

**KLASSE IS NIET DOOD – ZIJ IS LEVEND BEGRAVEN**  
**KLASSENGEBONDEN STEMGEDRAG EN CULTUREEL STEMGEDRAG IN WESTERSE**  
**SAMENLEVINGEN NA DE TWEDE WERELDOORLOG (1956-1990)**

Jeroen van der Waal, Peter Achterberg & Dick Houtman\*

*As published in Res Publica, Vol. 49 (4), pp. 559-76*

**Class Is Not Dead – It Has Been Buried Alive**  
**Class Voting and Cultural Voting in Postwar Western Societies (1956-1990)**

**Summary**

By means of a re-analysis of the most relevant data source – the International Social Mobility and Politics File – this paper criticizes the newly grown consensus in political sociology that class voting has declined since World War II. An increase in crosscutting cultural voting, rooted in educational differences, rather than a decline in 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 in class voting, due to the widespread application of the so-called Alford index.

---

\* Dit artikel is een bewerkte versie van het tweede deel van de masterscriptie van Jeroen van der Waal. De auteurs danken Willem de Koster voor zijn kritische en opbouwende commentaar. Zij zijn verbonden aan de vakgroep Sociologie van de Erasmus Universiteit Rotterdam – Jeroen van der Waal als promovendus, Peter Achterberg als postdoc en Dick Houtman als universitair hoofddocent. 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>

## 1. Inleiding

In 1991 stelden Clark en Lipset in hun artikel 'Are Social Classes Dying?'<sup>3</sup> dat het concept klasse sterk aan belang heeft ingeboet sinds de Tweede Wereldoorlog. Dit was de opmaat tot een levendig debat dat publicaties met tekenende titels als The Death of Class,<sup>4</sup> The Promising Future of Class Analysis,<sup>5</sup> and The Breakdown of Class Politics opleverde.<sup>6</sup> Hierin werd onderzoek verricht naar het verband tussen klassenpositie en stemgedrag om de stelling dat het concept klasse zijn verklarende kracht verliest – of zelfs geheel verloren heeft – te staven.

Aanvankelijk concludeerden enkelen dat de vermeende afname van dit verband zou zijn veroorzaakt door methodologische tekortkomingen, en dat er hooguit een trendloze fluctuatie bestaat in het verband tussen klassenpositie en stemgedrag.<sup>7</sup> Echter, sinds Nieuwbeerta met enkele statistisch geavanceerde publicaties duidelijk aantoonde dat dit verband in twintig westerse landen sinds de Tweede Wereldoorlog afneemt, is in de politieke sociologie de consensus gegroeid dat klassenpositie steeds minder belangrijk is geworden voor het bepalen van stemgedrag.<sup>8</sup> Hij vat dit zelf als volgt samen: "With respect to politics,

---

<sup>2</sup> POE, E.A., The Premature Burial. pp. 432-441 in E.A., Poe, Selected Works (Deluxe Edition), Gramercy, (1990 [1844]), P. 309.

<sup>3</sup> CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., Are social classes dying? *International Sociology*, 6, 1991, 397-410.

<sup>4</sup> PAKULSKI, J. & WATERS, M., *The Death of Class*. London/ Delhi: Sage, 1996.

<sup>5</sup> GOLDTHORPE, J. H. & MARSHALL, G., *The Promising Future of Class Analysis: A Response to Recent Critiques*. *Sociology*, 26(3), 1992, 381-400.

<sup>6</sup> CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., *The breakdown of class politics. A debate on post-industrial stratification*. Boulder: Westview Press, 2001. Zie voor een overzicht: CLARK, T.N., What Have We Learned in a Decade on Class and Party Politics? Pp. 6-39 in T.N. Clark & S. M. Lipset (red.), *The Breakdown of Class Politics: A Debate on Post-Industrial Stratification*, Boulder: Westview Press, 2001.

<sup>7</sup> 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.

<sup>8</sup> NIEUWBEERTA, P., The Democratic Class Struggle in Postwar Societies: Class Voting in Twenty Countries, 1945-1990. *Acta Sociologica*, 39(4), 1996, 345-83. 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. NIEUWBEERTA, P., *The Democratic Class Struggle in Twenty Countries 1945-1990*. Amsterdam: Thesis Publishers, 1995. NIEUWBEERTA, P. & DE GRAAF, N.D., *Traditional Class Voting in*

social classes are certainly not dead, but the rumours of their imminent death are not all that exaggerated".<sup>9</sup>

Er zijn echter verschillende onderzoeksbevindingen die de vraag oproepen of deze breed gedeelde opvatting wel juist is. Nieuwbeerta toont weliswaar aan dat het verband tussen klassenpositie en stemgedrag in de Verenigde Staten zwakker is geworden sinds de Tweede Wereldoorlog,<sup>10</sup> maar anderen laten zien dat dit niet het geval is als andere klassenindicatoren worden gebruikt.<sup>11</sup> Hiermee samenhangend blijkt het belang van vraagstukken omtrent klassenpositie en economische herverdeling niet te zijn afgenomen in deze periode, en heeft dit belang geen enkele invloed op het verband tussen klassenpositie en stemgedrag.<sup>12</sup> Wat nog wel de meeste twijfel oproept over de juistheid van de gegroeide consensus is dat hypothesen die zijn afgeleid van de klassenanalyse stuk voor stuk worden verworpen bij het verklaren van de afname tussen klassenpositie en stemgedrag.<sup>13</sup>

Deze onderzoeksbevindingen roepen de vraag op of de afname van het traditionele verband tussen de arbeidersklasse en links, en tussen de middenklasse en rechts, sinds de Tweede Wereldoorlog daadwerkelijk is veroorzaakt door de afname van het klassengebonden stemgedrag zoals de consensus in de politieke sociologie wil doen geloven. In dit artikel ontwikkelen en toetsen wij daarom een alternatieve verklaring.

## **2. Een nieuwe conceptualisering van klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag**

---

Twenty Postwar Societies. pp. 23-58 in EVANS, G., (red.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Perspective*, 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. 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. HEATH, A.F., YANG, M. & GOLDSTEIN, H., *Multilevel Analysis of the Changing Relationship between Class and Party in Britain 1964-1992*. *Quality and Quantity: European Journal for Methodology*, 30(4), 1996, 389-404. WEAKLIEM, D.L. & HEATH, A. *The Secret Life of Class Voting: Britain, France and the United States since the 1930s*. pp. 97-136 G. Evans (red.), *The End of Class Politics?: Class Voting in Comparative Context*. Oxford: Oxford University Press, 1999.

<sup>9</sup> NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c. P. 132.

<sup>10</sup> NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996 o.c. NIEUWBEERTA, P. & DE GRAAF, N.D., 1999 o.c.

<sup>11</sup> STONECASH, J. M., *Class and Party in American Politics*. Boulder: Westview Press, 2000. BROOKS, C. & BRADY, D. *Income, Economic Voting, and Long-Term Political Change, 1952-1996*. *Social Forces* 77(4), 1999, 1339-75. Zie ook: BARTELS, L.M., *What's the Matter with What's the Matter with Kansas?* *Quarterly Journal of Political Science* 1(2), 2006, 201-26.

<sup>12</sup> 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.

<sup>13</sup> 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.

## 2.1. De Alford index als de conventionele onderzoeksmethode voor klassegebonden stemgedrag

De ‘Alford index’ is sinds zijn lancering in de jaren zestig gemeengoed geworden in studies naar klassegebonden stemgedrag. Het meet de sterkte van het verband tussen klassenpositie en stemgedrag “by subtracting the percentage of persons in non-manual occupations voting for ‘Left’ parties from the percentage of manual workers voting for such parties.”<sup>14</sup> Deze index is gebaseerd op de veronderstelling dat de arbeidersklasse op basis van haar klassenbelangen links stemt, terwijl de middenklasse hierdoor juist rechts stemt: “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>15</sup>

Het is op basis van bevindingen met deze Alford index dat het ‘death of class’ debat door Clark en Lipset in 1991 werd aangezwengeld.<sup>16</sup> Zij lieten zien dat tussen 1947 and 1986 de score op deze index in alle bestudeerde landen – Zweden, Groot Brittanië, West Duitsland, Frankrijk en de Verenigde Staten – lager is geworden. Hout et al.,<sup>17</sup> trokken deze conclusies in twijfel en pleitten voor fijnere klassenverdelingen in plaats van de grove handarbeid - niet handarbeid dichotomie en het gebruik van log-odds-ratios. Deze aanpassingen veranderen theoretisch echter niets aan de Alford index. De ‘kappa index’ die hierdoor ontstaat gaat namelijk nog steeds uit van het idee dat de mate van klassegebonden stemgedrag kan worden gemeten door het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag. Tekenend hiervoor is dat in Nieuwbeerta’s<sup>18</sup> grootschalige studie naar het klassegebonden stemgedrag in twintig Westerse landen de kappa index dezelfde resultaten oplevert als de Alford index: “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.”<sup>19</sup>

---

<sup>14</sup> 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, p. 80.

