

Kerkelijke kiezers en confessionele partijvoorkeur: een twee-niveau analyse¹

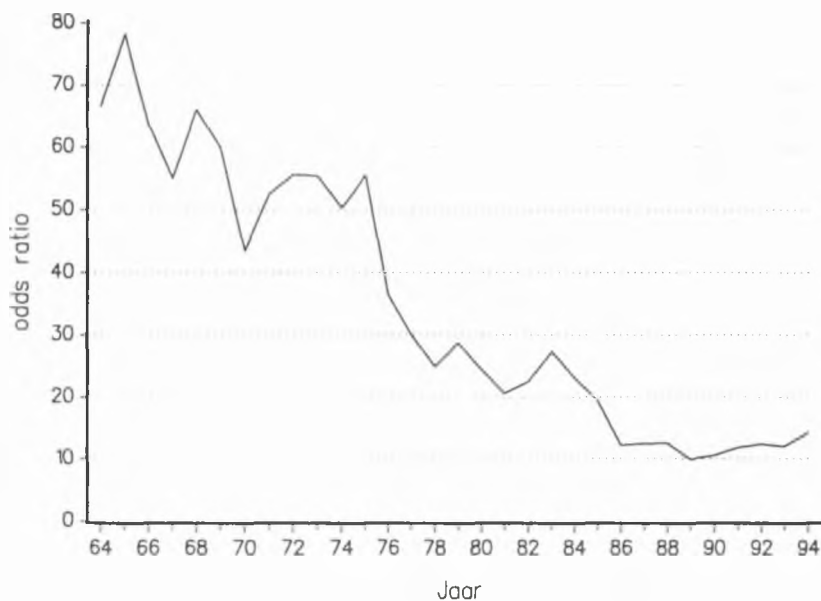
Rob Eisinga, Jan Lammers en Ben Pelzer

1. Inleiding

De uitslag van de Tweede Kamer-verkiezingen van 1994 heeft opnieuw duidelijk gemaakt dat voor het CDA de electorale zekerheden van weleer definitief tot het verleden behoren. Tot het midden van de jaren zestig bestond er een groot verschil tussen het kiesgedrag van kerkleden en onkerkelijken en was religie voor kerkleden het doorslaggevend argument voor een vaste stem op een confessionele partij (vgl. Eisinga, Felling & Lammers 1994). Gedurende de afgelopen drie decennia is de samenhang tussen kerklidmaatschap en de voorkeur voor een confessionele partij – in het vervolg eenvoudig confessionele partijvoorkeur genoemd – echter sterk afgenomen. In figuur 1 staan de odds ratio's weergegeven voor het verband tussen kerklidmaatschap en confessionele partijvoorkeur van 1964 tot en met 1994 (zie ook Ultee e.a. 1992: 619-620).² In 1964 was de verhouding van de kans op een confessionele versus niet-confessionele partijvoorkeur bij kerkleden nog ongeveer 75 maal groter dan bij onkerkelijken. Deze kansverhouding daalde tot ongeveer 10 in 1986. In de acht daaropvolgende jaren zijn de odds ratio's niet verder gedaald, maar bleven ze nagenoeg constant.

Dat de electorale verzuimdheid sterk is afgenomen, wil niet zeggen dat kerklidmaatschap thans irrelevant is voor politieke-partijvoorkeur. Integendeel, ook tegenwoordig hebben kerkleden nog een aanmerkelijk sterkere voorkeur voor een confessionele politieke partij dan onkerkelijken. Bovendien is nog steeds geen enkel ander individueel sociaal kenmerk in Nederland zo stembepalend – zeker als het gaat om het stemmen op een confessionele partij – als kerklidmaatschap, ook niet sociale klasse.

