

Confessie, inkomen en politieke-partijkeuze, 1964-1992

Rob Eisinga, Albert Felling en Jan Lammers*

Summary

Religious affiliation, income, and political party choice, 1964-1992

Data from 1,098 independent, national Dutch cross sections (N=814,912) are used to track trends in the influence of religious affiliation and income position on political party choice from 1964 to 1992. Multinomial logit analysis shows a marginal decline in the weak effect of income but a massive downfall in the strong effect of denomination. The downward trends have not been uniform across denomination, income group, and time however. The most spectacular decays occurred in the 1960s and 1970s, when the minor gaps between low and high-income groups weakened and the once massive differentials between Catholics, Rereformed Protestants, and nonaffiliates collapsed. Many of the widespread shifts slowed down appreciably in the late 1970s and subsequently abated in the mid-1980s. These trends coincide with macro-level socioeconomic changes and this finding lends credibility to the thesis that modernisation has contributed to deconfessionalisation and that income effects represent, in part, feedbacks to changes in the income distribution.

* Rob Eisinga is als KNAW akademie-onderzoeker werkzaam bij de Vakgroep Methoden van Onderzoek van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Albert Felling is als hoogleraar en Jan Lammers is als universitair hoofddocent verbonden aan dezelfde vakgroep. Postadres: Vakgroep Methoden van Onderzoek FSW, postbus 9108, 6500 HK Nijmegen. Een Engelstalige versie van dit artikel werd gepresenteerd op het gezamenlijke congres van de Society for the Scientific Study of Religion en de Religious Research Association van 29-31 oktober 1993 in Raleigh (VS). Repke de Vries van het Steinmetz Archief willen we bedanken voor praktische steun bij de data-acquisitie en Alan Agresti, Philip Hans Franses en onze collega's bij de vakgroepen Sociologie en Methoden van Onderzoek voor waardevolle suggesties en discussie. Deze studie werd mogelijk gemaakt door het senior KNAW fellowship van de eerste auteur. De gegevens zijn verzameld door het NIPO en verkregen via het Steinmetz Archief. Geen van de genoemde personen en organisaties is verantwoordelijk voor de analyses en interpretaties van de auteurs.

1. Inleiding

Van de ingrijpende veranderingen die zich gedurende de afgelopen drie decennia in de Nederlandse politiek hebben voorgedaan, spreekt de afbrokkeling van het electoraat van de confessionele partijen, en dan met name van de Katholieke Volkspartij, nog het meest tot de verbeelding. Tot het midden van de jaren zestig had de KVP de katholieke kiezers stevig in haar greep. Bij de Tweede Kamerverkiezingen van 1963 behaalde de partij met 31,9 procent van de stemmen nog het beste resultaat uit haar geschiedenis en werd zij met 50 zetels 's lands grootste politieke partij. In de drie daaropvolgende verkiezingen maakte de KVP echter een vrije val door met als gevolg dat er negen jaar later van haar superieure positie niets meer over was. In 1972 behaalde de partij slechts 17,7 procent van de stemmen; goed voor 27 zetels in de Tweede Kamer. Ook het percentage katholieken dat zijn stem uitbracht op de KVP is in deze periode sterk gedecimeerd: van 85 procent in 1964 tot 48 procent in 1973. In de jaren zeventig trachtte de KVP het tij te keren door een partijverband met de twee protestants-christelijke partijen ARP en CHU. Deze fusie, zo bleek achteraf, was uiterst succesvol. De confessionele partijen, twintig jaar eerder door velen ten dode opgeschreven, konden zich verenigd in het CDA na een dieptepunt in 1982 geleidelijk weer herstellen en beleefden zelfs nieuwe electorale hoogtepunten in 1984 en 1989.

De afgelopen jaren is er veelvuldig onderzoek gedaan naar de wisselende kiezersgunst voor de (inter-)confessionele partijen. Tot op heden is het echter voornamelijk bij pionierswerk gebleven. Enerzijds zijn er studies die (hoofdzakelijk) op grond van geaggregeerde gegevens en ecologische data een historisch overzicht geven van de zwenkingen in stembusuitslagen van de confessionele partijen (bijv. Kusters, 1963; Bakvis, 1981a, 1981b; Dittrich et al., 1986; Passchier, 1987; De Beer & Van der Hoeven, 1988). Anderzijds zijn er onderzoeken met gegevens op individueel niveau, maar daarin wordt doorgaans maar met één of een klein handvol surveys gewerkt (bijv. Lijphart, 1974; Miller & Stouthard, 1975; Andeweg, 1982; Thomassen, 1983; Van der Eijk & Niemöller, 1983, 1992; Middendorp, 1991). Uit deze studies komt niettemin duidelijk naar voren dat kerkelijkheid ondanks voortschrijdende secularisatie nog steeds een belangrijke sociale basis is voor individuele politieke-partijvoorkeur. Geen enkel sociaal-structureel kenmerk is zo stembepalend in Nederland als confessie, zelfs niet sociale klasse. Helaas zijn er echter nauwelijks longitudinale onderzoeken naar de relatieve bijdrage van stembepalende structurele kenmerken, met als gevolg dat er weinig bekend is over temporele veranderingen in hun effect (zie echter Middendorp, 1991; Van der Eijk & Niemöller, 1992). Een oorzaak daarvan is dat er tot op heden geen survey-gege-

vens zijn met het karakter van een tijdreeks, op grond waarvan men stevige conclusies kan trekken.

In deze bijdrage onderzoeken we veranderingen in de invloed van confessie en inkomenspositie op politieke-partijkeuze in Nederland voor de periode van 1964 tot en met 1992. Daarbij maken we gebruik van cross-sectionele gegevens van 1.098 onafhankelijke nationale surveys gebaseerd op mondelinge interviews van 814.912 potentiële Nederlandse kiezers.

2. Ontzuiling, modernisering en nivellering

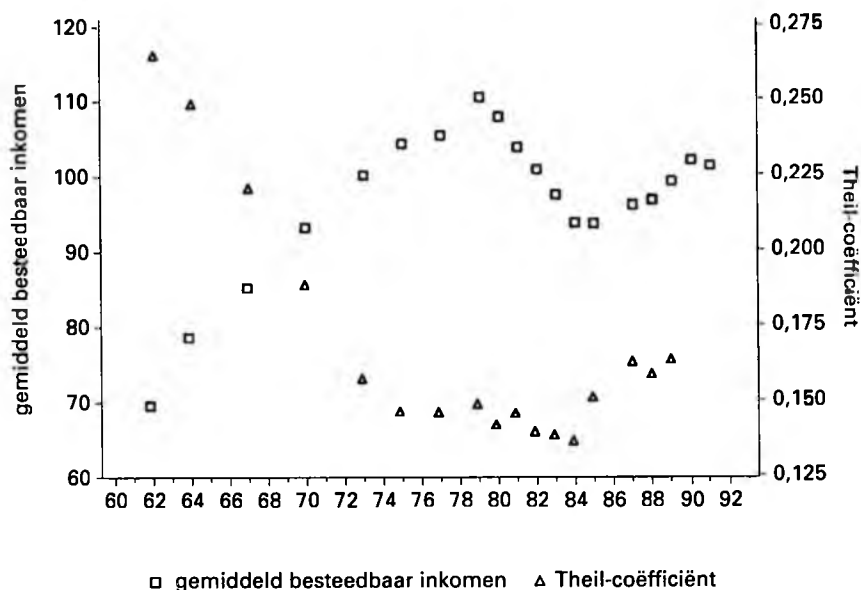
Het electorale wel en wee van de confessionele partijen moet gezien worden tegen het historisch decor van verzuildheid en ontzuiling. Van 1920 tot omstreeks 1960 was Nederland sociaal en organisatorisch een verzuilde samenleving met een katholieke, een orthodox-protestantse en twee niet-confessionele zuilen, namelijk een socialistische pseudo- en een conservatief liberale minizuil. Deze ideologische subculturen beschikten over een uitgebreid netwerk van elkaar overlappende belangenorganisaties, beroepsverenigingen, recreatieve clubs, scholen (althans wat de christelijke zuilen betreft), massamedia en tal van andere levensbeschouwelijke organisaties. Er bestond een cultuur van 'living-apart-together' met stevige sociale controle van de zuilen en een minimum aan informele relaties en groepslidmaatschappen overdwars. Ook de grote politieke partijen behoorden tot het complex van zuilorganisaties en identificatie met een bepaalde zuil impliceerde identificatie met de partij die aan de zuil verbonden was. De confessionele partijen waren de vertegenwoordigers van kerkelijken afkomstig uit alle sociale lagen van de bevolking. De socialistische partij (bijv. PvdA) daarentegen was de representant van de onkerkelijken uit de lagere sociale klassen, terwijl de conservatief liberale partij (VVD) met name stemmen trok uit de onkerkelijke bovenlaag van de samenleving.

