeidersklasse en het economische conservatisme van de middenklasse, worden deze stemmotieven genegeerd in zijn methode: deze behelst slechts de bivariate relatie tussen klassenpositie en stemgedrag.

Dat deze stemmotieven zijn weggelaten uit Alford’s index is problematisch omdat daardoor klassengebonden stemgedrag, i.e. het stemmen op een linkse (rechtse) partij vanwege economisch progressieve (conservatieve) opvattingen voortkondigt uit een zwakke (sterke) klassenpositie, wordt vermengd met wat we vanaf nu cultureel stemgedrag noemen, i.e. stemmen op een rechtse (linkse) partij op basis van autoritarisme (libertarisme) dat voorkomt uit een laag (hoog) opleidingsniveau.<sup>30</sup> Daarbij dient te worden benadrukt dat dit laatste type stemgedrag niets te maken heeft met het eerste type, omdat zij wordt gedreven door culturele in plaats van economische stemmotieven, voortkomt uit opleidingsniveau in plaats van klassenpositie, en leidt tot een ‘cross-pressure’ in het electoraat: op basis van cultureel stemgedrag stemmen zij tegen hun klassenbelangen in.

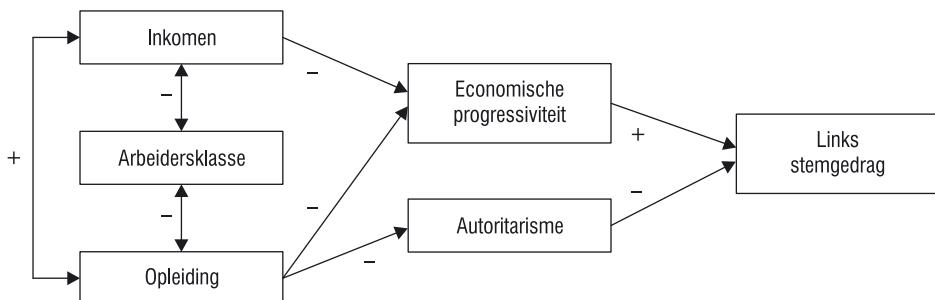
28. EVANS, G. (Red.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context*. New York: Oxford University Press, 1999. CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 2001, o.c.

In navolging van de kritiek van HOUTMAN, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c. op de analyse van CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 1991, o.c., gebruikt Nieuwbeerta fijnere klassenverschillen dan de conventionele manueel – non-manueel dichotomie door log-odds-ratios te gebruiken. Dit leidt tot relatief (klassen ten opzichte van elkaar) in plaats van absoluut klassengebonden stemgedrag. Deze methodologische herziening van de Alford index laat deze index echter theoretisch intact omdat de resulterende ‘kappa index’ nog steeds is gebaseerd op het idee dat de mate waarin klassenpositie het stemgedrag bepaalt kan worden gemeten met de sterkte van het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag. Het is daarom niet opmerkelijk dat het onderzoek van Nieuwbeerta aantoont dat deze methodologische herziening van de Alford index tot dezelfde onderzoeksbevindingen leidt als de originele versie: ‘The main finding is that the various measures of class voting (yield) the same conclusions with respect to the ranking of the countries according to their levels of class voting and according to the speed of declines in class voting’ NIEUWBEERTA, P., 1996, o.c. p. 370.

29. ALFORD, R.R., 1967, o.c. pp. 68-9.

30. HOUTMAN, D., 2001 o.c. HOUTMAN, D., 2003 o.c. ACHTERBERG, P. & HOUTMAN, D., 2006 o.c.

In figuur 1 worden beide typen stemgedrag ontrafeld: het bovenste deel verbeeldt klassengebonden stemgedrag, het onderste deel het daaraan tegengestelde cultureel stemgedrag. Het laat duidelijk zien dat de sterkte van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag, zoals gemeten met de Alford index, niets zegt over de mate waarin klassenpositie stemgedrag bepaalt. Beide typen stemgedrag werken in tegengestelde richting, en variëren onafhankelijk van elkaar. Een voorkeur voor economische herverdeling dat voortkomt uit een zwakke klassenpositie en leidt tot een stem op links, overeenkomend met de logica van klassengebonden stemgedrag, kan aan het zicht worden onttrokken door een even sterke voorkeur onder laag opgeleiden om op rechtse partijen te stemmen vanwege hun autoritarisme. Het meten van klassengebonden stemgedrag met de sterkte van het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag leidt dan tot de onjuiste conclusie dat klassenpositie het stemgedrag niet meer beïnvloedt. Het is belangrijk op te merken dat dit voorbeeld niet hypothetisch is, maar door verschillend onderzoek ook wordt bevestigd.<sup>31</sup> Louter afgaan op de bivariate relatie tussen klassenpositie en stemgedrag kan zelfs tot de conclusie leiden dat het klassengebonden stemgedrag is afgenomen terwijl het juist is toegenomen. Dit gebeurt indien zowel het klassengebonden stemgedrag als het cultureel stemgedrag is toegegenomen, maar de laatste sterker dan de eerste.