<sup>15</sup> ALFORD, R. R., 1967, o.c. pp. 68-9.

<sup>16</sup> CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 1991, o.c.

<sup>17</sup> HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c.

<sup>18</sup> NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c.

<sup>19</sup> NIEUWBEERTA, P., 1996 o.c. Zie ook: NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P. & DE GRAAF, 1999 o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c.

De roep om meer geavanceerde statistische technieken terwijl aan de onderliggende theoretische logica niet wordt getornd, toont aan dat het meten van klassengebonden stemgedrag met het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag in de politieke sociologie als zeer valide wordt beschouwd. Niet alleen Clark en Lipset<sup>20</sup> en hun criticasters Hout et al.,<sup>21</sup> gaan op deze manier te werk, maar ook vele onderzoekers die een bijdrage hebben geleverd aan de twee voornaamste geredigeerde boeken in het ‘death of class’ debat: The End of Class Politics?<sup>22</sup> en The Breakdown of Class Politics.<sup>23</sup>

## 2.2. De gebreken van de Alford index

Theoretisch valt er echter het nodige af te dingen op het meten van klassengebonden stemgedrag met het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag. De belangrijkste veronderstelling – dat de stem werkelijk wordt gedreven door het verlangen naar meer (in het geval van de arbeidersklasse) of minder (in het geval van de middenklasse) economische herverdeling – wordt hierdoor namelijk niet onderzocht. Dit is problematisch omdat stemgedrag niet alleen wordt bepaald door economische progressiviteit / conservatisme dat voortkomt uit iemands klassenpositie, maar ook door waarden omtrent vraagstukken over individuele vrijheid en het bewaren van de sociale orde: autoritarisme / libertarisme.<sup>24</sup> Hierbij moet worden benadrukt dat tussen deze twee waardendomeinen amper een verband bestaat in het electoraat.<sup>25</sup>

Dit wil echter niet zeggen dat er geen verband bestaat tussen klassenpositie en autoritarisme / libertarisme. De stelling dat de arbeidersklasse autoritair is en de

---

<sup>20</sup> CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 1991, o.c

<sup>21</sup> HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c.

<sup>22</sup> EVANS, G., (ed.), *The End of Class Politics? Class Voting in Comparative Context* (Oxford: Oxford University Press, 1999).

<sup>23</sup> CLARK, T.N. & LIPSET, S.M., 1991, o.c

<sup>24</sup> Zie bijvoorbeeld, ELCHARDUS, M. *Class, Cultural Re-Alignment and the Rise of the Populist Right*. pp. 41-63 A Erskine (red.) *Changing Europe: Some Aspects of Identity, Conflict and Social Justice*, Aldershot: Avebury, 1996. 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. KNUTSEN, O., *The Impact of Old Politics and New Politics Value Orientations on Party Choice: A Comparative Study*. *Journal of Public Policy*, 15(1), 1995. LAYMAN, G.C. & CARMINES, E.G. *Cultural Conflict in American Politics: Religious Traditionalism, Postmaterialism, and U.S. Political Behavior*. *Journal of Politics*, 59(3), 1997. MCALLISTER, I. & STUCLAR, D.T. *New Politics and Partisan Alignment: Values, Ideology and Elites in Australia*. *Party Politics*, 1(2), 1995, 197-220.

<sup>25</sup> LIPSET, S.M., *Democracy and Working-Class authoritarianism*. *American Sociological Review*, 24(4), 1959, 482-501. 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 Balanced Socialist/Laissez Faire and Libertarian/Authoritarian Scales*. *British Journal of Political Science*, 24(1), 1994, 115-132. EVANS, G., HEATH, A. F., & LALLJEE, M., 1996 o.c. OLSON, D.V.A. & CARROLL, J.W. *Religiously Based Politics: Religious Elites and the Public*. *Social Forces*, 70(3), 1992, 765-86.

middenklasse libertair is in de politieke sociologie zelfs praktisch onomstreden sinds respectievelijk Lipsets<sup>26</sup> publicatie over dit autoritarisme van de arbeidersklasse en Ingleharts<sup>27</sup> publicatie over het postmaterialisme van de middenklasse. Deze progressiviteit van de middenklasse omtrent culturele of niet-economische vraagstukken – in tegenstelling tot haar conservatisme aangaande economische vraagstukken – wordt daarom zelfs als indicator gebruikt voor klassenverschillen.

Lipset formuleerde dit als: “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>28</sup>

Dit wil echter niet zeggen dat autoritarisme/libertarisme net als economische progressiviteit / conservatisme kan worden *verklaard* door klassenpositie. Theoretisch gezien is het immers een gedeelde economische positie gebaseerd op levenskansen en inkomen die een klasse bepaalt. Het kunnen verklaren van inkomensverschillen wordt dan ook vaak als de voornaamste test voor de validiteit en verklaringskracht van nieuwe klassenschema's beschouwd.<sup>29</sup> Daarnaast worden deze inkomensverschillen gezien als bewijs van het voortbestaan van Marx' *klassen an sich*.<sup>30</sup>

Gezien deze sterke samenhang tussen klassenpositie en inkomen is het opmerkelijk dat inkomen geen enkele invloed heeft op autoritarisme / libertarisme. Vele studies tonen namelijk aan dat niet mensen met een laag inkomen, maar mensen met een laag opleidingsniveau autoritair zijn. Evenzo zijn het mensen met een hoog opleidingsniveau die libertair zijn en niet mensen met een hoog inkomen. Niet de rijken, maar de hoogopgeleiden blijken minder autoritair, meer tolerant jegens non-conformisme en minder bevooroordeeld jegens minderheden.<sup>31</sup> Hierdoor is het niet verwonderlijk dat als klassen worden beschouwd

---

<sup>26</sup> LIPSET, S.M., 1959, o.c.

<sup>27</sup> INGLEHART, R., *The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles Among Western Publics*. Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1977.

<sup>28</sup> LIPSET, S.M., 1959, o.c. p. 485.

<sup>29</sup> WRIGHT, E. O., *Class Structure and Income Determination*. New York: Academic Press, 1979. WRIGHT, E.O. *Classes*. London: Verso, 1985. MARSHALL, G., NEWBY, H., ROSE, D., & VOGLER, C., *Social Class in Modern Britain*. London: Hutchinson, 1988.

<sup>30</sup> HOUT, M., BROOKS, C., & MANZA, J., 1993 o.c.

<sup>31</sup> STOUFFER, S.A., *Communism, Conformity, and Civil Liberties: A Cross Section of the Nation Speaks Its Mind*. New York: Wiley, 1955. NUNN, C.Z., CROCKETT JR., H.J. & WILLIAMS JR., J.A., *Tolerance for Nonconformity: A National Survey of Americans' Changing Commitment to Civil Liberties*. San Francisco, CA: Jossey-Bass, 1978. DEKKER, P. & ESTER, P., *Working-class authoritarianism: a reexamination of the Lipset thesis*. *European Journal of Political Research*, 15(4), 1987, 395-415. GRABB, E. G., *Working-Class Authoritarianism and Tolerance of Outgroups: A Reassessment*. *Public Opinion Quarterly*, 43(1), 1979, 36-47.

als beroeps categorieën – die sterk samenhangen met opleidingsverschillen – de arbeidersklasse economisch progressiever *en* autoritairder is dan de middenklasse. Dit betekent echter niet dat autoritarisme / libertarisme gelijk economische progressiviteit / conservatisme kan worden verklaard door klassenpositie in economische zin.