Sinds de Tweede Wereldoorlog hebben de sociaal-politieke tegenstellingen veel aan betekenis verloren. Volgens Bax (1990) heeft de versnelling in het proces van modernisering na de jaren vijftig, met name de sterke economische groei en de daarmee samenhangende opkomst van de verzorgingsstaat, mensen losgeweekt van primaire sociale verbanden, zoals familie, parochiale gemeenschappen en arbeiderssubculturen. Door de economische vooruitgang, maar ook door toenemende participatie in het tertiair onderwijs en stijgende sociale en geografische mobiliteit, verwierven mensen een grotere mate van autonomie en konden zij zich geleidelijk aan in hun levenswijze en besluitvorming onttrekken aan de informele sociale controle van de zuilen.

Een indicatie voor de ontmanteling van de zuilen door versnelde modernisering is de verzwakking van de relatie tussen confessie en stemgedrag ofwel deconfessionalisering (zie Ultee et al., 1992). Onze eerste hypothese zou derhalve kunnen luiden dat de invloed van confessie op politieke-partijkeuze door de jaren heen gestaag is afgenomen en dat hij gedoemd is uiteindelijk te verdwijnen. Als deze afname het resultaat is van versnelde naoorlogse modernisering, dan kunnen we echter tevens veronderstellen dat wanneer de modernisering minder snel ontwikkelt of zelfs stagneert, deconfessionalisering eveneens pauzeert. Nu wordt de stelling dat het moderniseringsproces na de jaren vijftig een tempoversnelling heeft ondergaan, gewoonlijk verdedigd door te wijzen op de sterke toename van, om twee belangrijke voorbeelden te noemen, het nationaal inkomen per hoofd en de proportie van de 18-25 jarigen in het tertiair (HBO & WO) onderwijs. Volgen we deze indicatoren van structurele modernisering door de tijd, dan blijkt dat zij een monotone stijging vertonen tot omstreeks 1980 waarna de opwaartse bewegingen stagneren (vgl. Bax, 1990, p. 187; CBS, 1989, p. 52-53). Ook diverse maatstaven van individualisering, dat een indicatie is van culturele modernisering, zoals het aantal echtscheidingen (per 1000 echtparen) en het aantal huwelijkssluitingen (per 1000 van de gemiddelde bevolking), vertonen een toe-, respectievelijk, een afname tot het begin van de jaren tachtig, waarna de op- en neerwaartse trends tekenen van stagnatie vertonen (vgl. CBS, 1989, p. 27; CBS, 1993, p. 75 & 78). Na de tempoversnelling vanaf ongeveer 1960 treedt er in het begin van de jaren tachtig met andere woorden een vertraging op in het moderniseringsproces. Daarom is onze eerste hypothese specifiek, namelijk dat het effect van confessie op politieke-partijkeuze tot de jaren tachtig afneemt, waarna de invloed constant blijft.

De versnelde naoorlogse modernisering heeft niet alleen de confessionele zuilen onder druk gezet, maar tevens traditionele klassestructuren ondermijnd. Kiezers uit alle sociale lagen, zowel kerkleden als onkerkelijken, voelden zich minder dan voorheen betrokken bij de partijen die hun economische en/of symbolische belangen vertegenwoordigen. De tweede hypothese zou dus kunnen luiden dat ook de invloed van inkomen op politieke-partijkeuze door de tijd heen is afgenomen. Om dezelfde reden als hierboven verwachten we echter dat de neerwaartse trend in het effect van inkomen omstreeks 1980 tot stilstand is gekomen. Zoals is te zien in figuur 1, is de koopkracht van inkomensstrekkers sinds 1960 fors gestegen, maar in 1979 verandert de opwaartse lijn in een neerwaartse trend, althans tot 1984 waarna het besteedbaar inkomen na enige tijd stabiliseert. Een soortgelijke trendbreuk vinden we terug in de ontwikkeling van de inkomensongelijkheid, afgemeten aan de Theil-coëfficiënt en weergegeven in dezelfde figuur.¹ Na 1975 komt er een eind aan een lange periode

van inkomensnivellering en sinds 1984 worden de verschillen tussen arm en rijk in Nederland weer groter. Onze *tweede hypothese* is dan ook dat het effect van inkomen op politieke-partijkeuze tot de jaren tachtig vermindert, waarna de invloed constant blijft.



Figuur 1. Gemiddeld besteedbaar inkomen van inkomensstrekkers (in % van 1989 (=100)) en Theil-coëfficiënt van inkomensongelijkheid, Bron: CBS (1992).

Deze oppervlakkig gezien eenvoudige hypothesen hebben, indien we ze gegeven de data niet kunnen verwerpen, een belangrijke theoretische implicatie. In dat geval bekrachtigen zij namelijk Bax' veronderstelling dat ontzuiling (i.c. deconfessionalisering en, zoals sommige (bijv. Heath et al., 1991) het noemen, de 'secularisatie' van inkomensklassen) in gang is gezet door versnelde naoorlogse modernisering. Naast het toetsen van de hypothesen onderzoeken we of de veronderstelde veranderingen uniform zijn voor verschillende confessies, inkomensgroepen en politieke partijen. Het eerstgenoemde is vooral van belang omdat vrijwel alle onderzoeken uitsluitend betrekking hebben op het katholieke deel van de kiezers. Daardoor is de indruk ontstaan dat katholieken ruim uit de pas hebben gelopen, vergeleken met de marsroute van de andere geloofsgroepen. Hieronder zal echter blijken dat deze indruk niet correct is. Weinig belangstelling in voorafgaand onderzoek voor protestanten betekent

nog minder aandacht voor het onderscheid tussen gereformeerden en hervormden. Zo'n detaillering is echter gewenst omdat protestanten geen massieve eenheid vormen en er achter het vermeende eenheidsfront dikwijls aanzienlijke verschillen schuilgaan.