Naast individuele kenmerken spelen echter ook andere zaken een rol bij de partijvoorkeur van individuen. De laatste jaren is er bij sociologen en politicologen een hernieuwde belangstelling voor de invloed van omgevingsfactoren (zie bijv. De Graaf e.a. 1995). In deze bijdrage onderzoeken we in hoeverre het lokaal godsdienstig milieu van belang is voor de voorkeur voor een confessionele partij. De godsdienstige context die we naast het individuele niveau onderscheiden, is de woonplaats van individuen, en het omgevingskenmerk waarvan we de invloed op



Figuur 1: Odds ratio voor confessionele partijvoorkeur van kerkleden versus onkerkelijken van 1964 tot en met 1994 (Bron: NIPO, zie Eisinga & Felling, 1992)

confessionele partijvoorkeur onderzoeken, is de confessionele diversiteit van de gemeente waarin zij wonen. De vraag die we ons daarbij stellen is of confessionele diversiteit van belang is voor confessionele partijvoorkeur en voor de invloed van het kerklidmaatschap daarop.

2. Kiezers, kerk en context

Sociale posities en andere individuele kenmerken zoals sociaal-psychologische attitudes en ideologische opvattingen zijn weliswaar belangrijke, maar zeker niet de enige determinanten van kiesgedrag. Ook contexten kunnen tot op zekere hoogte stembepalend zijn. Daartoe behoren niet alleen de actuele politieke en sociaal-economische situatie, hetgeen bijvoorbeeld tot uitdrukking kan komen in niet-stemmen en proteststemmen, en institutionele factoren, zoals de aanwezigheid van een kiesdrempel, maar ook sociale contexten. Kiezers groeien niet in een politiek vacuüm op, maar worden door communicatie in uiteenlopende sociale contexten in politiek opzicht gesocialiseerd. Een belangrijke context voor deze socialisatie is het gezin, en belangrijke kenmerken van deze context zijn de opvattingen van ouders en hun electorale preferenties. Behalve in het gezin vindt politieke socialisatie ook in de bredere sociale omgeving plaats. In deze omgeving zijn institu-

ties zoals kerken en scholen en sociale verbanden zoals buurten en vriendenkringen communicatienetwerken voor de overdracht van politieke informatie. Er zijn dan ook minstens twee ruimtelijke contexten van belang voor politieke socialisatie, te weten de omgeving waarin kiezers zijn opgegroeid en hun vormende jaren hebben doorgebracht, en de omgeving waarin zij momenteel wonen en een deel van hun dagelijks leven doorbrengen. Zo is bijvoorbeeld aangetoond dat naarmate het aantal arbeiders in de directe omgeving groter wordt, de kans dat een arbeider op een arbeiderspartij stemt toeneemt (zie Huckfeldt 1979; Jones e.a. 1992).

In deze studie richten we ons op de contextuele invloed van de woonomgeving en zijn we geïnteresseerd in de vraag of de confessionele diversiteit van de woonplaats van belang is voor de voorkeur van individuen voor een confessionele partij. Tot voor kort werd veelal aangenomen dat een religieus heterogene woonomgeving aanleiding geeft tot verdergaande ontkerkelijking en verminderde godsdienstigheid. Zo is het kernstuk van de theorie van Peter Berger (1969) over plausibiliteitsstructuren dat denkbeelden en overtuigingen alleen geloofwaardig kunnen zijn en blijven, wanneer zij door het contact met gelijkgezinden voldoende en voortdurend ondersteuning krijgen. In een omgeving van gelijkgezinden ontstaat immers minder onzekerheid omtrent de geldigheid daarvan. Een belangrijke voorwaarde voor het voortbestaan van godsdienstige (en niet-godsdienstige) denkbeelden en overtuigingen is volgens Berger dan ook een gemeenschap van mensen die frequent met elkaar omgaan, opvattingen delen en afwijkende meningen tegengaan. Deze visie van Berger sluit aan bij de traditionele, Europese opvatting over secularisatie. Volgens deze opvatting moeten de oorzaken van secularisatie worden gezocht in factoren als migratie en urbanisatie. Deze demografische veranderingen leiden tot confessionele diversiteit. En deze diversiteit veroorzaakt op haar beurt een verlies aan gemeenschap en aan gedeelde waarden, met als resultaat individualisme, kerkverlating en ongeloof. Kort gezegd, naarmate de confessionele diversiteit van de geografische omgeving groter wordt – er dus meer verschillende religieuze overtuigingen met elkaar concurreren – neemt de godsdienstigheid af.