Overeenkomstig de kritiek van Wright op het gebruik van beroeps categorieën om klassen te indiceren heeft een van de auteurs aangetoond dat door deze onderzoekspraktijk klasse fungeert als een ‘zwarte doos’ dat twee radicaal verschillende verklarende mechanismen in zich herbergt.<sup>32</sup> Enerzijds blijkt, conform de klassenanalyse, de economische progressiviteit van de arbeidersklasse inderdaad te worden verklaard door haar klassenbelangen. De economische kwetsbaarheid van deze klasse – hun lage inkomen, loonafhankelijkheid, baanonzekerheid en lage opleidingsniveau – is wat deze progressiviteit veroorzaakt.<sup>33</sup>

Anderzijds blijkt deze economische kwetsbaarheid van geen enkele invloed op het autoritarisme van de arbeidersklasse. Een laag inkomen, loonafhankelijkheid en baanonzekerheid leiden niet tot autoritarisme, terwijl een laag opleidingsniveau hierop wel sterk van invloed is. Daarnaast leidt veelvuldig in aanraking komen met ‘hoge’ cultuur, gelijk een hoog opleidingsniveau, juist tot libertarisme. Het zijn kortom niet de rijken maar degenen met veel cultureel kapitaal die libertair zijn. Opleidingsniveau is ten slotte niet alleen gerelateerd aan in aanraking komen met ‘hoge’ cultuur,<sup>34</sup> maar wordt hierdoor inmiddels ook beschouwd als indicator voor cultureel kapitaal.<sup>35</sup>

Dat een hoog opleidingsniveau leidt tot libertarisme is verschillend geïnterpreteerd. Sommigen beweren dat een hoog opleidingsniveau het geloof in het bestaan van een ‘natuurlijke’ sociale orde ondermijnt,<sup>36</sup> anderen dat de toename van cognitieve complexiteit

---

GRABB, E. G., Marxist Categories and Theories of Class: The Case of Working Class Authoritarianism. *Pacific Sociological Review*, 23(4), 1980, 359-376. BOBO, L. & LICARI, F.C. Education and Political Tolerance: Testing the Effects of Cognitive Sophistication and Group Affect. *Public Opinion Quarterly*, 53(3), 1989, 285-308.

<sup>32</sup> 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.

<sup>33</sup> WRIGHT, E. O., 1985, o.c. MARSHALL, G., NEWBY, H., ROSE, D., & VOGLER, C., 1988, o.c.

<sup>34</sup> DIMAGGIO, P. Cultural Capital and School Success: The Impact of Status Culture Participation on the Grades of U.S. High School Students. *American Sociological Review*, 47(2), 1982, 189-201. DIMAGGIO, P. & MOHR, J. Cultural Capital, Educational Attainment, and Marital Selection. *American Journal of Sociology*, 90(6), 1985, 31-61. DIMAGGIO & OSTROWER, F. Participation in the Arts by Black and White Americans. *Social Forces*, 68(3), 1990, 753-78.

<sup>35</sup> DE GRAAF, P.M. & KALMIJN, M. Trends in the Intergenerational Transmission of Cultural and Economic Status. *Acta Sociologica*, 44(1), 2001, 51-66.

<sup>36</sup> GABENNESCH, H. Authoritarianism as World View. *American Journal of Sociology*, 77(5), 1972, 857-75.

mensen libertair maakt.<sup>37</sup> Tevens wordt benadrukt dat een hoog opleidingsniveau alleen tot libertarisme leidt in liberale democratieën waar het onderwijs democratische waarden bijbrengt.<sup>38</sup> Onderzoeken wat hiervan juist is, of deze verklaringen wederzijds uitsluitend zijn, en of dat zij misschien zelfs kunnen worden ondergebracht in een overkoepelende theorie, is niet het doel van dit artikel. Wat hier van belang is, is dat al deze interpretaties er op neerkomen dat opleidingsniveau niet fungeert als indicator van klassenpositie en de daarmee samenhangende klassenbelangen, maar als cultureel kapitaal dat sterk het wereldbeeld beïnvloed. Hierdoor dient opleidingsniveau als cultureel kapitaal te worden onderscheiden van klassenpositie in economische zin.

Opleidingsniveau kan dus niet altijd als klassenindicator worden gebruikt. Indien economische progressiviteit moet worden verklaard is dit geen probleem, maar als autoritarisme / libertarisme moet worden verklaard is het dit duidelijk wel. Toch is het de gebruikelijke onderzoekspraktijk dat beroep, opleidingsniveau en inkomen worden gecombineerd tot indicator voor sociaal-economische status of beroepsklasse. Hierdoor wordt het neo-Marxistische klassenschema van Erik Olin Wright dat niet gebaseerd is op beroeps categorieën,<sup>39</sup> en dus ook amper invloed heeft op autoritarisme / libertarisme, door enkelen zelfs als niet valide beschouwd.<sup>40</sup> Echter, gezien het bovenstaande is door de afwezigheid van deze invloed het klassenschema van Wright juist *meer* valide dan de gebruikelijke klassenschema's gebaseerd op beroeps categorieën.

Kortom, in plaats van het samenvoegen van beroep, inkomen en opleidingsniveau, dient het onderscheid tussen het economische en culturele waardedomein te worden aangevuld met een even belangrijk onderscheid tussen klasse in economische zin en cultureel kapitaal. Een zwakke klassenpositie leidt tot economische progressiviteit, terwijl weinig cultureel kapitaal leidt tot autoritarisme.<sup>41</sup>

### 2.3. Cultureel stemgedrag en klassegebonden stemgedrag ontward: de hypothesen

Uit het voorgaande blijkt dat het bivariate verband tussen een op beroep gebaseerde klassenindeling en stemgedrag *klassegebonden stemgedrag* vermengt met wat we vanaf nu *cultureel stemgedrag* zullen noemen. Cultureel stemgedrag betreft het stemmen op een

---

<sup>37</sup> TIANO, S., Authoritarianism and Political Culture in Argentina and Chile in the Mid-1960s. Latin American Research Review, 21(1), 1986, 73-98.

<sup>38</sup> WEIL, F.D., The Variable Effects of Education on Liberal Attitudes: A Comparative Historical Analysis of Anti-Semitism Using Public Opinion Survey Data. American Sociological Review, 50(4) 1985, 458-74.

<sup>39</sup> WRIGHT, E. O., 1979, o.c. WRIGHT, E. O., 1985, o.c.

<sup>40</sup> MIDDENDORP, C.P. & MELOEN, J.D., The Authoritarianism of the Working-class Revisited. European Journal of Political Research, 18(2), 1990, 257-67.

<sup>41</sup> HOUTMAN, D., 2001, o.c.

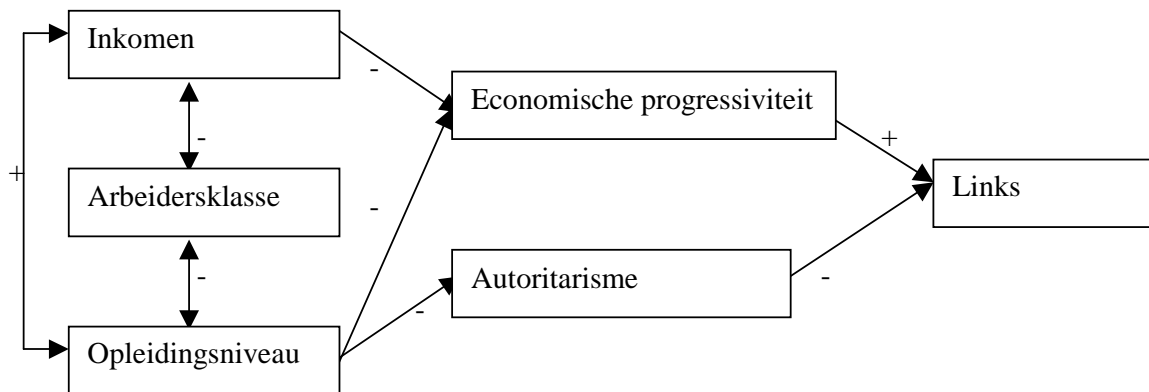


rechtse (linkse) partij op basis van autoritarisme (libertarisme) dat wordt veroorzaakt door weinig (veel) cultureel kapitaal, terwijl klassengebonden stemgedrag het stemmen op een linkse (rechtse) partij betreft op basis van economische progressiviteit (conservatisme), dat wordt veroorzaakt door een zwakke (sterke) economische positie.<sup>42</sup> Het is essentieel om deze twee stemmechanismen van elkaar te onderscheiden omdat de eerste een ‘cross-pressure’ in het electoraat teweeg brengt die haar tegen haar klassenbelangen in doet stemmen.