3. Data en methoden

Voor het onderzoek maken we gebruik van de NIPO Omnibus. Dit zijn nationale surveys gebaseerd op mondelinge interviews van een random steekproef uit de populatie van kiesgerechtigde Nederlanders, die sinds 1953 tot op de dag van vandaag vrijwel iedere week door het NIPO zijn gehouden.² Behalve eenmalige en regelmatig terugkerende onderwerpen bevatten de weeksurveys ook een aantal standaardvragen over, bijvoorbeeld, politieke-partijvoorkeur, confessie, inkomen, geslacht en leeftijd. Deze en andere kenmerken hebben we geselecteerd uit de 1.119 weeksurveys, die zijn uitgevoerd in de periode van 1962 (week 35) tot en met 1992 (week 53). Een beschrijving van het databestand van de in totaal 1.100.178 respondenten is te vinden in de daartoe speciaal vervaardigde documentatie van Eisinga en Felling (1992).³

De variabele *politieke-partijkeuze* heeft betrekking op de vraag op welke partij de respondent zou stemmen als er op de dag van het interview verkiezingen zouden zijn. Zonodig kreeg de respondent van de interview(st)er een kaart met daarop de keuze-alternatieven. Ofschoon er door de jaren heen enkele wijzigingen in vraagstelling zijn opgetreden, zijn er nauwelijks vergelijkbaarheidsproblemen door verandering in meetinstrument. De keuze-alternatieven zijn tijdens de observatieperiode echter diverse malen veranderd. Daarom is de variabele in acht categorieën samengetrokken, te weten: CDA (inclusief de voorlopers KVP, CHU en ARP), PvdA, VVD, D'66, Groen Links (inclusief de voorlopers PPR, CPN, PSP en EVP), kleine confessionele partijen (SGP, GPV, RPF), andere partijen (een bonte verzameling van numeriek onbelangrijke partijen en splinters) en geen (inclusief geen antwoord). Omdat partijkeuze een selectie is uit discrete alternatieven, zijn alle acht categorieën, in het vervolg aangeduid als partijen, in een multinomiale logit analyse opgenomen, met het CDA als vergelijkingscategorie.⁴ Bij de presentatie van de uitkomsten van dit acht-partijen model beperken we ons echter tot de drie grote partijen met een confessionele en/of sociaal-economische achtergrond, te weten: CDA, PvdA en VVD.

Confessie is bepaald door te vragen naar de kerkelijke gezindte waartoe men behoort of gerekend wenst te worden: rooms katholiek, Nederlands hervormd, gereformeerd, andere kerkelijke gezindte, of geen. Zowel de (één-

traps) vraagstelling als de antwoordmogelijkheden zijn identiek in alle week-surveys. Leden van andere kerkelijke gezindten zijn uit de analyse verwijderd vanwege hun geringe aantal, en confessie is in de logit analyse opgenomen als een set van drie dummievariabelen met onkerkelijken (zij die 'geen' antwoorden) als referentiecategorie.

In een aantal studies werd gevraagd naar *inkomen* per jaar, in andere daarentegen naar maandinkomen. En terwijl in sommige surveys werd geïnformeerd naar bruto inkomen, vroeg men in andere naar netto loon. Bovendien werden respondenten niet verzocht een specifiek bedrag te noemen, maar zichzelf te plaatsen in één uit doorgaans twaalf inkomensklassen en deze klassen zijn in de loop der jaren gewijzigd. Om die reden is de variabele inkomen samengevoegd tot drie categorieën van nagenoeg gelijke omvang: laag, midden en hoog inkomen. Een belangrijk voordeel van deze normalisatie is dat inflatiecorrecties en jaar-tot-maand omzettingen overbodig worden. Bovendien kan er wel een groot verschil bestaan tussen bruto en netto inkomen, maar het is onwaarschijnlijk dat dit verschil een grote invloed heeft op de plaats van de respondenten in de driedeling.

Om de effecten van confessie en inkomen op partijkeuze zo zuiver mogelijk te schatten, zijn twee controle variabelen in de analyse opgenomen, namelijk *leeftijd* en *geslacht*. De leeftijdsgegevens zijn door het NIPO verzameld aan de hand van de volgende categorieën: 18-24 of 21-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, en 65 en ouder.⁵ Voor de oudere surveys bedroeg de minimale leeftijd van de respondenten 21 jaar, terwijl in 1970 (week 28) de ondergrens is veranderd in 18 jaar vanwege de verlaging van de stemgerechtigde leeftijd (in 1972). Leef-tijd is in de logit analyse opgenomen als een interval variabele.⁶

Ten aanzien van het geaggregeerde databestand willen we nog vier opmerkingen maken. 1. Van de 1.119 week-surveys bevatten 1.079 studies ($N=1,081,130$) – gehouden tussen 1964.23 en 1992.53 – gegevens over alle variabelen en 805.444 respondenten (74,5%) van deze surveys hebben een geldige score op alle items.⁷ 2. Een tijdreeks van week-surveys over een periode van 29 jaar kan afgezien van kalendervariatie maximaal 1.508 (29×52) meetmomenten hebben. Wij beschikken echter over een geringer aantal, namelijk 1.079 metingen (ofwel 71,6%), omdat diverse surveys uit de jaren zestig verloren zijn gegaan. Om ontbrekende meetmomenten aan te vullen, werden 19 NIPO surveys met een identiek design ($N=8.609$) aan het totaalbestand toegevoegd.⁸ 3. De respondenten zijn op weekbasis gewogen op grond van de gecombineerde verdelingen van leeftijd en geslacht in de nationale populatie. De gewichten zijn dus afhankelijk van leeftijd en geslacht, die allebei als controle variabele in de logit analyse zijn opgenomen. Het gewogen aantal respondenten in de analyse bedraagt uiteindelijk 814.912.⁹ 4. De omvang van de steek-

proeven uit de jaren zestig is relatief gering en na toepassing van alle selectiecriteria is het resterende aantal respondenten in één-week segment te klein om betrouwbare analyseresultaten te krijgen. Daarom zijn in de logit analyse der tien opeenvolgende weken samengetrokken tot één kwartaal.¹⁰ De *N*'s van de 106 beschikbare kwartalen van 1964.2 tot en met 1992.4 variëren van 288 (laatste kwartaal 1964) tot 17.668 (tweede kwartaal van 1986), met een gemiddelde van 7.688 en een standaardafwijking van 3.865.¹¹

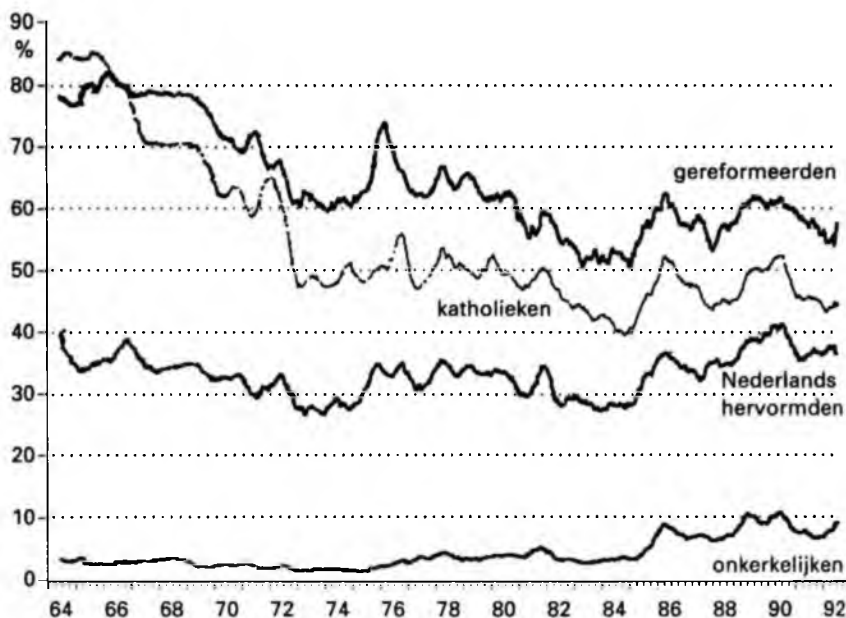
Het multinomiale logit model is voor onze analyse het meest geschikt. Een probleem bij dit model is echter het groot aantal parameters. In ons acht-partijen model, waarin parameters door de tijd heen kunnen variëren, zijn er voor ieder kwartaal 49 (7 x 7) niet-redundante effectcoëfficiënten (afgezien van de parameters gerelateerd aan het intercept) en dus voor alle 106 kwartalen te zamen zijn er 5.194 (106 x 49). Ofschoon men alle parameters afzonderlijk kan interpreteren, is een dergelijke werkwijze ineffectief. We zijn vooral geïnteresseerd in veranderingen in de effecten en alleen een grafische weergave brengt deze aan het licht. Nu is het praktisch onmogelijk alle plots te presenteren en een aantal daarvan is bovendien sociologisch niet interessant. Om die reden beperken we de presentatie tot plots die de effecten weergegeven van confessie en inkomen op de relatieve voorkeur voor CDA, PvdA en VVD, en besteden we geen aandacht aan de voorkeur voor de andere vijf partijen in de analyse noch aan de effecten van de controle variabelen leeftijd en geslacht. Sommige figuren, tot slot, verschaffen in originele staat door het groot aantal waarnemingen weinig opheldering. Om ze te ontdoen van onnodige details, hebben we de reeksen in figuur 2 en de odds ratios in de figuren 4 en 5 gladgestreken met een voortschrijdend gemiddelde.¹²