Sinds enkele jaren is er in de Verenigde Staten onder aanvoering van Rodney Stark echter een groep godsdienstsociologen actief die zich sterk maakt voor een radicaal andere benadering van secularisatie en van religieuze instituties (zie Chaves & Cann 1992; Finke & Stark 1988; Finke & Iannaccone 1993; Iannaccone 1991, 1992; Schepens 1994; Stark 1992, 1994; Stark & Bainbridge 1985; Stark & Iannaccone 1994; Stark & McCann 1993; Warner 1993). Volgens deze onderzoekers berust de traditionele opvatting over secularisatie op een misverstand en is zij historisch achterhaald. Het uitgangspunt van hun benadering is dat religieuze organisaties als concurrenten van elkaar opereren op een markt van vraag en aanbod. Op deze markt bieden kerken goederen en diensten aan waaruit individuen als consumenten een rationele keuze kunnen maken. Zo consumeren individuen bij-

voorbeeld de diensten van een kerk wanneer zij een kerkdienst bijwonen. Als we aannemen dat consumenten uiteenlopende preferenties hebben en dat kerken in godsdienstig opzicht bijvoorbeeld niet tegelijk liberaal en conservatief kunnen zijn, dan kunnen de door een kerk aangeboden goederen en diensten slechts aan de voorkeur van bepaalde groepen religieconsumenten tegemoet komen. Deze noodzakelijke oriëntatie op een bepaald marktsegment vormt dan ook een beperking voor het streven van kerken naar een groter marktaandeel. Vanuit de optiek van de religieuze markt resulteert confessionele diversiteit in verhoogde godsdienstigheid, omdat het pluralisme kerken dwingt tot competitie en een groter activiteit teneinde potentiële consumenten aan zich te binden. Religieuze monopolies daarentegen maken gevestigde kerken lui, omdat er in deze homogene religieuze situatie geen concurrentie bestaat tussen verschillende 'religieuze firma's' om een zo groot mogelijk marktaandeel. Dit betekent dat bij toenemende heterogeniteit een groter deel van de bevolking door de markt van goederen en diensten kan worden voorzien. En hoe groter het marktaandeel dat wordt voorzien, des te groter is de consumptie van goederen en diensten. Volgens Stark en de zijnen neemt de kerkelijke participatie – en in het algemeen de godsdienstige vitaliteit – bij stijgende confessionele diversiteit dan ook toe.

Omdat we geen contextuele gegevens hebben over nog kleinere eenheden van individuen, nemen we in deze studie voor de woonomgeving van kiezers de gemeente waarin zij wonen. Nu kan men zich afvragen of het religieuze marktmodel wel valide op Nederlandse gemeenten kan worden toegepast. Voor de toepassing van het marktmodel moeten we onder meer veronderstellen dat woonplaatsen afgebakende religieuze economieën zijn, waarbinnen kerkelijke goederen en diensten worden aangeboden en gevraagd, en het is onduidelijk in hoeverre deze assumptie geldig is. Anderzijds zijn er genoeg empirische aanwijzingen voor de invloed van de woonplaats op religieuze activiteit. Zo komt bijvoorbeeld uit studies van Knippenberg en De Vos (1989, 1991) naar voren dat het kerkbezoek van protestanten in Nederland toeneemt naarmate de omvang van de groep geloofsgenoten in de woonomgeving groter is. Verder is het bekend dat in de diaspora-gebieden van de katholieke kerk de kerkelijke betrokkenheid van katholieken groter was, en blijktens het onderzoek van Schepens (1994) thans nog steeds is, dan in overwegend katholieke gebieden. Al met al is er dan ook reden genoeg om in deze verkennende studie na te gaan of de confessionele diversiteit van de gemeente waarin potentiële kiezers wonen, van belang is voor de voorkeur voor een confessionele partij. Daarbij trachten we een antwoord te geven op twee onderzoeksvragen, namelijk (i) heeft confessionele diversiteit onafhankelijk van kerklidmaatschap een invloed op confessionele partijvoorkeur, en (ii) heeft confessionele diversiteit een invloed op het effect van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur?