Figuur 1 ontwaart deze twee stemmechanismen. De bovenkant toont het klassengebonden stemgedrag terwijl de onderkant dit doet voor cultureel stemgedrag. Uit de figuur blijkt duidelijk dat de sterkte van het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag de mate van klassengebonden stemgedrag aan het zicht onttrekt omdat beide stemmotieven tegen elkaar inwerken. Een stem op links op basis van economische progressiviteit veroorzaakt door een zwakke klassenpositie conform de logica van de klassenanalyse – een arbeidersklasse die fungeert als *klasse für sich* – kan worden.

---

<sup>42</sup> 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. HOUTMAN, D., 2003, o.c.



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

tenietgedaan door een even sterke geneigdheid van mensen met weinig cultureel kapitaal om rechts te stemmen op basis van autoritarisme.

De figuur maakt inzichtelijk waarom de onderzoekspraktijk om klassengebonden stemgedrag te meten met het bivariate verband tussen op beroepscategorieën gebaseerde klassenindelingen en stemgedrag kan leiden tot conclusies als ‘klasse is stervende’. Dit is niet hypothetisch, maar exact wat in de politieke sociologie gebeurt. In Nederland bestaat bijvoorbeeld amper een verband tussen klassenpositie en stemgedrag. Dit wil echter niet zeggen dat klasse daar dood is zoals geconcludeerd kan worden op basis van de conventionele onderzoekspraktijk. Het klassengebonden stemgedrag in Nederland is ongeveer even sterk als het cultureel stemgedrag en zoals getoond werken zij tegen elkaar in. Hieruit blijkt dat de mate van klassengebonden stemgedrag sterk wordt onderschat als geen rekening wordt gehouden met cultureel stemgedrag.<sup>43</sup> Dan kan zelfs worden geconcludeerd dat het klassengebonden stemgedrag is afgenomen terwijl het juist is *toegenomen*. Dit gebeurt als cultureel stemgedrag sterker toeneemt dan klassengebonden stemgedrag.

Al met al is het dus helemaal niet duidelijk of een afname van het klassengebonden stemgedrag verantwoordelijk is voor het afnemende verband van de arbeidersklasse met links en van de middenklasse met rechts sinds de Tweede Wereldoorlog dat zo duidelijk is aangetoond door Nieuwbeerta. Het kan evenwel wijzen op een toename van cultureel stemgedrag, en er zijn verschillende onderzoeksbevindingen die hierop wijzen.

Ten eerste heeft Stonecash aangetoond dat het verband tussen inkomen en stemgedrag in de Verenigde Staten sterker is geworden sinds de Tweede Wereldoorlog.<sup>44</sup> Ook onderzoek van Brooks en Brady laat zien dat inkomensverschillen daar niet minder belangrijk zijn

<sup>43</sup> ACHTERBERG, P. & HOUTMAN, D., 2006, o.c. HOUTMAN, D., 2001, o.c.

<sup>44</sup> STONECASH, J.M., 2000, o.c.

geworden voor het bepalen van stemgedrag.<sup>45</sup> “Rather than class divisions fading in relevance, they are likely to be a staple of American politics for some time,” concludeert Stonecash op basis van deze onderzoeksbevindingen.<sup>46</sup>

De conclusie dat klassengebonden stemgedrag is afgenomen of toegenomen blijkt aldus sterk afhankelijk van de manier waarop klasse is gemeten: respectievelijk met beroepsklasse of inkomen. Boven hebben we uiteengezet dat dit verschil niet onbelangrijk is. Omdat er geen verband is tussen inkomen en autoritarisme / libertarisme leidt het gebruik van inkomen, in tegenstelling tot beroepsklasse, niet tot het vermengen van klassengebonden stemgedrag en cultureel stemgedrag. Dat deze twee verschillende klassenoperationalisering radicaal van elkaar verschillende onderzoeksbevindingen opleveren, lijkt er op te wijzen dat de afname van het klassengebonden stemgedrag dat Nieuwbeerta heeft aangetoond eerder een toename van cultureel stemgedrag betreft.

Ten tweede zou men verwachten dat vraagstukken rond economische herverdeling minder belangrijk zijn geworden sinds de Tweede Wereldoorlog als in dezelfde periode het klassengebonden stemgedrag zou zijn afgenomen. Dit is echter niet het geval,<sup>47</sup> terwijl culturele vraagstukken rond individuele vrijheid en sociale orde duidelijk wel belangrijker zijn geworden in deze periode.<sup>48</sup> Daarnaast blijkt het belang van vraagstukken rond economische herverdeling geen enkele invloed te hebben op de mate van klassengebonden stemgedrag, terwijl dit stemgedrag aanzienlijk zwakker is in landen en perioden waarin culturele vraagstukken hoog op de agenda staan.<sup>49</sup> Ook deze onderzoeksbevinding duidt er op dat er eerder sprake is van een toename in cultureel stemgedrag dan van een afname in klassengebonden stemgedrag sinds de Tweede Wereldoorlog.

Ten derde blijkt het onmogelijk om met de klassenanalyse de verschillen in de sterkte van het bivariate verband van klassenpositie met stemgedrag tussen landen en perioden te verklaren. Hypothesen die van de klassenanalyse zijn afgeleid om deze verschillen te verklaren worden namelijk zo goed als alle verworpen.<sup>50</sup> Ofschoon het mogelijk is dat de klassenanalyse zijn waarde volledig verloren heeft om verschillen in de mate van klassengebonden stemgedrag te verklaren, vermoeden wij eerder dat de verschillen in het bivariate verband tussen klassenpositie en stemgedrag duiden op verschillen in de mate van cultureel stemgedrag.

---

<sup>45</sup> BROOKS, C. & BRADY, D., Income, Economic Voting, and Long-Term Political Change, 1952-1996. *Social Forces*, 77(4), 1999, 1339-75.

<sup>46</sup> STONECASH, J.M., 2000, o.c. P. 140. Zie ook: BARTELS, L.M., 2006, o.c.

<sup>47</sup> ACHTERBERG, P., 2006, o.c.

<sup>48</sup> Michael HECHTER, M., From Class to Culture. *American Journal of Sociology*, 110(2), 2004, 400-445. ACHTERBERG, P., 2006, o.c.

<sup>49</sup> ACHTERBERG, P., 2006, o.c.

<sup>50</sup> NIEUWBEERTA, P., 1995, o.c. NIEUWBEERTA, P. & ULTEE, W. 1999, o.c.

Om te onderzoeken of de zwakker wordende banden tussen de arbeidersklasse en links en de tussen de middenklasse en rechts veroorzaakt zijn door een afname in het klassengebonden stemgedrag of door een toename in cultureel stemgedrag toetsen we twee hypothesen. Hiervoor analyseren we dezelfde data als gebruikt door Nieuwbeerta. De eerste hypothese toetst of daadwerkelijk het klassengebonden stemgedrag is afgenomen. Hij voorspelt dat de afname van het verband tussen beroepsklassenpositie en stemgedrag is veroorzaakt doordat mensen met een laag inkomen steeds rechtser zijn gaan stemmen en mensen met een hoog inkomen steeds linkser zijn gaan stemmen. De tweede hypothese toetst of er sprake is van een toename in cultureel stemgedrag, ofwel dat de afname van het verband tussen beroepsklassenpositie en stemgedrag is veroorzaakt doordat lager opgeleiden steeds rechtser zijn gaan stemmen en hoger opgeleiden steeds linkser zijn gaan stemmen.