**Figuur 1.** Het onderscheid tussen klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag.

### C. Hypothesen

Samenvattend kan worden gesteld dat het nog niet duidelijk is of de afname van het verband tussen de arbeidersklasse en links en tussen de middenklasse en rechts sinds de Tweede Wereldoorlog – zoals overtuigend aangetoond door Nieuwbeerta – wordt veroorzaakt door een afname van het klassengebonden stemgedrag.<sup>32</sup> Dit is zeker mogelijk, maar het kan ook zijn veroorzaakt door een

31. HOUTMAN, D., 2001 o.c. HOUTMAN, D., 2003 o.c. ACHTERBERG, P. & HOUTMAN, D., 2006 o.c.
32. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996, o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.

toename van cultureel stemgedrag. Drie soorten onderzoeksbevindingen lijken zelfs op dit laatste scenario te wijzen.

Ten eerste vindt Stonecash met inkomen als klassenindicator dat het verband tussen klassenpositie en stemgedrag sterker is geworden in de Verenigde Staten sinds de Tweede Wereldoorlog. Hij concludeert daarom dat: 'rather than class divisions fading in relevance, they are likely to be a staple of American politics for some time'.<sup>33</sup> Pikkant detail daarbij is dat Stonecash dezelfde data gebruikt als Nieuwbeerta. Nieuwbeerta voegt daar echter nog data van andere landen aan toe. Het verschil in onderzoeksbevindingen lijkt te worden veroorzaakt doordat Stonecash inkomen als klassenindicator gebruikt, terwijl Nieuwbeerta hiervoor EGP-klassen gebruikt die zijn gebaseerd op beroepsstatus.<sup>34</sup> Zoals wij zojuist hebben beargumenteerd is dit verschil niet triviaal, omdat inkomen, in tegenstelling tot beroepsstatus, niet kan leiden tot het vermengen van klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag, omdat er geen relatie bestaat tussen inkomen en autoritarisme/libertarisme. Dit lijkt er op te wijzen dat de afname van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag dat Nieuwbeerta heeft aangetoond,<sup>35</sup> wordt veroorzaakt door de toename van cultureel stemgedrag en *niet* door een afname van klassengebonden stemgedrag.

Ten tweede zouden we verwachten dat, indien het klassengebonden stemgedrag daadwerkelijk is afgenoemt sinds de Tweede Wereldoorlog, kwesties rond economische herverdeling sindsdien minder belangrijk zijn geworden in de politiek. Dit is echter niet de zaak,<sup>36</sup> terwijl culturele kwesties over individuele vrijheid en sociale orde juist wel belangrijker zijn geworden in deze periode.<sup>37</sup> En waar de mate waarin vraagstukken rond economische herverdeling de politiek bepalen geen invloed heeft op de sterkte van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag, is dit verband aanzienlijk zwakker in perioden en landen waarin culturele kwesties sterk op de politieke agenda staan.<sup>38</sup> Ook dit suggereert dat de bevindingen van Nieuwbeerta niet duiden op een afname van het klassengebonden stemgedrag sinds de Tweede Wereldoorlog, maar op een toename van cultureel stemgedrag in deze periode.

Ten derde blijkt de klassenanalyse niet te kunnen verklaren waarom in bepaalde perioden en landen de relatie tussen klassenpositie en stemgedrag het zwakst is. Hypothesen die zijn afgeleid van de klassenanalyse, en voorspellen wanneer klassenpositie meer of minder relevant is voor het bepalen van stemgedrag, wor-

33. STONECASH, J., 2000 o.c. p. 140.
34. ERIKSON, R. & GOLDTHORPE, J.H., *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. London: Clarendon, 1992. ERIKSON, R., GOLDTHORPE, J.H., & PORTOCARERO, L., Intergenerational Class Mobility in Three Western European Countries. *British Journal of Sociology*, 30(3), 1979, 415-441.
35. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996, o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.
36. ACHTERBERG, P., 2006 o.c.
37. LAYMAN, G.C., *The Great Divide: Religious and Cultural Conflict in American Party Politics*. New York: Columbia University Press, 2001. HECHTER, M., From Class to Culture. *American Journal of Sociology*, 110(2), 2004, 400-445. ACHTERBERG, P., 2006 o.c.
38. ACHTERBERG, P., 2006 o.c.

den bijna altijd verworpen.<sup>39</sup> Dit is op zijn minst merkwaardig te noemen. Of schoon het denkbaar is dat de klassenanalyse geen enkele betekenis meer heeft voor de politieke sociologie, beschouwen wij het op zijn minst even plausibel dat verschillen in het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag wijzen op verschillen in de mate van cultureel stemgedrag. Indien dit zo is – hetgeen wordt gesuggereerd door de andere twee categorieën onderzoeksbevindingen – is de verwerving van de hypothesen die zijn afgeleid van de klassenanalyse echter niet zo merkwaardig meer.