3. Data en meetinstrumenten

Voor de analyse maken we gebruik van 309 nationale weeksurveys, gebaseerd op mondelinge interviews van een steekproef uit de populatie van stemgerechtigde Nederlanders, die van week 1 in 1986 tot en met week 52 in 1991 door het NIPO zijn gehouden. Gedurende die periode was, zo blijkt uit figuur 1, de relatie tussen kerklidmaatschap en confessionele partijvoorkeur relatief stabiel. Voor een gedetailleerde beschrijving van de surveys verwijzen we naar de documentatie van Eisinga en Felling (1992). Om een zo groot mogelijk aantal eenheden op individueel en op gemeenteniveau te krijgen hebben we de data die verspreid over de genoemde jaren zijn verzameld, in één bestand samengevoegd. Uit dit databestand zijn vervolgens de gegevens over politieke-partijvoorkeur, kerklidmaatschap, leeftijd en woonplaats van de respondenten geselecteerd.

Het individuele kenmerk *confessionele partijvoorkeur* is bepaald door de antwoorden op de vraag op welke partij de respondent zou stemmen als er op de dag van het interview verkiezingen zouden zijn, in twee categorieën samen te trekken, te weten confessionele partijen (CDA, EVP, SGP, GPV, RPF en Groep Scholten-Dijkman) en niet-confessionele partijen (PvdA, VVD, GroenLinks [inclusief voorlopers], D'66, CD, CP en SP). Aanhangers van 'overige partijen' en niet-stemmers – dat wil zeggen respondenten die geen antwoord gaven of met 'weet niet' reageerden – zijn uitgesloten. De variabele *kerklidmaatschap* is bepaald door de antwoorden op de (ééntraps)vraag tot welke kerkelijke gezindte men behoort of gerekend wenst te worden, te dichotomiseren in kerkelijk (rooms-katholiek, Nederlands hervormd, gereformeerd en andere kerkelijke gezindte) en onkerkelijk (geen). Om het effect van kerklidmaatschap zo zuiver mogelijk in te schatten is ook de *leeftijd* van de respondenten in de analyse opgenomen. De leeftijdsgegevens zijn door het NIPO verzameld aan de hand van de volgende zes categorieën: 18-24 jaar, 25-34 jaar, 35-44 jaar, 45-54 jaar, 55-64 jaar, 65 jaar en ouder.³

De contextuele kenmerken zijn bepaald door de individuele kenmerken op gemeenteniveau te aggregeren. *Confessionele diversiteit* is berekend door per gemeente de som van de gekwadrateerde proporties katholieken, Nederlands hervormden, gereformeerden, overigen en onkerkelijken van het getal één af te trekken. Omdat we in deze studie vijf kerkelijke gezindten onderscheiden, heeft de index een potentieel minimum van 0, als alle inwoners van een gemeente lid zijn van één confessie en er dus sprake is van een godsdienstig homogene omgeving, en een potentieel maximum van .80, als de inwoners van een gemeente uniform over de vijf confessies zijn verspreid.⁴ De score op de confessionele diversiteitsindex is te interpreteren als de kans dat twee willekeurig gekozen individuen in een gemeente niet dezelfde confessie hebben (Agresti & Agresti 1978).⁵ Om de invloed van confessionele diversiteit zo zuiver mogelijk te schatten is ter controle per gemeente ook de *gemiddelde leeftijd* berekend.