### **3. Data en operationalisering**

#### 3.1. Data

Zoals gesteld gebruiken we dezelfde data als waarmee Nieuwbeerta de afname van het verband tussen de arbeidersklasse en links en tussen de middenklasse en rechts heeft aangetoond.<sup>51</sup> Omdat wij stemgedrag anders hebben gemeten dan Nieuwbeerta – waar we zodadelijk dieper op ingaan – analyseren wij data over 93.567 respondenten verspreid over 15 landen tussen 1956 en 1990. In totaal zijn er 80 land/jaar combinaties overgebleven (zie tabel 1).

---

<sup>51</sup> 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)

<i>Land</i>	<i>1956-1970</i>	<i>1971-1980</i>	<i>1981-1990</i>	<i>Totaal</i>	<i>Periode</i>
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

### 3.2. Operationalisering

*Klasse* – Net als 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>52</sup> Er dient te worden benadrukt dat de zeven EGP-klassen geen eenduidige hiërarchie betreffen.<sup>53</sup> De eerste drie klassen (hogere leidinggevend en academici (klasse I), supervisors hoofdarbeid & hooggeschoolde hoofdarbeid (klasse II) en geschoolde, half- & ongeschoolde hoofdarbeid (klasse III), 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 het geval voor de relatie tussen deze twee hiërarchieën en de kleine zelfstandigen & leidinggevende agrariërs (klasse IV).

<sup>52</sup> ERIKSON, R. & GOLDTHORPE, J. H., *The Constant Flux: A Study of Class Mobility in Industrial Societies*. London: Clarendon, 1992.

<sup>53</sup> GOLDTHORPE, J. H., *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*. Oxford: Clarendon, 1980, p. 42

De hogere leidinggevenden & academici, supervisors hoofdarbeid & hooggeschoolde hoofdarbeiders en de zelfstandig ondernemers & leidinggevende agrariërs kunnen zonder problemen worden beschouwd als middenklasse, terwijl de geschoolde (klasse VI) en half- & ongeschoolde handarbeiders (klasse VII) de arbeidersklasse vormen. De meest geprivilegieerde handarbeidersklasse bestaat uit lagere technici en voorlieden van handarbeiders (klasse V). Zij vormen ‘a latter-day aristocracy of labour or a “blue collar” élite’,<sup>54</sup> en onderscheiden zich daardoor van de ‘echte’ arbeidersklasse. Evenzo kan de minst geprivilegieerde hoofdarbeidersklasse, de geschoolde, half- & ongeschoolde hoofdarbeiders, worden onderscheiden van de ‘echte’ middenklasse als ‘white collar proletarians’.<sup>55</sup> Kortom, bij de interpretatie van de statistische resultaten geldt het stemgedrag van de hogere leidinggevenden & academici (I), supervisors hoofdarbeid & hooggeschoolde hoofdarbeid (II) en de zelfstandig ondernemers & leidinggevende agrariërs (IV) als stemgedrag van de middenklasse. Het stemgedrag van de geschoolde (VI) en half- en ongeschoolde handarbeiders (VII) geldt als stemgedrag van de arbeidersklasse. EGP-klasse wordt als zes dummy variabelen ingebracht in de analyse, waarbij de hogere leidinggevenden & academici als referentiecategorie dienen.

*Inkomen* – In navolging van Erikson gebruiken we het huishoudinkomen om het inkomensniveau te bepalen.<sup>56</sup> 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 behaalde opleidingsniveau te behalen. Vervolgens is het op dezelfde manier gestandaardiseerd als inkomen.

*Rechts stemgedrag* – net als Nieuwbeerta hebben we data gebruikt over (1) de stemintenties bij de aankomende verkiezingen, over (2) het stemgedrag bij de laatste verkiezingen en over (3) de partij waarmee men zich identificeert.<sup>57</sup> Als respondenten op alle drie variabelen een waarde hebben is de waarde van de eerste variabele gebruikt. Als een respondent louter waarden heeft op de laatste twee variabelen is de waarde van de laatste variabele gebruikt.

---

<sup>54</sup> GOLDTHORPE, J. H., 1980, o.c. p. 41.

<sup>55</sup> Zie bijvoorbeeld WRIGHT, E. O., 1979, o.c.

<sup>56</sup> ERIKSON, R., Social Class of Men, Women and Families. Sociology, 18, 1984, 500-14.

<sup>57</sup> NIEUWBEERTA, P., 1995, o.c.

De grove links vs. niet-links dichotomie die Nieuwbeerta heeft gebruikt als stemgedragvariabele nemen wij niet over omdat het ten eerste 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>58</sup>

Ten tweede, en nog belangrijker, is de mate waarin partijen een links of rechts programma hebben niet constant over de tijd. Zo zijn bijvoorbeeld verschillende sociaal-democratische partijen in Europa sinds de jaren zeventig aanzienlijk ‘verrechtst’ aangaande vraagstukken over economische herverdeling.<sup>59</sup> Door partijen te schalen op de links-rechts zelfidentificatie van de respondenten die op desbetreffende partij hebben gestemd wordt dit probleem ondervangen.

Ten derde hebben we de onvermijdelijk grove en arbitraire indeling van partijen in een links vs. niet-links dichotomie van Nieuwbeerta niet gebruikt omdat daarin nieuw-linkse partijen als niet-links zijn gecategoriseerd. Omdat de middenklasse buitenproportioneel vaak op deze nieuw-linkse partijen stemt,<sup>60</sup> wordt door deze indeling het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag kunstmatig hoog gehouden. De middenklasse stemt immers niet op basis van hun klassenbelangen op nieuw-links. De afname van het verband tussen EGP-klassen en stemgedrag is daarom waarschijnlijk nog sterker dan Nieuwbeerta aantoont.

#### **4. Resultaten**

Voor de analyses gebruiken we multilevel regressie modellen met drie niveaus: land, jaar en respondent. Om de leesbaarheid van dit artikel te bevorderen presenteren we in deze paragraaf tabellen met louter de coëfficiënten die in de tekst worden besproken. Om de controleerbaarheid van onze analyses te waarborgen zijn de volledige tabellen opgenomen in de appendix.

Voordat we de twee hypothesen toetsen zullen we aantonen dat EGP-klassepositie, opleidingsniveau en inkomen dermate met elkaar samenhangen dat EGP-klassepositie een te

---

<sup>58</sup> Doordat wij afstand nemen van Nieuwbeerta's operationalisering, en door ons besluit om politieke partijen te schalen naar de gemiddelde link-rechts zelf-plaatsing van de achterbannen zorgt ervoor dat het aantal missende waarden wel wordt verhoogd. Van de 113 oorspronkelijke land-jaar combinaties kunnen 33 niet gebruikt worden, waarbij voor een land (Zweden) alle informatie verdwijnt.

<sup>59</sup> Achterberg, P. Het einde van links en rechts: realiteit of populaire mythe. *Mens & Maatschappij*, 81(1), 2006, 51-63. Achterberg, P. *Considering Cultural Conflict: Class Politics and Cultural Politics in Western Societies*. Maastricht: Shaker Publishing, 2006.

<sup>60</sup> 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.

ambigue variabele is om klassengebonden stemgedrag te meten. De eerste analyse in tabel 2 (model 1) toont aan dat de zeven EGP klassen verschillen in inkomen. Klasse I heeft het hoogste en klasse VI en VII hebben het laagste gemiddelde inkomen.

In model 2 hebben we opleiding als verklarende variabele ingebracht. De sterke en positieve coëfficiënt toont aan dat er duidelijk een verband bestaat tussen opleiding en inkomen: naarmate men hoger is opgeleid, heeft men een hoger inkomen. Dit zal niemand verbazen. Wat hier echter van belang is, is dat in model 2 de inkomensverschillen tussen de EGP klassen aanzienlijk kleiner zijn dan in model 1. Dit betekent dat de EGP klassen zowel verschillen in inkomen als in opleidingsniveau. Hierdoor is EGP klassenpositie een te ambigue variabele om klassengebonden stemgedrag te meten. Inkomen en opleiding leiden weliswaar beide tot klassengebonden stemgedrag, maar opleiding leidt ook tot cultureel stemgedrag zoals boven uitvoerig is beargumenteerd. Om de mate van klassengebonden stemgedrag niet te onderschatten moet men dus op zijn minst controleren voor opleidingsniveau.