Om uit te zoeken of het zwakker wordende verband tussen de arbeidersklasse en links, en tussen de middenklasse en rechts, wordt veroorzaakt door een afname van het klassengebonden stemgedrag, of door een toename van cultureel stemgedrag, analyseren we de data van Nieuwbeerta opnieuw. We toetsen daarbij twee hypothesen. De eerste toest of er daadwerkelijk een afname van het klassengebonden stemgedrag heeft plaatsgevonden. Het voorspelt dat de afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag is veroorzaakt doordat mensen met een laag inkomen steeds minder op een linkse partij stemmen en mensen met een hoog inkomen steeds minder op een rechtse partij. De tweede hypothese toest of dat het cultureel stemgedrag is toegenomen. Hij voorspelt dat de afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag is veroorzaakt doordat mensen met een laag opleidingsniveau steeds rechtser zijn gaan stemmen, en mensen met een hoog opleidingsniveau steeds linkser zijn gaan stemmen.

### **III. Data en meting**

#### **A. Data**

Zoals gesteld analyseren we opnieuw de data waarmee Nieuwbeerta de afname van het verband tussen de arbeidersklasse en links en het verband tussen de middenklasse en rechts aantoon.<sup>40</sup> Door twee aanpassingen aan de operationaliseringen van Nieuwbeerta die we hieronder uiteenzetten analyseren we data van 93.567 respondenten in 15 verschillende landen tussen 1956 en 1990. Het betreft 80 land-jaar combinaties (zie tabel 1).

39. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., & ULTEE, W., 1999, o.c.

40. NIEUWBEERTA, P. & GANZEBOOM, H., *International Social Mobility and Politics File: Documentation of an Integrated Dataset of 113 National Surveys Held in 16 countries, 1956-1991* (No. P1145). Amsterdam: Steinmetz Archive/SWIDOC Amsterdam Steinmetz archive codebook, 1996.

**Tabel 1.** Aantal bestanden per land jaar combinatie (1956-1990, N = 80).

| Land             | 1956-1970 | 1971-1980 | 1981-1990 | Totaal | Periode   |
|------------------|-----------|-----------|-----------|--------|-----------|
| Australië        | 1         | –         | 3         | 4      | 1985-1987 |
| België           | –         | 1         | –         | 1      | 1975      |
| Canada           | –         | –         | 1         | 1      | 1984      |
| Denemarken       | –         | 1         | –         | 1      | 1972      |
| Duitsland        | 1         | 2         | 6         | 9      | 1969-1990 |
| Finland          | –         | 2         | –         | 2      | 1972-1975 |
| Frankrijk        | –         | 1         | –         | 1      | 1978      |
| Groot-Brittannië | –         | 2         | 6         | 8      | 1974-1990 |
| Ierland          | –         | –         | 1         | 1      | 1990      |
| Italië           | 1         | 1         | –         | 2      | 1968-1975 |
| Nederland        | 1         | 6         | 7         | 14     | 1970-1990 |
| Noorwegen        | 1         | 2         | 4         | 7      | 1965-1990 |
| Oostenrijk       | –         | 1         | 3         | 4      | 1974-1989 |
| Verenigde Staten | 7         | 8         | 9         | 24     | 1956-1990 |
| Zwitserland      | –         | 1         | –         | 1      | 1976      |
| Totaal           | 12        | 28        | 40        | 80     | 1956-1990 |

## B. Operationalisering

*Klasse* – Gelijk Nieuwbeerta meten we klassenpositie met het EGP-klassenschema. Dit schema is een onderverdeling in zeven verschillende klassenposities gebaseerd op beroep, zelfstandig ondernemerschap en het aantal mensen waaraan men leiding geeft.<sup>41</sup> Er dient te worden benadrukt dat de zeven EGP-klassen geen eenvoudige hiërarchie betreffen.<sup>42</sup> De eerste drie klassen (hogere professionals, lagere professionals, en niet-manuale arbeiders), en de laatste drie klassen betreffen weliswaar twee verschillende hiërarchieën op zichzelf, maar de hiërarchische relatie tussen deze twee is onbepaald. Dit laatste is tevens de zaak voor de relatie tussen deze twee hiërarchieën en de zelfstandig ondernemers. De hogere professionals, lagere professionals, en de zelfstandig ondernemers kunnen zonder problemen worden beschouwd als middenklasse, terwijl de geschoolde, halfgeschoolde en ongeschoolde handarbeiders de arbeidersklasse vormen. De meest geprivilegerde handarbeidersklasse bestaat uit lagere technici en voorlieden van handarbeiders. Zij vormen ‘a latter-day aristocracy of labour or a “blue collar” élite’,<sup>43</sup> en onderscheid zich daardoor van de ‘echte’ arbeidersklasse. Evenzo kan de minst geprivilegerde hoofdarbeidersklasse, de hoofdarbeiders, worden onderscheiden van de ‘echte’ middenklasse als ‘white collar proletarians’.<sup>44</sup> Kortom, bij de interpretatie van de statistische resultaten is aan de ene kant het stem-