4. Resultaten

4.1 Trends in voorkeur voor het CDA

We geven eerst per confessie de veranderingen weer in voorkeur voor het CDA sinds 1964 (week 23). In figuur 2 staat van week tot week het percentage van de gereformeerden, katholieken, Nederlands hervormden en onkerkelijken dat stemt op het CDA (voorheen KVP, CHU en ARP). De cijfers zijn gebaseerd op een gecentreerd 26-punts voortschrijdend gemiddelde met een minimale span van één (zie noot 12).

Uit deze grafieken komt naar voren dat de voorkeur voor het CDA gedurende de laatste drie decennia sterk is veranderd. In de figuur blijkt duidelijk de dramatische afname van de steun van katholieken in de periode van 1964 tot



Figuur 2. Percentage (gecentreerd 26-punts voortschrijdend gemiddelde) van de gereformeerden, katholieken, Nederlands hervormden en onkerkelijken dat CDA (voorheen KVP,CHU,ARP) stemt: weekcijfers van 1964.23 tot 1992.53

1973, toen het percentage daalde van 85 procent naar 48 procent. In de jaren na 1973 bleef het percentage katholieken dat op het CDA stemt verder dalen, zij het in minder snel tempo, totdat in 1985 een historisch dieptepunt van 40 procent wordt bereikt. Na 1985 volgt er een gering herstel en stijgt de proportie na enige forse fluctuaties tot 46 procent in 1992. Ook de steun van gereformeerden is tussen 1964 en 1985 aanzienlijk afgenomen. Het grootste verlies, van ongeveer 80 procent naar 60 procent, leden de voorlopers van het CDA bij de gereformeerden tussen 1964 en 1973. Tijdens de daaropvolgende jaren daalde het percentage gereformeerden dat CDA stemt verder tot zo'n 50 procent in 1985. In de periode daarna nam het aandeel CDA-stemmers weer enigszins toe. Voor Nederlands hervormden liggen de zaken anders. Zij hebben weliswaar nooit een sterke voorkeur gehad voor het CDA, maar er is ook geen duidelijke ontwikkeling in de richting van afnemende steun. Toegegeven, tussen 1964 en 1973 is het percentage van de hervormden dat CDA stemt eveneens gedaald, maar sinds 1985 zijn de proporties weer op het niveau van 1964. Het

aantal onkerkelijken, tot slot, dat zegt op het CDA te zullen stemmen is met name in de periode 1985-1992 toegenomen en bedraagt op het ogenblik zo'n 8 à 10 procent.

Op grond van deze verschuivingen kunnen we niet concluderen dat confessie veel van haar eigen invloed, onafhankelijk van andere factoren, heeft verloren. Om daarover uitsluitsel te kunnen geven, moeten we twee vragen beantwoorden, namelijk 1. Heeft confessie, onafhankelijk van leeftijd, geslacht en inkomen, een statistisch significant effect op partijvoorkeur? en zo ja 2. Neemt dit effect door de tijd heen af? Deze vragen zullen we ook beantwoorden voor inkomen.

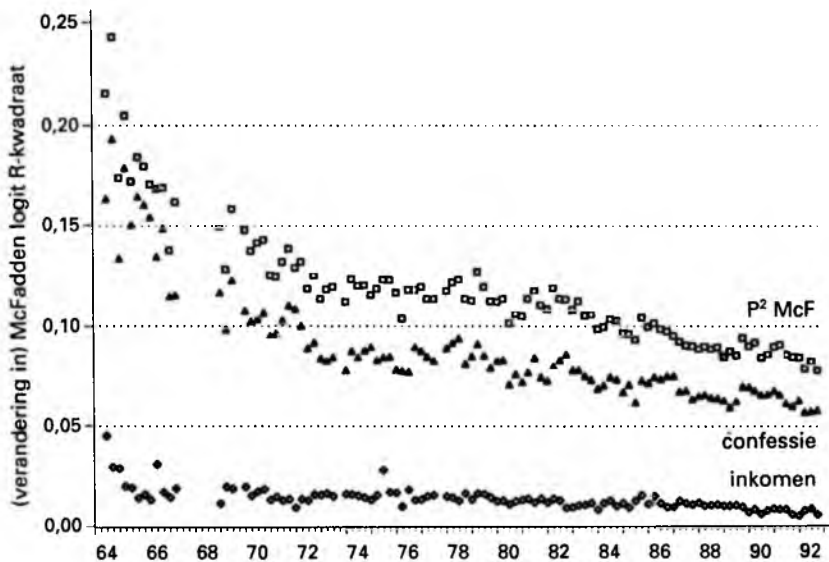
4.2 Likelihood-ratio tests en trends in logit R-kwadraat

Voor de significantietoetsen is gebruik gemaakt van een likelihood-ratio test (Aldrich & Nelson, 1984). Daarin wordt de likelihood van het volledige model waarin alle predictoren zijn opgenomen, vergeleken met de likelihood van het beperkte model waarin bepaalde coëfficiënten op nul zijn gesteld. Noemen we de likelihood van het volledige model L_v en de likelihood van het model zonder de drie dummievariabelen van confessie L_c , dan volgt $-2\log(L_c/L_v)$ asymptotisch een chi-kwadraat verdeling met als hoeveelheid vrijheidsgraden het aantal opgelegde restricties. Als alle coëfficiënten van confessie in het volledige model gelijk zijn aan nul, dan is L_c gelijk aan L_v . Hoe groter de likelihood-ratio, des te onwaarschijnlijker is het dat de dummiecoëfficiënten in werkelijkheid nul zijn. De tests zijn voor ieder kwartaal afzonderlijk uitgevoerd.

Voor de modellen met en zonder confessie variëren de likelihood-ratios tussen 143,90 en 4915,77 hetgeen bij 21 vrijheidsgraden zeer significant is. We mogen derhalve concluderen dat in alle kwartaalanalyses tenminste één van de coëfficiënten van confessie ongelijk is aan nul. De likelihood-ratios voor inkomen, gebaseerd op de vergelijking van modellen met en modellen zonder de betreffende dummies, hebben een minimum van 38,74 en een maximum van 891,69. Aangezien bij 14 vrijheidsgraden het 5 procent kritieke niveau van chi-kwadraat 23,69 bedraagt, mogen we concluderen dat inkomen in ieder kwartaal vanaf 1964 een (doorgaans zeer) significante invloed heeft op partijkeuze.

Om veranderingen in de effecten van confessie en inkomen op partijkeuze te kunnen beoordelen, is gebruik gemaakt van de McFadden logit R^2 , ook wel likelihood-ratio index genoemd (McFadden, 1974, 1979). Deze index, hieronder aangeduid als p^2_{McF} , is gebaseerd op de vergelijking van de likelihood van het beperkte model met alleen het intercept (L_i) en de likelihood van het volledige model met intercept en alle predictoren (L_v) en is gedefinieerd als $(-2\log L_i - (-2\log L_v)) / -2\log L_i = 1 - (\log L_v / \log L_i)$.