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>	
Klasse I (=ref.)	0		0	
Klasse II	-.222***	(.011)	-.206***	(.011)
Klasse III	-.568***	(.012)	-.380***	(.012)
Klasse IV	-.427***	(.009)	-.242***	(.010)
Klasse V	-.179***	(.008)	-.089***	(.008)
Klasse VI	-.612***	(.011)	-.368***	(.011)
Klasse VII	-.867***	(.011)	-.545***	(.012)
Opleiding			.587***	(.008)

\* p< .05; \*\* p< .01; \*\*\* p< .001

In tabel 3 analyseren we het verband tussen EGP klassenpositie en stemgedrag. De sterke en negatieve coëfficiënten van klasse VI en VII in model 1 laten duidelijk zien dat de arbeidersklasse linkser stemt dan de middenklasse conform de klassenanalyse. Om de trend in dit verband tussen 1956 en 1990 in kaart te brengen hebben we in model 2 cross-level interacties van jaar met de EGP klassen ingebracht. Hieruit blijkt dat het traditionele verband tussen de arbeidersklasse en links, en tussen de middenklasse en rechts, zwakker is geworden



in deze periode. De positieve en significante coëfficiënten van klasse VI en VII betekenen namelijk dat deze klassen in vergelijking tot de middenklasse steeds rechtser zijn gaan stemmen. Deze onderzoeksbevinding is conform die van Nieuwbeerta waarop de consensus over de afname in het klassengebonden stemgedrag in de politieke sociologie is gebaseerd.<sup>61</sup>

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>	
Klasse I (ref.)	0		0	
Klasse II	-.086***	(.018)	-.090***	(.018)
Klasse III	-.139***	(.022)	-.141***	(.022)
Klasse IV	.058	(.029)	.055	(.029)
Klasse V	-.083***	(.023)	-.084***	(.023)
Klasse VI	-.313***	(.052)	-.313***	(.052)
Klasse VII	-.307***	(.057)	-.308***	(.057)
Jaar	.020	(.024)	.020	(.024)
<i>Interacties</i>				
Jaar x Klasse I (ref.)			0	
Jaar x Klasse II			-.011	(.008)
Jaar x Klasse III			.019*	(.009)
Jaar x Klasse IV			.013	(.008)
Jaar x Klasse V			.011	(.008)
Jaar x Klasse VI			.037**	(.009)
Jaar x Klasse VII			.033**	(.010)

\* p< .05; \*\* p< .01; \*\*\* p< .001

<sup>61</sup> NIEUWBEERTA, P., 1995 o.c. NIEUWBEERTA, P., 1996 o.c. NIEUWBEERTA, P. & DE GRAAF, 1999 o.c. NIEUWBEERTA, P., 2001 o.c..

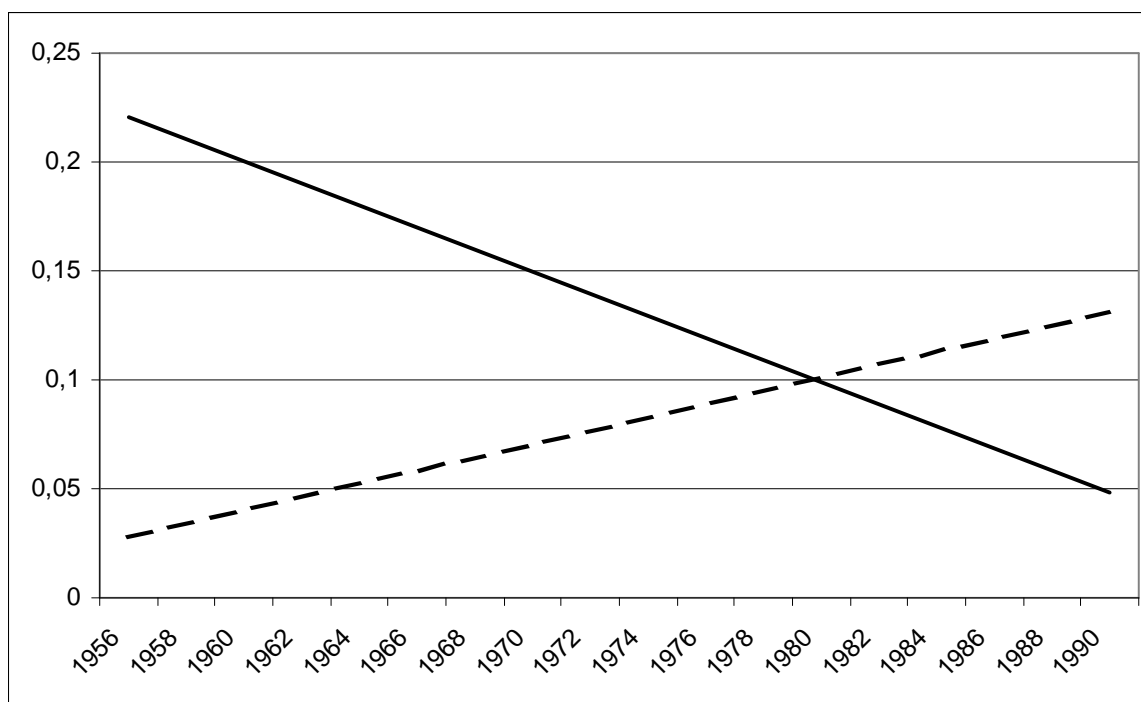
Uit tabel 4 blijkt echter dat uit deze afname niet kan worden afgeleid dat het klassengebonden stemgedrag is afgenomen. De positieve significante coëfficiënten van zowel inkomen als opleiding tonen aan dat conform de klassenanalyse mensen met een hoog inkomen en een hoog opleidingsniveau rechtser stemmen (model 1). Echter, de trends in de tijd van deze verbanden in model 2 en 3 tonen aan dat zij zich in tegengestelde richting hebben ontwikkeld: lager opgeleiden zijn steeds *rechtser* gaan stemmen, terwijl mensen met een laag inkomen steeds *linkser* zijn gaan stemmen. De eerste coëfficiënt is immers positief en de tweede negatief.

Figuur 2 toont deze trends. De stippellijn is de trend in het verband tussen inkomen en rechts stemgedrag, de ononderbroken lijn doet dit voor het verband tussen opleiding en rechts stemgedrag. Duidelijk blijkt dat sinds de Tweede Wereldoorlog de rijken (armen) steeds rechtser (linkser) zijn gaan stemmen terwijl de hoger (lager) opgeleiden steeds linkser (rechtser) zijn gaan stemmen. Zoals boven uiteengezet, kan de eerste trend worden geïnterpreteerd als een toename in klassengebonden stemgedrag en de laatste als een toename in cultureel stemgedrag. Dan rest ons nu nog de vraag: kan de afname van het verband tussen EGP klassenpositie en stemgedrag worden verklaard door deze toename in cultureel stemgedrag zoals wij verwachten?

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>	
Inkomen	.099**	(.027)	.098**	(.027)	.101**	(.028)
Opleiding	.104*	(.048)	.100*	(.048)	.099*	(.046)
Jaar	.020	(.024)	.020	(.024)	.020	(.024)
Interacties						
Opleiding x jaar			-.037**	(.009)	-.040**	(.009)
Inkomen x jaar					.024*	(.010)

\*  $p < .05$ ; \*\*  $p < .01$ ; \*\*\*  $p < .001$



Figuur 2: Trends in het verband van inkomen met stemgedrag (stippellijn) en het verband tussen opleiding en stemgedrag (ononderbroken lijn).

Uit tabel 5 (model 2) blijkt overduidelijk dat de arbeidersklasse niet steeds rechtser is gaan stemmen vanwege een afname van het klassegebonden stemgedrag. Opname van inkomen in dit model verandert namelijk niets aan de steeds rechtser stemmende arbeidersklasse uit model 1. Hierdoor moet hypothese 1 worden verworpen. Dat kan ook niet anders want de coëfficiënt van inkomen is *positief* en significant: mensen met een hoog (laag) inkomen zijn

steeds rechtser (linkser) gaan stemmen sinds de Tweede Wereldoorlog. Het klassengebonden stemgedrag is dus toegenomen, en niet afgenomen in deze periode.