41. ERIKSON, R. & GOLDTHORPE, J. H., 1992 o.c. pp. 38-9.

42. GOLDTHORPE, J.H., *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon, 1980, p. 42.

43. GOLDTHORPE, J.H., 1980 o.c. p. 41.

44. WRIGHT, E. O., *Class Structure and Income Determination*. New York: Academic Press, 1979.

gedrag van de hogere professionals, lagere professionals en de zelfstandig ondernemers ('middenklasse') van belang, en aan de andere kant het stemgedrag van de geschoolde, halfgeschoold en ongeschoold arbeiders ('arbeidersklasse') van belang. EGP-klasse wordt als zes dummy variabelen ingebracht in de analyse, waarbij de hogere professionals als referentiecategorie dienen.

*Inkommen* – In navolging van Erikson<sup>45</sup> gebruiken we huishoudinkomen om het inkomensniveau te bepalen. Om vergelijking van de regressiecoëfficiënten van inkomen mogelijk te maken hebben we deze variabele apart gestandaardiseerd voor elke land-jaar combinatie.

*Opleiding* – Om de opleidingsclassificaties van 15 landen te standaardiseren is opleiding gecodeerd naar het aantal jaren dat minimaal nodig is om het desbetreffende opleidingsniveau te behalen. Vervolgens is het op dezelfde manier gestandaardiseerd als inkomen.

*Stemgedrag* – net als Nieuwbeerta hebben we data gebruikt over de stemintenties bij de aankomende verkiezingen, over het stemgedrag bij de laatste verkiezingen en over de partij waarmee men zich identificeert.<sup>46</sup> Als respondenten op alle drie variabelen een waarde hebben is de waarde van de eerste variabele gebruikt. Als een respondent een waarde heeft op de laatste twee variabelen is de waarde van de laatste variabele gebruikt. De grove links vs. niet-links dichotomie die Nieuwbeerta heeft gebruikt als stemgedragvariabele nemen wij *niet* over omdat het leidt tot een arbitraire indeling van partijen in het politieke midden. Daarom hebben we een stemgedragschaal gemaakt waarbij partijen de gemiddelde score hebben gekregen van de links-rechts zelfidentificatie van de respondenten die op desbetreffende partij hebben gestemd. Hierdoor is een continue variabele ontstaan waarop hoge scores rechts-stemgedrag indiceren.<sup>47</sup> Het tweede argument om niet de onvermijdelijk grove en arbitraire indeling van partijen in een links vs. niet-links dichotomie van Nieuwbeerta te gebruiken is dat daarin nieuw-linkse partijen als niet-links zijn gecategoriseerd. Omdat de middenklasse buitenproportioneel vaak op deze nieuw-linkse partijen,<sup>48</sup> wordt door deze indeling het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag kunstmatig hoog gehouden. De afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag is daarom waarschijnlijk nog sterker dan aangetoond.

45. ERIKSON, R., Social Class of Men, Women and Families. *Sociology*, 18, 1984, 500-14.
46. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. p. 35.
47. Omdat wij afwijken van de operationalisering van Nieuwbeerta, in het bijzonder door het plaatsen van politieke partijen op een links-rechts zelfidentificatieschaal, zijn er aanzienlijk meer missende waarden: 33 van de 113 originele datasets vallen daardoor af. Hierdoor valt Zweden (met drie datasets) geheel uit de analyse.
48. HOFFMAN-MARTINOT, V., Grüne and Verts: Two Faces of European Ecologism. *West European Politics*, 14(1), 1991, 70-95. INGLEHART, R., *Modernization and Postmodernization; Cultural, Economic, and Political Change in 43 Societies*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 1997, pp. 272-88.

## IV. Resultaten

Voordat we onze twee hypothesen toetsen, tonen we aan dat EGP-klasse, opleiding en inkomen dermate met elkaar verbonden zijn dat EGP-klasse een te ambiguë variabele is om klassengebonden stemgedrag te onderzoeken. We voeren daarvoor een multilevel regressie-analyse uit met drie aggregatienniveaus: land, jaar en respondent.