Voor de twee-niveau analyse is alleen gebruik gemaakt van respondenten met een geldige score op alle individuele kenmerken. Bovendien hebben we als ondergrens gehanteerd dat per gemeente minimaal acht kiezers een geldige score moeten hebben op alle individuele variabelen. De 244.050 respondenten die uiteindelijk in de analyse zijn opgenomen, wonen in 582 van de in totaal 647 Nederlandse gemeenten (volgens het CBS per 31 december 1992).⁶

4. Analyse en resultaten

Omdat de afhankelijke variabele dichotoom is, hebben we gebruik gemaakt van twee-niveau logistische modellen (Goldstein 1991).⁷ Deze modellen zijn geanalyseerd met het softwareprogramma ML3 (Prosser e.a. 1991). De resultaten staan in tabel 1.

In deze tabel staan onder *fixed* de gemiddelde regressie-effecten over alle gemeenten te zamen. Onder *random* staan de varianties en covarianties van de regressie-effecten. Deze parameters geven aan in welke mate de effecten over de gemeenten (co)variëren. Zo geeft de random parameter σ_c^2 de variantie van de constante op het niveau van de gemeenten weer. De constante C is het gemiddelde intercept voor alle gemeenten te zamen. Is de absolute z-waarde van een parameter groter dan twee, dan wijkt hij significant van nul af bij een significantieniveau van 0,05.

Allereerst zijn we nagegaan of er wel variatie bestaat tussen gemeenten in confessionele partijvoorkeur. De uitkomsten staan vermeld onder *model A*. In dit model gaan we ervan uit dat de logit een functie is van de gemiddelde logit over alle gemeenten en van een variërende afwijking voor elk van de gemeenten apart. De constante C in model A geeft de gemiddelde logit weer ofwel het gemiddelde van de natuurlijke logaritmen van de odds voor een confessionele partijvoorkeur. Wanneer we deze logit transformeren volgens $\exp(\text{logit})/(1 + \exp(\text{logit}))$, dan krijgen we de proportie individuen in de steekproef met een confessionele partijvoorkeur. Kijken we naar de resultaten van model A, dan zien we dat de gemiddelde logit $-.316$ bedraagt. Hieruit kunnen we afleiden dat 42,2% [= $100 \times \exp^{-.316}/(1 + \exp^{-.316})$] van de respondenten een confessionele partijvoorkeur heeft. Verder kunnen we uit de variantie van de constante (σ_c^2) opmaken dat de gemeenten van elkaar verschillen in confessionele partijvoorkeur en dat deze variatie groter is dan we op grond van toeval mogen verwachten.

Nu kan men zich afvragen of de verschillen tussen de gemeenten niet aan verschillen in hun sociale compositie zijn te wijten. Om dit te onderzoeken wordt in *model B* de variatie in confessionele partijvoorkeur tussen gemeenten gecontroleerd voor de invloed van de individuele kenmerken kerklidmaatschap (K) en leeftijd (L). Uit de tabel blijkt dat de likelihood-ratio (LR) door toevoeging van deze twee parameters in sterke mate daalt, hetgeen wijst op een aanzienlijke verbetering

Tabel 1: Confessionele partijvoorkeur van individuen in gemeenten en de invloed van individuele en contextuele kenmerken; parameterschattingen met daaronder tussen haakjes de bijbehorende z-waarden