Met deze index kunnen we eveneens verandering in de verklaringskracht van een model onderzoeken, die ontstaat door toevoeging van een onafhankelijke variabele aan een set van predictoren. De index is dan gelijk aan één minus de ratio van de log-likelihood van het onbeperkte model en de log-likelihood van het beperkte model. Conform R^2 in lineaire regressie varieert p^2_{McF} tussen nul en één. De waarden van p^2_{McF} zijn echter aanzienlijk kleiner dan die van OLS- R^2 (zie Domencich & McFadden, 1975; McFadden, 1979; Hagle en Mitchell, 1992). Bovendien is het niet geheel correct de index, zoals bij OLS- R^2 , te interpreteren als de proportie variantie die door het model wordt verklaard. Het is wél juist, zoals Hauser (1978) laat zien, p^2_{McF} op te vatten als een entropie- of onzekerheidscoëfficiënt. Deze coëfficiënt geeft de bijdrage van het logit model weer aan de reductie van onzekerheid in de data. In figuur 3 staat de (toename van de) McFadden logit R^2 voor de periode 1964-1992.



Figuur 3. McFadden logit R^2 (p^2_{McF}) voor het volledige model en verandering in p^2_{McF} door toevoeging van *confessie* of *inkomen* aan het beperkte model met alleen *intercept*, *geslacht* en *leeftijd*: kwartaal cijfers van 1964.2 tot 1992.4.

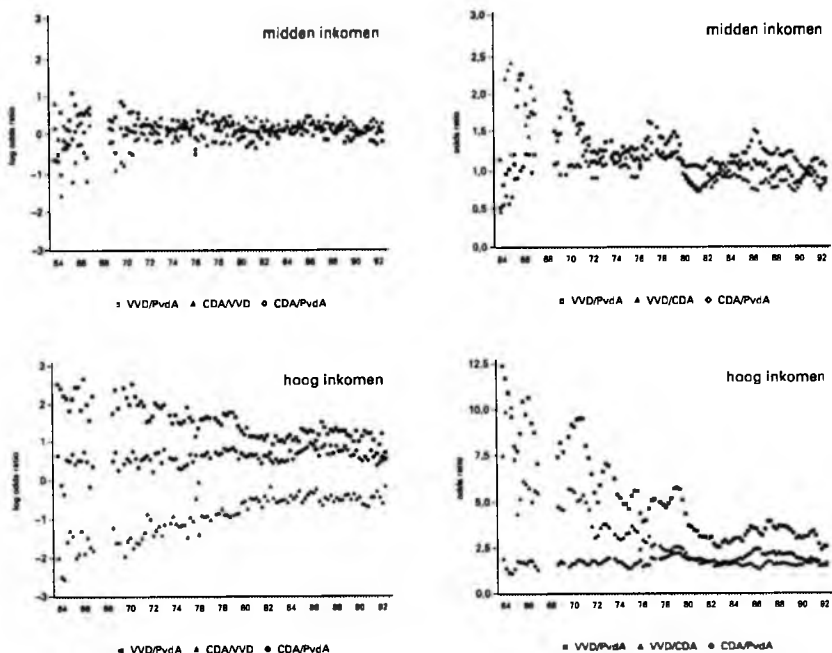
In deze figuur is goed te zien dat de bijdrage van alle variabelen tezamen aan de reductie van onzekerheid gedurende de gehele tijdsperiode is afgenomen. In het midden van de jaren zestig is de p^2_{McF} groter dan 0,20, maar rond 1973 is de totale onzekerheid gereduceerd door het model teruggelopen tot

0,12. In de jaren zeventig blijft de onzekerheid redelijk stabiel, maar in de beginjaren van 1980 is er opnieuw een neerwaartse trend en daalt de index tot 0,08 in 1992.

De relatieve bijdrage van confessie en inkomen aan de reductie van onzekerheid is onderzocht door likelihood-ratios te berekenen voor logit modellen met een variabele méér, namelijk confessie of inkomen, dan het beperkte model met intercept en de variabelen leeftijd en geslacht. Uit deze analyses, zo blijkt uit figuur 3, komen duidelijke verschillen in sterkte naar voren. Terwijl de reductiekracht van het model na opname van confessie in hoge mate stijgt, is de bijdrage van inkomen aan de reductie van onzekerheid verhoudingsgewijs gering. Bovendien blijkt dat zowel de invloed van confessie als die van inkomen gedurende de laatste dertig jaar is afgenomen. De afname in de relatief geringe betekenis van inkomen is minuscule, maar voor het betrekkelijk sterke effect van confessie is de reductie aanzienlijk.¹³ Al met al mogen we dan ook concluderen dat confessie het effect van inkomen duidelijk overschaduwde en dat de invloed van beide factoren, maar in het bijzonder van confessie, gedurende de laatste drie decennia geringer is geworden.

4.3 Trends in (log) odds ratios

Om een gedetailleerder beeld van de veranderingen te krijgen, is de invloed nagegaan van confessie en inkomen op de voorkeur voor VVD boven PvdA, CDA boven VVD, en CDA boven PvdA. In figuur 4 staan de veranderingen in de log odds ratios en odds ratios weergegeven voor midden versus laag inkomen en hoog versus laag inkomen. De log odds ratios en odds ratios voor, respectievelijk, katholiek, Nederlands hervormd en gereformeerd versus onkerkelijk zijn afgebeeld in figuur 5. Een positieve log odds ratio in deze figuren betekent een sterkere voorkeur bij de betreffende groep voor de eerstgenoemde partij boven de als tweede genoemde partij dan bij de referentiecategorie. Een negatieve waarde wil zeggen een minder sterke voorkeur bij de betreffende groep dan bij de referentiecategorie. Verder is het van belang te vermelden dat om reden van presentatie het paar CDA/VVD in een aantal gevallen is omgekeerd. Op deze wijze is er voor gezorgd dat, op enkele onbelangrijke uitzonderingen na, alle odds ratios variëren tussen één en oneindig. De odds ratios zijn bepaald door de geobserveerde log odds ratios te exponentiëren. Omdat de odds ratios grote waarden kunnen aannemen en gevoelig zijn voor veranderingen in cellen met een geringe frequentie, zijn in de figuren driepunts voortschrijdende gemiddelden (met een minimale span van één) van de originele odds ratios weergegeven.



Figuur 4. Log odds ratios en odds ratios (driepunts voortschrijdend gemiddelde) voor midden versus laag inkomen en hoog versus laag inkomen: kwartaal cijfers van 1964.2 tot 1992.4.

Inkomenseffecten

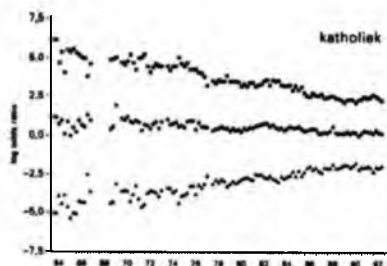
In de linker bovenhoek van figuur 4 is te zien dat de meeste log odds ratios voor midden versus laag inkomen triviaal zijn. Voor CDA versus PvdA zijn ze nagenoeg gelijk aan nul en de andere log odds ratios zijn gering en vertonen, met uitzondering wellicht van de coëfficiënten voor VVD versus PvdA en CDA in de jaren zestig, weinig verandering. De odds ratios in de rechter bovenhoek van dezelfde figuur ondersteunen deze conclusie. De odds ratios voor CDA versus PvdA liggen onveranderlijk dicht in de buurt van één en er is weinig beweging in de odds ratios voor de overige paren van partijen. Er blijkt met andere woorden weinig verschil te bestaan in politieke-partijvoorkeur tussen midden en lage inkomens.