Uit tabel 2 blijkt dat de zeven EGP-klassen aanzienlijk verschillen in inkomen. (Model 1). De hogere professionals hebben het hoogste gemiddelde inkomen en de geschoold, halfgeschoold en ongeschoold arbeiders hebben het laagste gemiddelde inkomen. De klassen verschillen ook aanzienlijk in opleidingsniveau hetgeen voor een groot deel de verschillen in inkomen veroorzaakt (Model 2). Kortom, de zeven klassen verschillen zowel in inkomen als in opleiding. Hierdoor is EGP-klasse een te ambiguë variabele voor het onderzoek naar het klassengebonden stemgedrag. Dit omdat zowel inkomen als opleiding klassengebonden stemgedrag veroorzaken, maar opleiding *ook* het daaraan tegengestelde cultureel stemgedrag.

**Tabel 2.** Inkomen verklaard door EGP-klassen en opleiding (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressiecoëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93,567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

| Onafhankelijke variabelen              | Nulmodel |           | Model 1  |           | Model 2  |         |
|--|----------|-----------|----------|-----------|----------|---------|
| Constante                              | 3,146*** | (0,297)   | 3,146*** | (0,297)   | 3,146*** | (0,297) |
| Hogere professionals (= ref.)          |          | 0         |          | 0         |          |         |
| Lagere professionals                   |          | -0,222*** | (0,011)  | -0,206*** | (0,011)  |         |
| Hoofdarbeiders                         |          | -0,568*** | (0,012)  | -0,380*** | (0,012)  |         |
| Kleine Zelfstandigen                   |          | -0,427*** | (0,009)  | -0,242*** | (0,010)  |         |
| Lagere Technici                        |          | -0,179*** | (0,008)  | -0,089*** | (0,008)  |         |
| Geschoolde arbeiders                   |          | -0,612*** | (0,011)  | -0,368*** | (0,011)  |         |
| Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders |          | -0,867*** | (0,011)  | -0,545*** | (0,012)  |         |
| Opleiding                              |          |           |          | 0,587***  | (0,008)  |         |
| Variatie land niveau                   | 0,772    | (0,457)   | 0,771    | (0,456)   | 0,771    | (0,456) |
| Variatie jaar niveau                   | 1,429*** | (0,248)   | 1,430*** | (0,248)   | 1,430*** | (0,248) |
| Variatie individueel niveau            | 5,405*** | (0,025)   | 4,948*** | (0,023)   | 4,695*** | (0,022) |
| Deviantie                              | 423871,7 |           | 415616,9 |           | 410698,2 |         |

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

Met rechts-stemgedrag als afhankelijke variabele en zes EGP-klassendummies als onafhankelijke variabele brengen we de trends in het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag sinds de Tweede Wereldoorlog in kaart. Het is duidelijk dat de geschoold, halfgeschoold en ongeschoold arbeiders vaker op een linkse partij stemmen dan de middenklasse (tabel 3, Model 1), en dat dit traditionele verband de afgelopen decennia zwakker is geworden (Model 2). Deze uitkomsten

zijn niet verrassend omdat zij met dezelfde data reeds zijn aangetoond door Nieuwbeerta.<sup>49</sup>

**Tabel 3.** Rechts stemgedrag verklaard door EGP klassenpositie (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressiecoëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93,567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