Uit model 3 blijkt dat de afname van het verband tussen EGP klassenpositie en stemgedrag wel kan worden verklaard door een toename van het cultureel stemgedrag. Sinds de Tweede Wereldoorlog zijn hoger (lager) opgeleiden steeds linkser (rechtser) gaan stemmen getuige de negatieve significante coëfficiënt van opleiding. Hierdoor wordt de afname van het verband tussen EGP klassenpositie en stemgedrag grotendeels wegverklaard: de coëfficiënt van klasse VI wordt aanzienlijk zwakker in vergelijking met model 2 en die van Klasse VII is niet meer significant. Kortom, de in model 1 en 2 getoonde afname van het verband tussen EGP klassenpositie en stemgedrag valt bijna geheel weg als wordt gecontroleerd voor cultureel stemgedrag. Hierdoor wordt hypothese 2 bevestigd.

Tabel 5: Rechts stemgedrag verklaard door EGP-klassenpositie, inkomen en opleiding (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressie-coëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93,567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>	
<i>Interacties</i>						
Jaar x Klasse I (ref.)	0		0		0	
Jaar x Klasse II	-.010	(.008)	-.011	(.008)	-.012	(.008)
Jaar x Klasse III	.019*	(.008)	.016	(.009)	.012	(.009)
Jaar x Klasse IV	.007	(.008)	.003	(.009)	-.002	(.009)
Jaar x Klasse V	.011	(.008)	.008	(.007)	.006	(.007)
Jaar x Klasse VI	.034**	(.009)	.030**	(.009)	.024**	(.009)
Jaar x Klasse VII	.019**	(.010)	.025**	(.010)	.017	(.010)
Jaar x Inkomen			.025**	(.009)	.029**	(.009)
Jaar x Opleiding					-.038**	(.009)

\* p< .05; \*\* p< .01; \*\*\* p< .001

## 5. Conclusie en discussie

De door Stonecash gevonden toename van het klassengebonden stemgedrag in de Verenigde Staten blijkt ook elders in de westerse wereld waarneembaar. Dat de consensus in de politieke sociologie het tegendeel betreft – een afname van het klassengebonden stemgedrag – komt vanwege de onderzoekspraktijk om het bivariate verband tussen beroepsklasse en stemgedrag als valide indicator voor klassengebonden stemgedrag te beschouwen. Hierdoor wordt echter klassengebonden stemgedrag – stemmen op basis van economische belangen – vermengd met cultureel stemgedrag: stemmen op basis van culturele opvattingen veroorzaakt door verschillen in opleiding. Deze vermenging maakt het onmogelijk te bepalen of de afname van het verband tussen beroepsklassenpositie en stemgedrag wordt veroorzaakt door een afname in klassengebonden stemgedrag of een toename in cultureel stemgedrag.

Onze bevindingen met een klassenindicator die deze twee stemmechanismen niet vermengt, maken echter inzichtelijk dat het laatste het geval is: de afname komt door een toename van het cultureel stemgedrag dat wordt gedreven door culturele opvattingen veroorzaakt door opleidingsverschillen. Klassengebonden stemgedrag blijkt door toepassing

van een meer valide klassenindicator voor het bepalen van stemgedrag (inkomen) zelfs te zijn *toegenomen* sinds de Tweede Wereldoorlog.

De consensus in de politieke sociologie is dat klassenpositie niet zozeer dood is, maar langzaam – en misschien pijnlijk – doodgaat. Onze onderzoeksbevindingen maken echter een heroverweging van deze consensus noodzakelijk: klasse is niet dood of zelfs maar stervende. Wij vinden het juister om te stellen dat klassenpositie levend is begraven onder het toenemende gewicht van cultureel stemgedrag. Dit is systematisch onjuist geïnterpreteerd als een afname van klassengebonden stemgedrag vanwege een onderzoekspraktijk die standaard is geworden in de politieke sociologie sinds het pionierswerk van Alford in de jaren 60. De betreuenswaardige 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>62</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>63</sup>

---

<sup>62</sup> POE, E.A., 1990 [1844], o.c. p. 312.

<sup>63</sup> POE, E.A., 1990 [1844], o.c. p. 308.

## Appendix

Om het artikel zo toegankelijk mogelijk te maken hebben we louter de meest relevante delen van tabel 2 tot en met 5 opgenomen in de hoofdtekst. De gehele tabellen zijn in deze appendix opgenomen om de controleerbaarheid van onze bevindingen te waarborgen. We zullen de lezer hier kort door de gebruikte analyses heenleiden.

We hebben multilevel modellen toegepast omdat mensen binnen een bepaalde context (een land/jaar combinatie) waarschijnlijk meer eigenschappen delen dan mensen verdeeld over verschillende contexten. Met deze modellen kan de variantie in de afhankelijke variabele worden gesplitst. In het nul model van tabel 2 is dit onderaan zichtbaar. Slechts een klein deel van de variantie van de afhankelijke variabele (inkomen) is op land niveau (0.77). Op jaar niveau is dit meer (1.43), maar veruit het meeste van de variantie in inkomen bestaat op het individuele niveau (5.41). Dit betekent dat ongeveer 71% ( $(5.41/(0.77+1.43+5.41))*100$ ) van het inkomen wordt bepaald door individuele eigenschappen van respondenten, 10% door de eigenschappen van een land waarin een respondent leeft en 19% door veranderingen in de tijd.

Om te controleren of een model beter bij de data past dan het voorgaande moet het verschil in deviantie, rekening houdend met het aantal gebruikte vrijheidsgraden, worden getoetst aan een chi-square verdeling. In tabel 2 model 1 zien we dat door de opname van 6 klassedummies (6 vrijheidsgraden) de deviantie met 8,254.8 daalt ten opzichte van het nul model. Dit is een sterk significante verbetering.

Na opname van de klassedummies in het eerste model daalt de onverklaarde variantie van 5.41 naar 4.95. Dit betekent dat 8.5% van de inkomensverschillen tussen de respondenten wordt verklaard door hun klassenpositie. De varianties op land en jaar niveau dalen niet in tabel 2 omdat alleen variabelen op individueel niveau worden ingebracht. In het laatste model wordt opleiding ingebracht waardoor zowel de deviantie (van 415,616 naar 410,698) als de onverklaarde variantie op individueel wederom afneemt.

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Nul model</i>		<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>	
Constante term	3.146***	(.297)	3.146***	(.297)	3.146***	(.297)
Klasse I (=ref.)			0		0	
Klasse II			-.222***	(.011)	-.206***	(.011)
Klasse III			-.568***	(.012)	-.380***	(.012)
Klasse IV			-.427***	(.009)	-.242***	(.010)
Klasse V			-.179***	(.008)	-.089***	(.008)
Klasse VI			-.612***	(.011)	-.368***	(.011)
Klasse VII			-.867***	(.011)	-.545***	(.012)
Opleiding					.587***	(.008)
Variantie land niveau	.772	(.457)	.771	(.456)	.771	(.456)
Variantie jaar niveau	1.429***	(.248)	1.430***	(.248)	1.430***	(.248)
Variantie individueel niveau	5.405***	(.025)	4.948***	(.023)	4.695***	(.022)
Deviantie	423871.7		415616.9		410698.2	

\* p < .05; \*\* p < .01; \*\*\* p < .001

De complete tabel 3 bevat ook multilevel modellen omdat de afhankelijke variabele (rechts stemgedrag) ook genest is in land/jaarcombinaties. Wederom zijn de varianties van de afhankelijke variabele op land, jaar en individueel niveau geschat. Er is een belangrijk verschil ten opzichte van tabel 2 omdat de varianties van klasse op land en jaarniveau zijn vrijgezet om te controleren of het effect van klassenpositie op stemgedrag varieert tussen landen en jaren. Dit blijkt het geval gezien de significante coëfficiënten (model 1). In model 2 proberen wij deze variantie (deels) weg te verklaren door de interactie-effecten van klassedummies met de variabele jaar in te brengen. Dit gebeurt ook aangezien in model 2 de varianties op jaarniveau van de arbeidersklasse (VI en VII) dalen en de coëfficiënten van deze twee interactie-effecten significant zijn.



Niet alle variantie op jaarniveau wordt wegverklaard door het inbrengen van de interactie-effecten. Dit betekent dat de verschillen in het verband tussen klassenpositie en stemgedrag tussen jaren niet geheel kan worden verklaard door de lineaire afname van dit verband die wij schatten met de interactie-effecten. Dit duidt op nationale eigenaardigheden. Voor de analyses in dit artikel is dat geen probleem omdat wij hier de algemene afname in westerse samenlevingen zoals in kaart gebracht door Nieuwbeerta willen verklaren.