Tussen hoge en lage inkomens daarentegen zijn er wel duidelijke verschillen. Door een hoog inkomen stijgt de log van de odds ratio voor CDA in vergelijking met PvdA en, belangrijker, neemt ook de voorkeur voor VVD boven CDA en PvdA toe. Het eerstgenoemde logitverschil is betrekkelijk constant

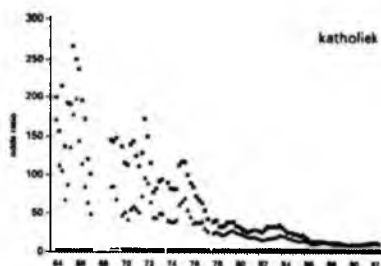
sinds 1964. De twee laatstgenoemde log odds ratios zijn tussen 1964 en 1992 echter sterk gedaald, hetgeen betekent dat de invloed van inkomen op de keuze tussen deze twee paren van partijen kleiner is geworden. De log odds ratios voor VVD versus PvdA volgen een neerwaartse trend vanaf het midden van de jaren zestig tot ongeveer 1981, waarna ze niet verder dalen. De log odds ratios voor CDA versus VVD zijn het spiegelbeeld daarvan. De curve volgt een opwaartse trend, hetgeen wijst op een daling van de log odds ratios en dus op een afnemende invloed, maar de curve vlak na 1981 af en blijft in de daaropvolgende jaren relatief stabiel. De odds ratios illustreren deze bevindingen. De odds ratio voor CDA versus PvdA is gedurende de gehele periode constant gebleven en bedraagt ongeveer 2. Dit betekent dat een voorkeur voor CDA ten opzichte van PvdA bij hoge inkomens ongeveer tweemaal zo vaak voorkomt dan bij lage inkomens. Voor VVD versus PvdA en voor VVD versus CDA zijn de odds ratios gedaald, tenminste tot het begin van de jaren tachtig waarna ze nauwelijks meer veranderen. Verder is te zien dat een hoog inkomen een sterkere invloed heeft op de voorkeur voor VVD boven PvdA dan op de voorkeur voor VVD boven CDA. De laatstgenoemde odds ratios naderen een waarde van ongeveer 2, terwijl de odds ratios voor VVD versus PvdA slingeren rond een waarde van 3. Samenvattend kunnen we dus zeggen dat de voorheen grote verschillen tussen hoge en lage inkomens voor wat betreft de voorkeur voor VVD boven zowel CDA als PvdA tijdens de periode 1964-1981 sterk zijn afgenomen. In de daaropvolgende jaren blijven de verschillen in partijkeuze tussen deze twee groepen echter vrijwel constant.

Confessie-effecten

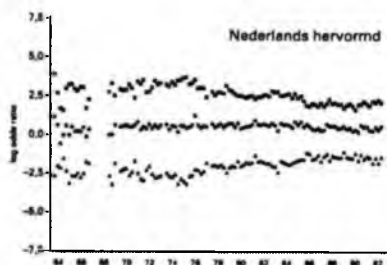
De log odds ratios en odds ratios van de drie confessies versus onkerkelijk staan weergegeven in figuur 5. Daarin is te zien dat katholiek danwel onkerkelijk zijn gedurende de gehele tijdsperiode geen invloed heeft op de keuze tussen VVD en PvdA. Door een katholieke confessie nemen alleen de log odds ratios voor CDA versus PvdA en de voorkeur voor CDA boven VVD toe. De verschillen tussen katholieken en onkerkelijken zijn echter door de jaren heen aanmerkelijk kleiner geworden. De log odds ratios zijn vanaf het begin voortdurend gedaald tot het midden van de jaren tachtig en vervolgens nagenoeg stabiel gebleven. Kijken we naar de odds ratios voor CDA/PvdA en CDA/VVD, dan zien we in beide gevallen een neerwaartse trend met de meeste scherpe daling voor CDA versus PvdA. De dalingen traden op, zij het in wisselend tempo, gedurende de gehele periode van 1964 tot 1989. Tussen 1974 en 1989 daalden de odds ratios voor CDA ten opzichte van PvdA van omstreeks 200 naar ongeveer tien en de odds ratios voor CDA versus VVD van ruwweg 100 naar ongeveer negen. Sindsdien vertonen ze weinig verandering. Dit bete-



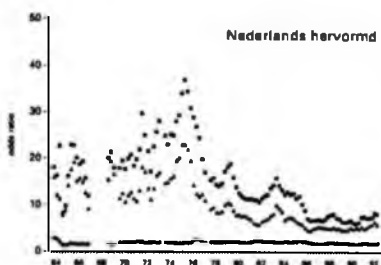
■ CDA/PvdA ▲ VVD/CDA ◆ VVD/PvdA



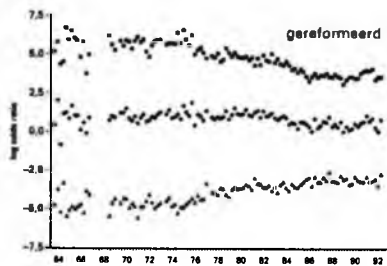
■ CDA/PvdA ▲ CDA/VVD ◆ VVD/PvdA



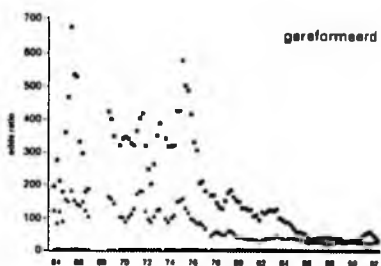
■ CDA/PvdA ▲ VVD/CDA ◆ VVD/PvdA



■ CDA/PvdA ▲ CDA/VVD ◆ VVD/PvdA



■ CDA/PvdA ▲ VVD/CDA ◆ VVD/PvdA



■ CDA/PvdA ▲ CDA/VVD ◆ VVD/PvdA

Figuur 5. Log odds ratios en odds ratios (driepunts voortschrijdend gemiddelde) voor, respectievelijk, katholiek, Nederlands hervormd en gereformeerd versus onkerkelijk: kwartaal cijfers van 1964.2 tot 1992.4.

kent dat op het ogenblik een voorkeur voor CDA boven PvdA bij katholieken ongeveer tien maal zo vaak voorkomt dan bij onkerkelijken en dat katholieken negen maal vaker CDA kiezen dan onkerkelijken als het gaat om een keuze tussen deze partij en de VVD.

Uit de log odds ratios voor Nederlands hervormden is nogmaals op te maken dat over de gehele tijdsperiode confessie niet van belang is voor de keuze tussen VVD en PvdA. Nederlands hervormd in plaats van onkerkelijk zijn, is alleen relevant voor de keuze tussen CDA en de twee niet-confessionele partijen. De log odds ratios in kwestie veranderen maar weinig in figuur 5. Tussen 1964 en 1977 nemen ze enigszins toe en worden de verschillen tussen Nederlands hervormden en onkerkelijken dus groter. In de jaren daarna nemen de log odds ratios echter weer af, tot 1986 waarna ze niet verder dalen. Deze verschuivingen komen duidelijker naar voren in de plots van de odds ratios. De odds ratios voor CDA versus PvdA en voor CDA versus VVD bewegen zich in eerste instantie in een opwaartse richting, maar in 1976 slaat de opwaartse beweging om in een neerwaartse trend. Deze neerwaartse trend vlakkt af in 1986.