|   | Model 1   |         | Model 2   |         |
|---|-----------|---------|-----------|---------|
| Constante                                     | 4,796***  | (0,191) | 4,796***  | (0,191) |
| Hogere professionals (= ref.)                 | 0         |         | 0         |         |
| Lagere professionals                          | -0,086*** | (0,018) | -0,090*** | (0,018) |
| Hoofdarbeiders                                | -0,139*** | (0,022) | -0,141*** | (0,022) |
| Kleine Zelfstandigen                          | 0,058     | (0,029) | 0,055     | (0,029) |
| Lagere Technici                               | -0,083*** | (0,023) | -0,084*** | (0,023) |
| Geschoolde arbeiders                          | -0,313*** | (0,052) | -0,313*** | (0,052) |
| Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders        | -0,307*** | (0,057) | -0,308*** | (0,057) |
| Jaar  | 0,020     | (0,024) | 0,020     | (0,024) |
| <i>Interacties</i>                            |           |         |           |         |
| Jaar x Hogere professionals (= ref.)          |           |         | 0         |         |
| Jaar x Lagere professionals                   |           |         | -0,011    | (0,008) |
| Jaar x Hoofdarbeiders                         |           |         | 0,019*    | (0,009) |
| Jaar x Kleine Zelfstandigen                   |           |         | 0,013     | (0,008) |
| Jaar x Lagere Technici                        |           |         | 0,011     | (0,008) |
| Jaar x Geschoolde arbeiders                   |           |         | 0,037**   | (0,009) |
| Jaar x Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders |           |         | 0,033**   | (0,010) |
| <i>Variantie random slopes land niveau</i>    |           |         |           |         |
| Hogere professionals (= ref.)                 |           |         |           |         |
| Lagere professionals                          | 0,003     | (0,002) | 0,003     | (0,002) |
| Hoofdarbeiders                                | 0,005*    | (0,002) | 0,005*    | (0,002) |
| Kleine Zelfstandigen                          | 0,009*    | (0,004) | 0,009*    | (0,004) |
| Lagere Technici                               | 0,005     | (0,003) | 0,005     | (0,003) |
| Geschoolde arbeiders                          | 0,038*    | (0,015) | 0,037*    | (0,015) |
| Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders        | 0,045*    | (0,018) | 0,044*    | (0,017) |
| <i>Variantie random slopes jaar niveau</i>    |           |         |           |         |
| Hogere professionals (= ref.)                 |           |         |           |         |
| Lagere professionals                          | 0,001     | (0,001) | 0,000     | (0,000) |
| Hoofdarbeiders                                | 0,001*    | (0,000) | 0,001*    | (0,000) |
| Kleine Zelfstandigen                          | 0,001     | (0,001) | 0,001     | (0,001) |
| Lagere Technici                               | 0,002*    | (0,001) | 0,002*    | (0,001) |
| Geschoolde arbeiders                          | 0,002*    | (0,001) | 0,001     | (0,001) |
| Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders        | 0,002*    | (0,001) | 0,001     | (0,001) |
| Variantie land niveau                         | 0,523**   | (0,191) | 0,523**   | (0,191) |
| Variantie jaar niveau                         | 0,040***  | (0,007) | 0,040***  | (0,007) |
| Variantie individueel niveau                  | 2,036***  | (0,009) | 2,036***  | (0,009) |
| Deviantie                                     | 332794,4  |         | 332746,8  |         |

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

49. NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996, o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.

Deze afname in het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag kan echter *niet* zomaar worden geïnterpreteerd als een afname van het klassengebonden stemgedrag zoals blijkt uit tabel 4.

**Tabel 4.** Rechts stemgedrag verklaard door inkomen en opleiding (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressiecoëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93,567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

|  | Model 1  |         | Model 2  |         | Model 3  |         |
|--|----------|---------|----------|---------|----------|---------|
| Constante                                  | 4,796*** | (0,191) | 4,796*** | (0,191) | 4,796*** | (0,191) |
| <i>Fixed effects</i>                       |          |         |          |         |          |         |
| Inkommen                                   | 0,099**  | (0,027) | 0,098**  | (0,027) | 0,101**  | (0,028) |
| Opleiding                                  | 0,104*   | (0,048) | 0,100*   | (0,048) | 0,099*   | (0,046) |
| Jaar                                       | 0,020    | (0,024) | 0,020    | (0,024) | 0,020    | (0,024) |
| <i>Interacties</i>                         |          |         |          |         |          |         |
| Opleiding x jaar                           |          |         | -0,037** | (0,009) | -0,040** | (0,009) |
| Inkommen x jaar                            |          |         |          |         | 0,024*   | (0,010) |
| <i>Variantie random slopes land niveau</i> |          |         |          |         |          |         |
| Inkommen                                   | 0,007    | (0,004) | 0,007    | (0,004) | 0,007    | (0,004) |
| Opleiding                                  | 0,031*   | (0,013) | 0,028*   | (0,011) | 0,028*   | (0,011) |
| <i>Variantie random slopes jaar niveau</i> |          |         |          |         |          |         |
| Inkommen                                   | 0,006*** | (0,001) | 0,006*** | (0,001) | 0,005*** | (0,001) |
| Opleiding                                  | 0,004**  | (0,001) | 0,003**  | (0,001) | 0,003**  | (0,001) |
| Variantie land niveau                      | 0,523**  | (0,191) | 0,523**  | (0,191) | 0,523**  | (0,191) |
| Variantie jaar niveau                      | 0,040*** | (0,007) | 0,040*** | (0,007) | 0,040*** | (0,007) |
| Variantie individueel niveau               | 2,114*** | (0,009) | 2,114*** | (0,009) | 2,114*** | (0,009) |
| Deviantie                                  | 336131,1 |         | 336114,1 |         | 336108,5 |         |

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

Ondanks dat zowel mensen met een hoog inkomen als mensen met een hoge opleiding buitenproportioneel vaak rechts stemmen, zijn de trends in deze twee verbanden de afgelopen decennia tegengesteld aan elkaar. De significante cross-level interacties van opleiding en inkomen met jaar (Modellen 2 en 3) laten zien dat mensen met een lage opleiding steeds *rechtser* zijn gaan stemmen de laatste decennia, terwijl mensen met een laag inkomen steeds *linkser* zijn gaan stemmen in deze periode. Dit zou men niet verwachten als inkomen en opleiding beiden hetzelfde indiceren. Maar, zoals boven uiteengezet, kan de eerste trend worden geïnterpreteerd als een toename van cultureel stemgedrag, en de tweede trend als een toename in klassengebonden stemgedrag. Daarmee zijn we gekomen bij onze voornaamste vraag: is de afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag veroorzaakt door een toename in cultureel stemgedrag?