Model	A	B	C	D	E	F
<i>fixed</i>						
C	-,316 (-13,85)	-2,121 (-96,37)	-2,180 (-85,49)	-2,191 (-83,72)	-2,152 (-77,16)	-2,192 (-77,18)
K		2,259 (177,18)	2,334 (78,56)	2,343 (78,13)	2,303 (74,05)	2,336 (73,52)
L		,137 (47,28)	,122 (19,88)	,122 (19,89)	,122 (19,73)	,122 (19,76)
D				,047 (2,50)	-,067 (1,87)	-,036 (-,99)
KD					,146 (3,80)	,119 (3,05)
\bar{L}						-,537 (-6,15)
$K\bar{L}$,435 (4,44)
<i>random</i>						
σ^2_C	,259 (14,83)	,167 (13,84)	,146 (8,21)	,150 (8,28)	,144 (8,18)	,137 (8,02)
σ^2_K			,244 (9,34)	,239 (9,29)	,218 (9,02)	,214 (8,95)
σ^2_L			,010 (9,21)	,010 (9,22)	,010 (9,22)	,010 (9,20)
σ_{CK}			-,100 (-5,45)	-,102 (-5,57)	-,090 (5,16)	-,084 (-4,97)
σ_{CL}			,013 (3,94)	,015 (4,42)	,011 (3,40)	,009 (2,86)
σ_{KL}			-,020 (-5,04)	-,019 (-4,85)	-,014 (-3,63)	-,012 (-3,30)
LR	30977,6	-5580,2	-6956,7	-6956,7	-6985,4	-7056,4
Legenda:						
C	constante		σ^2_C	variantie constante		
K	kerklidmaatschap		σ^2_K	variantie effect kerklidmaatschap		
L	leeftijd		σ^2_L	variantie effect leeftijd		
D	confessionele diversiteit		σ_{CK}	covariantie constante en effect kerklid		
\bar{L}	gemiddelde leeftijd		σ_{CL}	covariantie constante en effect leeftijd		
KD	kerklid x confessionele diversiteit		σ_{KL}	covariantie effecten kerklid en leeftijd		
$K\bar{L}$	kerklid x gemiddelde leeftijd		LR	-2 log likelihood-ratio		

ring ten opzichte van model A. Verder is te zien dat na controle voor de individuele eigenschappen de verschillen tussen de gemeenten weliswaar kleiner zijn geworden, maar dat de tussen-gemeenten variantie nog steeds significant van nul verschilt. Dit betekent dat de gemeentenverschillen niet te herleiden zijn tot verschillen in de twee individuele kenmerken, en dat individuen met dezelfde confessie en

leeftijd maar woonachtig in andere gemeenten in confessionele partijvoorkeur van elkaar verschillen. De constante in model B is de gemiddelde logit voor onkerkelijken van middelbare leeftijd, en de parameter voor kerklidmaatschap (K) geeft het verschil weer tussen de logits van kerkleden en onkerkelijken.⁸ Uit de parameterschatting is op te maken dat kerklidmaatschap een sterke predictor is voor een confessionele partijvoorkeur: de odds voor kerkleden is ongeveer 10 ($\approx \exp^{2,259}$) maal groter dan die voor onkerkelijken.

Vervolgens zijn we nagegaan of de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur van gemeente tot gemeente varieert. Daartoe zijn in *model C* op gemeenteniveau varianties en covarianties van de parameters voor kerklidmaatschap en (uitsluitend ter controle) leeftijd opgenomen. Uit de resultaten blijkt in de eerste plaats dat de variantie van het effect van kerklidmaatschap (σ_K^2) significant is. Dit betekent dat de relatie tussen kerklidmaatschap en confessionele partijvoorkeur van gemeente tot gemeente varieert. In de tweede plaats blijkt dat er een negatieve samenhang bestaat tussen de constante en het effect van kerklidmaatschap (σ_{CK}). Dit betekent dat naarmate in een gemeente minder onkerkelijken van middelbare leeftijd een confessionele partijvoorkeur hebben, de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur sterker wordt. Verder is te zien dat de tussen-gemeenten variantie significant blijft, indien we de invloed van kerklidmaatschap (en leeftijd) van gemeente tot gemeente laten variëren. Al met al mogen we dan ook concluderen dat gemeenten niet alleen verschillen in confessionele partijvoorkeur, maar ook wat betreft de invloed van kerklidmaatschap daarop.