Ook de verschillen in partijkeuze tussen gereformeerden en onkerkelijken zijn door de jaren heen aanmerkelijk kleiner geworden, al blijkt confessie wederom niet van belang te zijn voor de keuze tussen PvdA en CDA. De log odds ratios voor CDA versus PvdA en voor CDA versus VVD zijn lange tijd relatief constant, maar na 1977 nemen zij gestaag af tot ongeveer 1987 wanneer de daling tot stilstand komt. De odds ratios brengen deze veranderingen duidelijker in beeld. Kijken we naar de odds ratios, dan zien we dat in de periode 1977-1987 de verschillen tussen gereformeerd en onkerkelijk drastisch zijn afgenomen. Vóór 1977 kwam een voorkeur voor CDA boven PvdA bij gereformeerden ongeveer 200-700 maal en een voorkeur voor CDA boven VVD ongeveer 100-200 maal vaker voor dan bij onkerkelijken. Deze verhoudingen in relatieve voorkeur daalden tot 40 en 28, respectievelijk, in 1987 en bleven vrij constant in de jaren die daarop volgden. Dit is een typische trend.

Deze resultaten maken twee theoretisch belangrijke zaken duidelijk. Op de eerste plaats blijkt uit de gegevens dat confessie belangrijk is voor de keuze tussen CDA en de niet-confessionele partijen PvdA en VVD, maar het is volkomen irrelevant voor de keuze tussen de twee laatstgenoemde partijen. Daarom verdient het ook geen aanbeveling politieke-partijvoorkeur op te vatten als een enkelvoudige, interval variabele met een vaste ordening. Op de tweede plaats kunnen we concluderen dat er sterke aanwijzingen zijn voor deconfessionalisering. Sinds het midden van de jaren zestig is de invloed van confessie op partijkeuze steevast afgenomen en het is daarom onwaarschijnlijk dat deze neergang het resultaat is van tijdelijke partijpolitieke inspanningen of eenmalige

ge, kritieke verkiezingen. De veranderingen wijzen eerder op een ingrijpende, permanente verschuiving in politieke-partijvoorkeur. Aan het eind van de jaren tachtig is echter het langdurig proces van deconfessionalisering, voorlopig althans, tot stilstand gekomen.

5. Conclusie

Uit deze bijdrage blijkt dat er ook voor Nederland veel gegevens zijn over een belangrijk thema in de internationale politicologische literatuur, namelijk continuïteit en verandering in de sociale basis van stemgedrag, en het is dan ook merkwaardig dat daarvan voorheen zo weinig is geprofiteerd. Een conclusie van deze studie is dat confessie in Nederland veel belangrijker is voor politieke-partijkeuze dan inkomenspositie. Verder zijn er sterke aanwijzingen dat hun invloed op politieke-partijvoorkeur in het algemeen, gedurende de periode van 1964 tot 1992 is afgenomen, met een minuscule afname in de verhoudingsgewijs geringe invloed van inkomen en een massieve daling in de relatief sterke invloed van confessie. Terwijl confessie alleen relevant blijkt te zijn voor de keuze tussen CDA en de niet-confessionele partijen PvdA en VVD, is inkomen met name van belang voor de keuze tussen VVD enerzijds en CDA en PvdA anderzijds. Het effect van hoog versus laag inkomen op de keuze tussen deze twee partijen is afgenomen, tot het begin van de jaren tachtig waarna de invloed nagenoeg constant blijft. Ook de invloed van confessie op de keuze tussen CDA en de niet-confessionele partijen is sinds 1964 afgenomen en wel tot de laatste jaren van 1980 toen aan de deconfessionalisering voorlopig althans een einde kwam. Deze conclusie heeft betrekking op alle kerkleden, maar betreft in het bijzonder katholieken en gereformeerden, die zo'n dertig jaar geleden een uitgesproken voorkeur hadden voor (de voorlopers van) het CDA.

De hypothese dat het effect van confessie op politieke-partijkeuze tot de jaren tachtig afneemt, waarna de invloed constant blijft, kan dus niet verworpen worden. Daarmee bekrachtigen de uitkomsten de veronderstelling van Bax (1990) dat ontzuiling, in dit geval deconfessionalisering, in gang is gezet door de tempo versnelling in het moderniseringsproces na de jaren vijftig. Met name door de plotseling toegenomen welvaart en de toegenomen participatie in het hoger onderwijs in de jaren zestig en zeventig nam het verlangen naar autonomie en zelfontplooiing toe en de betrokkenheid bij traditionele collectieve verbanden af. Door deze individualisering verloor de traditionele religie haar vanzelfsprekendheid en namen mensen in toenemende mate een kritische en afstandelijke houding aan ten opzichte van godsdienst en kerk. Als gevolg

daarvan werd de samenhang tussen kerkelijkheid en stemgedrag zwakker. Ofschoon ook andere factoren, zoals veranderingen binnen de kerken zelf, een rol hebben gespeeld, is het duidelijk dat de afnemende invloed van confessie op stemgedrag een sociologische achtergrond heeft, al beweerde de historicus Bosscher (1991, p. 100) onlangs nog het tegendeel: "Het feit dat het CDA bij (zij het nog maar langzaam) voortschrijdende ontkerkelijkheid beschikt over een stabiele kiezersaanhang, is een aanwijzing dat de electorale trends van de laatste decennia een mindere principiële achtergrond hebben dan wel is gedacht. Het beleid van de regeringspartijen tot 1973 en de vermoeide en moedeloze indruk die zij maakten aan de ene kant, en het elan van de oppositie aan de andere kant, bieden een logischer verklaring voor de in die jaren opgetreden verschuivingen dan een principieel gemotiveerde deconfessionalisering". Bosscher had geen empirische data en hij kon dus nauwgezet te werk gaan. Uit onze gegevens blijkt het volgende: de voorheen grote verschillen in politieke preferentie tussen kerkleden en onkerkelijken zijn in de jaren zestig en zeventig stevast kleiner geworden en de oorzaak van de electorale neergang van de confessionele partijen in die jaren is daarom waarschijnlijk lange-termijn sociologisch in plaats van korte-termijn politicologisch van aard.

De hypothese dat het effect van inkomen op politieke-partijkeuze tot de jaren tachtig afneemt, waarna de invloed verder constant blijft, hoeft eveneens niet verworpen te worden. Deze trend valt samen met veranderingen in de inkomensverdeling op macro-niveau. De neerwaartse trend vond plaats in een tijd waarin de koopkracht toenam en de inkomensongelijkheid afnam en het is vermoedelijk geen toeval dat de stabilisering van de invloed van inkomen samenviel met de opkomst van een economisch conservatievere politiek, dalende koopkracht en groeiende inkomensongelijkheid. Naast deze sociaal-economische veranderingen hebben vermoedelijk ook politieke factoren, zoals het verbleken van de verschillen tussen politieke partijen, een rol gespeeld, maar daarmee kunnen we maar moeilijk een verklaring geven voor de stabilisering van de invloed van inkomen in de beginjaren van 1980. Tot besluit merken we dan ook op dat de gepresenteerde gegevens een krachtige ondersteuning geven aan de hypothese dat modernisering heeft bijgedragen tot de 'secularisatie' van inkomensklassen.