Het is overduidelijk dat de trend van een steeds rechtser stemmende arbeidersklasse niet kan worden verklaard door een afname het klassengebonden stemgedrag. Klassengebonden stemgedrag neemt juist toe: mensen met een laag inkomen stemmen meer op een linkse partij en mensen met een hoog inkomen

stemmen steeds meer op een rechtse partij (tabel 5, Model 2). Zoals we verwachten kan echter de toename van cultureel stemgedrag, i.e. de toenemende mate waarin mensen met een lage opleiding op een rechste partij stemmen, wel grotendeels verklaren waarom de arbeidersklasse steeds rechtser is gaan stemmen (Model 3). Zeker als we model 3 vergelijken met model 2 van tabel 3, die een reconstructie van de afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag behelst zoals gevonden door Nieuwbeerta.

Samenvattend kan worden gesteld dat het traditionele verband tussen klassenpositie en stemgedrag sterk is afgangen in de naoorlogse periode. Dit is echter niet veroorzaakt door een afname in het klassengebonden stemgedrag, maar door een toename aan het daaraan tegengestelde cultureel stemgedrag.

## V. Conclusies en debat

De resultaten van Stonecash voor de Verenigde Staten blijken niet uniek. Voor andere westerse landen vinden we dezelfde: klassengebonden stemgedrag is niet zwakker geworden de laatste decennia, maar juist sterker geworden. Dat het tegenovergestelde door velen wordt verondersteld komt door de resultaten van studies waarin het bivariate verband tussen klassen gebaseerd op beroepsstatus (in het bijzonder het EGP-kLASSE schema) en stemgedrag wordt onderzocht. Met deze methode wordt echter klassengebonden stemgedrag, voortkomend uit op klassenpositie gebaseerde economische belangen, vermengd met het daaraan tegengestelde cultureel stemgedrag, voortkomend uit culturele opvattingen voortkomend uit opleidingsverschillen. Daarom zijn onderzoeksuitkomsten die zijn verkregen met deze methode niet geschikt om conclusies te trekken als dat het afnemende verband tussen klassenpositie en stemgedrag wordt veroorzaakt door een afname van het klassengebonden stemgedrag of door een toename van het cultureel stemgedrag.

Onze bevindingen met een meer valide klassenindicator als inkomen, en waarbij rekening is gehouden met de dubbele rol die opleiding speelt doordat zij zowel klassengebonden stemgedrag als daaraan tegengesteld cultureel stemgedrag veroorzaakt, laten echter weinig aan de verbeelding over. De geleidelijke afname van het vertrouwde patroon van een links stemmende arbeidersklasse en een rechts stemmende middenklasse wordt veroorzaakt door het daaraan tegengestelde cultureel stemgedrag, voortkomend uit culturele opvattingen veroorzaakt door verschillen in opleiding. Klassengebonden stemgedrag, gemeten met de meer valide klassenindicator inkomen, is niet afgangen de laatste decennia, maar is juist toegenomen.

De consensus die in de politieke sociologie is ontstaan sinds Clark and Lipset het 'Death of Class' debat aanzwengelden in het begin van de jaren 90 is dat klassenpositie niet zozeer dood is, maar langzaam – en misschien pijnlijk – doodgaat. Onze onderzoeksbevindingen maken echter een heroverweging van deze consen-

**Tabel 5.** Rechts stemgedrag verklaard door EGP-klassenspositie, inkomen en opleiding (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressiecoëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93.567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