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>	
Constante term	4.796***	(.191)	4.796***	(.191)
Klasse I (ref.)	0		0	
Klasse II	-.086***	(.018)	-.090***	(.018)
Klasse III	-.139***	(.022)	-.141***	(.022)
Klasse IV	.058	(.029)	.055	(.029)
Klasse V	-.083***	(.023)	-.084***	(.023)
Klasse VI	-.313***	(.052)	-.313***	(.052)
Klasse VII	-.307***	(.057)	-.308***	(.057)
Jaar	.020	(.024)	.020	(.024)
<i>Interacties</i>				
Jaar x Klasse I (ref.)			0	
Jaar x Klasse II			-.011	(.008)
Jaar x Klasse III			.019*	(.009)
Jaar x Klasse IV			.013	(.008)
Jaar x Klasse V			.011	(.008)

Jaar x Klasse VI			.037**	(.009)
Jaar x Klasse VII			.033**	(.010)
<i>Variantie random slopes land niveau</i>				
Klasse I (ref.)				
Klasse II	.031	(.018)	.029	(.016)
Klasse III	.047	(.024)	.046	(.024)
Klasse IV	.095*	(.044)	.096*	(.044)
Klasse V	.048	(.025)	.051	(.027)
Klasse VI	.384*	(.153)	.366*	(.145)
Klasse VII	.447*	(.177)	.437*	(.172)
<i>Variantie random slopes jaar niveau</i>				
Klasse I (ref.)				
Klasse II	.010*	(.005)	.001	(.003)
Klasse III	.005	(.005)	.004	(.004)
Klasse IV	.012*	(.005)	.013*	(.006)
Klasse V	.019**	(.007)	.019**	(.007)
Klasse VI	.017**	(.006)	.011*	(.005)
Klasse VII	.019**	(.007)	.014*	(.006)
Variantie land niveau	.523**	(.191)	.523**	(.191)
Variantie jaar niveau	.040***	(.007)	.040***	(.007)
Variantie individueel niveau	2.036***	(.009)	2.036***	(.009)
Deviantie	332794.4		332746.8	

\* p < .05; \*\* p < .01; \*\*\* p < .001

In de complete tabellen 4 en 5 onderzoeken we of de invloed van opleiding, inkomen (tabel 4 en 5), en klasse (tabel 5) op stemgedrag significant varieert tussen landen en tussen jaren. Dit

blijkt het geval, waardoor kan worden getest of dat dit komt door de toename of afname van deze invloeden. Net als in tabel 3 blijkt deze variantie deels te verdwijnen als de interactie-effec ten van klassenpositie, inkomen en opleiding met jaar worden ingebracht.

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

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>	
Constante term	4.796***	(.191)	4.796***	(.191)	4.796***	(.191)
Inkomen	.099**	(.027)	.098**	(.027)	.101**	(.028)
Opleiding	.104*	(.048)	.100*	(.048)	.099*	(.046)
Jaar	.020	(.024)	.020	(.024)	.020	(.024)
<i>Interacties</i>						
Opleiding x jaar			-.037**	(.009)	-.040**	(.009)
Inkomen x jaar					.024*	(.010)
<i>Variantie random slopes</i>						
<i>land niveau</i>						
Inkomen	.082*	(.042)	.082*	(.042)	.074	(.038)
Opleiding	.308*	(.127)	.282*	(.115)	.280*	(.114)
<i>Variantie random slopes</i>						
<i>jaar niveau</i>						
Inkomen	.049***	(.012)	.050***	(.013)	.045***	(.012)
Opleiding	.043***	(.011)	.029**	(.009)	.029**	(.009)
Variantie land niveau	.523**	(.191)	.523**	(.191)	.523**	(.191)
Variantie jaar niveau	.040***	(.007)	.040***	(.007)	.040***	(.007)
<i>Variantie individueel</i>						
niveau	2.114***	(.009)	2.114***	(.009)	2.114***	(.009)
Deviantie	336131.1		336114.1		336108.5	

\* p < .05; \*\* p < .01; \*\*\* p < .001

Tabel 5 geheel: Rechts stemgedrag verklaard door EGP-klassepositie, inkomen en opleiding (multilevel regressie-analyse, in de tabel zijn regressie-coëfficiënten en standaard fouten opgenomen, schattingsmethode is maximum likelihood, N = 93,567 respondenten en 15 landen, 1956-1990).

<i>Onafhankelijke variabelen</i>	<i>Model 1</i>		<i>Model 2</i>		<i>Model 3</i>	
Constante term	4.796***	(.191)	4.796***	(.191)	4.796***	(.191)
Klasse I (ref.)	0		0		0	
Klasse II	-.077***	(.018)	-.072***	(.018)	-.072***	(.018)
Klasse III	-.118***	(.024)	-.101***	(.022)	-.101***	(.022)
Klasse IV	.079**	(.030)	.108**	(.029)	.108**	(.029)
Klasse V	-.076**	(.023)	-.071**	(.023)	-.071**	(.023)
Klasse VI	-.284***	(.053)	-.256***	(.052)	-.256***	(.052)
Klasse VII	-.272***	(.058)	-.244***	(.057)	-.244***	(.057)
Inkomen	.097**	(.005)	.086**	(.019)	.086**	(.019)
Opleiding	-.005	(.006)	.020	(.038)	.020	(.038)
Jaar	.020	(.024)	.020	(.024)	.020	(.024)
<i>Interacties</i>						
Jaar x Klasse I (ref.)	0	0	0	0	0	0

Jaar x Klasse II	-.010	(.008)	-.011	(.008)	-.012	(.008)
Jaar x Klasse III	.019*	(.008)	.016	(.009)	.012	(.009)
Jaar x Klasse IV	.007	(.008)	.003	(.009)	-.002	(.009)
Jaar x Klasse V	.011	(.008)	.008	(.007)	.006	(.007)
Jaar x Klasse VI	.034**	(.009)	.030**	(.009)	.024**	(.009)
Jaar x Klasse VII	.019**	(.010)	.025**	(.010)	.017	(.010)
Jaar x Inkomen			.025**	(.009)	.029**	(.009)
Jaar x Opleiding					-.038**	(.009)

*Variantie random slopes land niveau*

Klasse I (ref.)

Klasse II	.022	(.012)	.022	(.013)	.022	(.012)
Klasse III	.013	(.010)	.014	(.010)	.013	(.009)
Klasse IV	.138*	(.060)	.138*	(.060)	.138*	(.060)
Klasse V	.044	(.023)	.044	(.023)	.043	(.023)
Klasse VI	.186**	(.078)	.188*	(.078)	.187*	(.078)
Klasse VII	.226*	(.093)	.228*	(.094)	.227*	(.093)

Inkomen	.038	(.022)	.032	(.019)	.031	(.018)
Opleiding	.210**	(.090)	.209*	(.090)	.185*	(.079)

*Variantie random slopes jaar niveau*

Klasse I (ref.)

Klasse II	.000	(.000)	.000	(.000)	.000	(.000)
Klasse III	.004	(.004)	.004	(.004)	.004	(.004)
Klasse IV	.013*	(.006)	.013*	(.006)	.012*	(.005)
Klasse V	.013*	(.006)	.013*	(.004)	.013*	(.006)
Klasse VI	.007	(.004)	.007	(.004)	.007	(.005)
Klasse VII	.007	(.005)	.007	(.005)	.008	(.005)
Inkomen	.035**	(.010)	.030**	(.009)	.029**	(.009)
Opleiding	.037***	(.010)	.038***	(.010)	.026**	(.008)
Variantie land niveau	.523**	(.191)	.523**	(.191)	.523**	(.191)
Variantie jaar niveau	.040***	(.007)	.040***	(.007)	.040***	(.007)
Variantie individueel niveau	2.028***	(.009)	2.014***	(.009)	2.014***	(.009)

Deviantie	332375.6	331881.0	331881.0
-----------	----------	----------	----------

\* p< .05; \*\* p< .01; \*\*\* p< .001