Noten

1. De originele Theil-coëfficiënten voor 1970 tot en met 1977, zoals berekend door het CBS (1992), zijn exclusief inkomsten uit eigen woningbezit. De coëfficiënten voor de overige jaren zijn inclusief inkomsten uit eigen woning. Voor het jaar 1979 geeft het CBS beide maatstaven. Onder de assumptie dat de ratio daarvan gedurende de periode 1970-1979 constant is gebleven, zijn de

- waarden voor de jaren 1970 tot en met 1977 omgerekend in Theil-coëfficiënten inclusief inkomsten uit eigen woningbezit.
2. De eerste NIPO weeksurvey dateert uit 1953. Helaas zijn echter alle surveys uit de jaren vijftig veel van de surveys gehouden in de jaren zestig verloren gegaan. De oudste nog verkrijgbare survey is gehouden in week 35 van 1962.
 3. Dit kodeboek (Steinmetz Archief studienummer P1089), met volledige documentatie van survey design, steekproeftrekking, vraagstellingen, beschrijvende statistieken, weegfactoren, etc., is te verkrijgen bij de eerste auteur.
 4. Hier moeten we vermelden dat er in de analyses tot 1967 geen acht, maar zeven afhankelijke categorieën zijn, omdat D'66 pas sinds het begin van dat jaar in de weeksurveys voorkomt.
 5. Door het gebruik van deze leeftijdsintervallen is een nauwkeurige analyse van leeftijds-, periode- en cohorteffecten niet mogelijk.
 6. Uit separate analyses, met leeftijd opgesplitst in zes nominale categorieën, komen geen aanwijzingen naar voren dat leeftijd niet lineair met de logits samenhangt.
 7. De twee cijfers achter de decimale punt geven het weeknummer van de survey uit een bepaald jaar weer (1964.23 bijvoorbeeld betekent week 23 uit 1964). Staat er in het vervolg één cijfer achter de punt, dan verwijst dit naar het kwartaal van een bepaald jaar (1965.2 bijvoorbeeld betekent tweede kwartaal van 1965).
 8. Het betreft hier de 17 'Nipothese' (P0036) weeksurveys uit 1966 en de surveys 'Winstonderzoek' (P0066) en 'Welvaart en politiek' (P0069) uit 1969. De kodes tussen haakjes zijn Steinmetz Archief studienummers.
 9. De gewogen en ongewogen N 's stemmen als gevolg van afrondingsfouten niet met elkaar overeen.
 10. Voor jaren met 53 weken is de laatste week aan het vierde kwartaal toegevoegd.
 11. Van de 115 potentiële kwartalen van 1964.2 tot en met 1992.4 ontbreken de volgende negen stuks: 67.3, 67.4, 68.1, 68.2, 68.3, 68.4, 69.4, 73.4 en 77.4.
 12. Omdat in de reeksen waarnemingen ontbreken, zijn met het Kalman algoritme in SPSS*-ARIMA voor ontbrekende waarnemingen waarden geschat. Een overzicht van de maximum-likelihood schattingen van de ARIMA modelparameters, standaardafwijkingen en enkele tests, zoals Ljung Box Q en de Breusch-Godfrey (Lagrange multiplier) test, is verkrijgbaar bij de eerste auteur. Na vervanging van de ontbrekende waarnemingen door geschatte waarden zijn de reeksen gladgestreken met behulp van een gecentreerd 26-punts voortschrijdend gemiddelde. Om gemiddelden op en nabij de eindpunten te kunnen berekenen, is een minimale span van één gehanteerd. Ten slotte zijn de voortschrijdende gemiddelden die behoren bij de ontbrekende datapunten uit de reeksen verwijderd. Dezelfde procedure, maar nu met een driepunts voortschrijdend gemiddelde, is toegepast op de reeksen van de odds ratios weergegeven in de figuren 4 en 5.
 13. De likelihood-ratio die de bijdrage van inkomen aan de reductie van onzekerheid weergeeft, is als afhankelijke variabele in een regressie-analyse opgenomen met een tijdtrend variabele als predictor en een eerste-orde autoregressiecorrectie. Het intercept bedraagt 0,02 en de b-coëfficiënt is $-9,83E-05$ ($sd = 1,25E-05$). Dit komt neer op een (significante) daling van ongeveer 0,01 per 25 jaar (gecorrigeerde $R^2 = 0,601$, *Durbin-Watson* = 2,29).

Literatuur

- Aldrich, J.H. & Nelson, F.D. (1984). *Linear probability, logit, and probit models*. Newbury Park Sage.
- Andeweg, R.B. (1982). *Dutch voters adrift: On explanations of electoral change (1963-1977)*. Leiden: Rijksuniversiteit Leiden.

- Bakvis, H. (1981a). Electoral stability and electoral change: The case of Dutch catholics. *Canadian Journal of Political Science*, 14, 519-555.
- Bakvis, H. (1981b). *Catholic power in the Netherlands*. Kingston/Montreal: McGill-Queen's University Press.
- Bax, E.H. (1990). *Modernization and cleavage in Dutch society: A study of long-term economic and social change*. Groningen: Universiteitsdrukkerij.
- Beer, J. de & Hoeven, L. van der (1988). Trendmatige ontwikkelingen van verkiezingsresultaten na 1917. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 36, 19-27.
- Boscher, D.F.J. (1991). Confessionele partijen en politieke stabiliteit. In: P. Luykx & H. Righart (red.), *Van de pastorie naar het torentje: een eeuw confessionele politiek* (p. 93-123). 's-Gravenhage: SDU Uitgeverij.
- CBS (1989). *1899-1989: negentig jaren statistiek in tijdreeksen*. 's-Gravenhage: SDU Uitgeverij.
- CBS (1992). Inkomen en vermogen. *Sociaal-Economische Maandstatistiek*, 7, 41-48.
- CBS (1993). *Statistisch jaarboek 1993*. 's-Gravenhage: SDU Uitgeverij.
- Dittrich, K.L.L.M., Tops, P.W. & Welten, R.G. (1986). Politieke verandering sedert 1966. Het gebeurde in het zuiden. *Socialisme en Democratie*, 43, 295-303.
- Domencich, T. & McFadden, D. (1975). *Urban travel demand*. Amsterdam: North Holland.
- Eijk, C. van der & Niemöller, K. (1983). Stemmen op godsdienstige partijen sinds 1967. *Acta Politica*, 18, 169-182.
- Eijk, C. van der & Niemöller, K. (1992). Netherlands. In: M. Franklin, T. Mackie & H. Valen (red.), *Electoral change* (p. 255-283). Cambridge: Cambridge University Press.
- Eisinga, R. & Felling, A. (1992). *Confessional and electoral alignments in the Netherlands, 1962-1992*. Amsterdam: Steinmetz Archief.
- Hagle, T.M. & Mitchell, G.E. II (1992). Goodness-of-fit measures for probit and logit. *American Journal of Political Science*, 36, 762-784.
- Hauser, J.R. (1978). Testing the accuracy, usefulness, and significance of probabilistic choice models: An information-theoretic approach. *Operations Research*, 26, 406-421.
- Heath, A., Jowell, R., Curtice, J., Evans, G., Field, J. & Witherspoon, S. (1991). *Understanding political change*. Oxford: Pergamon Press.
- Kusters, W.J.J. (1963). Stembusgedrag en maatschappijstructuur. *Sociologische Gids*, 10, 226-238.
- Lijphart, A. (1974). The Netherlands. Continuity and change in voting behavior. In: R. Rose (red.), *Electoral behavior: A comparative handbook* (p. 227-268). New York: Free Press.
- McFadden, D. (1974). Conditional logit analysis of qualitative choice behavior. In: P. Zarembka (red.), *Frontiers in econometrics* (p. 105-142). New York: Academic Press.
- McFadden, D. (1979). Quantitative methods for analysing travel behavior of individuals: Some recent developments. In: D.A. Hensher & P.R. Stopher (red.), *Behavioural travel modelling* (p. 279-318). Londen: Croom Helm.
- Middendorp, C.P. (1991). *Ideology in Dutch politics: The democratic system reconsidered 1970-1985*. Assen: Van Gorcum.
- Miller, W.E. & Stouthard, Ph.C. (1975). Confessional attachment and electoral change in the Netherlands. *European Journal of Political Research*, 3, 219-258.
- Passchier, N.P. (1987). Katholieke ontzuiling, kerkelijke binding en context. *Sociologische Gids*, 34, 117-133.
- Thomassen, J.J.A. (1983). Verandering in partijoriëntaties. In: J.J.A. Thomassen, F. Heunks, J.W. van Deth & E. Eisinga (red.), *De verstomde revolutie* (p. 108-140). Alphen aan den Rijn: Samsom Uitgeverij.
- Uite, W., Arts, W. & Flap, H. (1992). *Sociologie: vragen, uitspraken, bevindingen*. Groningen: Wolters-Noordhoff.