|   | <b>Model 1</b>  | <b>Model 2</b>   | <b>Model 3</b>   |
|---|---|--|--|
| Constante                                 | 4,796***<br>(0,191)   | 4,796***<br>(0,191)  | 4,796***<br>(0,191)  |
| Hogere professionals (= ref.)             | 0<br>-0,077***<br>(0,018)<br>-0,118***<br>(0,024)<br>0,079**<br>(0,030)<br>-0,076**<br>(0,023)<br>-0,284***<br>(0,053)<br>Halfgeschoold en ongeschoold arbeiders<br>Inkommen<br>Opleiding<br>Jaar | 0<br>-0,072***<br>(0,022)<br>-0,101***<br>(0,029)<br>0,108**<br>(0,023)<br>-0,071**<br>(0,052)<br>-0,256***<br>(0,052)<br>-0,244***<br>(0,057)<br>0,086**<br>(0,019)<br>0,020<br>(0,024) | 0<br>-0,072***<br>(0,018)<br>-0,101***<br>(0,022)<br>0,108**<br>(0,029)<br>-0,071**<br>(0,023)<br>-0,256***<br>(0,052)<br>-0,244***<br>(0,057)<br>0,086**<br>(0,019)<br>0,020<br>(0,024) |
| <i>Interacties</i>                        |   |  |  |
| Jaar x Hogere professionals (= ref.)      | 0<br>-0,010<br>0,019*<br>0,007<br>0,011<br>0,034**<br>0,019**<br>Jaar x Inkomen<br>Jaar x Opleiding   | 0<br>-0,011<br>0,016<br>0,003<br>0,008<br>0,030**<br>0,025**<br>0,025**<br>0,029**<br>-0,038**   | 0<br>-0,012<br>0,012<br>0,009<br>-0,002<br>0,006<br>0,024**<br>0,017<br>0,029**<br>-0,038**  |
| <i>Variante random slopes land niveau</i> |   |  |  |
| Hogere professionals (= ref.)             | 0,003<br>0,005<br>0,010*<br>0,005<br>0,038**<br>0,046*<br>0,003<br>0,021*   | 0,002*<br>0,003<br>0,005<br>0,003<br>0,015<br>0,018<br>0,002<br>0,009  | 0,001<br>(0,001)<br>0,001<br>(0,001)<br>0,014*<br>(0,006)<br>0,004*<br>(0,002)<br>0,019*<br>(0,008)<br>0,023*<br>(0,009)<br>0,003<br>(0,002)<br>0,018*<br>(0,008)                        |

*Klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag in westerse samenlevingen (1956-1990)*

|   | Model 1             | Model 2             | Model 3             |
|---|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Variante random slopes jaар niveau</i> |                     |                     |                     |
| Hogere professionals (= ref.)             | 0,000<br>(0,000)    | 0,000<br>(0,000)    | 0,000<br>(0,000)    |
| Lagere professionals                      | 0,000<br>(0,000)    | 0,000<br>(0,000)    | 0,000<br>(0,000)    |
| Hoofd arbeiders                           | 0,001<br>(0,001)    | 0,001<br>(0,001)    | 0,001<br>(0,001)    |
| Kleine Zelfstandigen                      | 0,002<br>(0,001)    | 0,001<br>(0,001)    | 0,001<br>(0,001)    |
| Lagere Technici                           | 0,001*<br>(0,000)   | 0,001*<br>(0,000)   | 0,001*<br>(0,000)   |
| Geschoeide arbeiders                      | 0,001<br>(0,001)    | 0,001*<br>(0,000)   | 0,001*<br>(0,000)   |
| Halfgeschoeide en ongeschoeide arbeiders  | 0,003**<br>(0,001)  | 0,003**<br>(0,001)  | 0,003**<br>(0,001)  |
| Inkomien                                  | 0,004***<br>(0,001) | 0,004***<br>(0,001) | 0,003***<br>(0,001) |
| Opleiding                                 |                     |                     |                     |
| Variante land niveau                      | 0,523***<br>(0,191) | 0,523***<br>(0,191) | 0,523***<br>(0,191) |
| Variante jaar niveau                      | 0,040***<br>(0,007) | 0,040***<br>(0,007) | 0,040***<br>(0,007) |
| Variante individueel niveau               | 2,028***<br>(0,009) | 2,014***<br>(0,009) | 2,014***<br>(0,009) |
| Deviantie                                 | 3322375,6           | 331881,0            | 331881,0            |

\* p < 0,05; \*\* p < 0,01; \*\*\* p < 0,001

sus noodzakelijk. Net als de resultaten van Stonecash<sup>50</sup> voor de Verenigde Staten geven zij blijk dat klassenpositie helemaal niet dood of zelfs maar stervende is. Wij vinden het juister om te stellen dat klassenpositie levend begraven is onder het toenemende gewicht van cultureel stemgedrag. Dit is systematisch onjuist geïnterpreteerd als een afname van klassengebonden stemgedrag vanwege een niet valide onderzoekspraktijk die standaard is geworden in de politieke sociologie sinds het pionierswerk van Alford in de jaren 60. De betreurenswaardige consequentie daarvan is dat klassenpositie nu een onverdiend, verschrikkelijk lot treft ‘with thoughts of the air and grass above, with memory of dear friends who would fly to save us if but informed of our fate, and with consciousness that of this fate they can never be informed’.<sup>51</sup> Het beter ontwarren van cultureel stemgedrag en klassengebonden stemgedrag in toekomstig empirisch onderzoek is dan ook noodzakelijk om klassenpositie te redden van deze ‘most terrific of the ghastly extremes of agony’.<sup>52</sup>

50. STONECASH, J., 2000, *o.c.*

51. POE, E.A., 1990 [1844], *o.c.*

52. POE, E.A., 1990 [1844], *o.c.*