Om de gemeentenverschillen te illustreren zijn in tabel 2 de twintig gemeenten weergegeven waarin de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur het zwakst en de twintig gemeenten waarin deze invloed het sterkst is volgens model C.

In de tabel is te zien dat de constante gelijk is aan $-2,18$. Dit betekent dat van de onkerkelijken van middelbare leeftijd 10,2% [$= 100 \times \exp^{-2,18}/(1 + \exp^{-2,18})$] een confessionele partijvoorkeur heeft. Bij kerkleden van middelbare leeftijd is dit percentage 53,8% [$= 100 \times \exp^{-2,18 + 2,334}/(1 + \exp^{-2,18 + 2,334})$]. In de gemeente Echt is het effect van kerklidmaatschap het zwakst ($2,3340 - 1,1493 = 1,1847$) en in de gemeente Kollumerland is dit effect het sterkst ($2,3340 + 1,2857 = 3,6197$). Uit de tabel komt naar voren dat de gemeenten met de zwakste effecten van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur overwegend in het zuiden liggen, en de gemeenten met de sterkste effecten overwegend in het noorden van Nederland. Verder blijkt dat in de twintig 'zwakste', overwegend zuidelijke gemeenten het percentage onkerkelijken van middelbare leeftijd dat een confessionele partijvoorkeur heeft, groter is dan in de twintig 'sterkste', overwegend noordelijke gemeenten ($\sigma_{CK} < 0$). Deze resultaten doen vermoeden dat in confessioneel homogene gemeenten kerklidmaatschap minder belangrijk is voor confessionele partijvoorkeur dan in confessioneel heterogene gemeenten.

Tabel 2: Twintig gemeenten met het zwakste en twintig gemeenten met het sterkste effect van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur volgens model C

Gemeente	CBS-code	Constante	Pct*	Effect kerk-lidmaatschap
Gemiddeld		-2,180	10,2	2,334
<i>zwakste</i>				
Echt	902	-,069	9,5	-1,149**
Oudenbosch	830	,455	15,1	-,891
Heusden	797	,179	11,9	-,804
Uden	856	,708	18,7	-,755
Maasdriel	263	,292	13,1	-,754
Etten-Leur	777	,380	14,2	-,733
Vught	865	,315	13,4	-,726
Rucphen	840	-,233	8,2	-,712
Roermond	957	,075	10,9	-,710
Hulst	677	-,004	10,2	-,703
Maastricht	935	,053	10,6	-,690
Weert	988	,342	13,7	-,671
Sas van Gent	704	,341	13,7	-,669
Tiel	281	-,013	10,0	-,664
Nieuw Vossemeer	818	,364	14,0	-,653
's-Gravenhage	518	-,091	9,4	-,628
Zaltbommel	297	,089	11,0	-,619
Arnhem	202	,043	10,6	-,606
Nieuwerkerk a.d. IJssel	567	,175	11,9	-,603
Oss	828	,193	12,1	-,600
<i>sterkste</i>				
Oldebroek	269	,062	10,7	,769
Westvoorne	614	-,057	9,7	,793
Graafstroom	693	-,005	10,1	,802
Smilde	131	-,295	7,8	,803
Dantumadeel	65	-,408	7,0	,804
Ermelo	233	,148	11,6	,852
Hellendoorn	163	-,152	8,9	,864
Nieuw Lekkerland	571	-,185	8,6	,866
Tytsjerksterdiel	737	-,456	6,7	,940
Dronten	302	-,123	9,1	,951
Zuidhorn	56	-,211	8,4	,964
Winsum	53	-,438	6,8	,977
Smallingerland	90	-,611	5,8	1,043
Dalfsen	148	,008	10,2	1,050
Bedum	5	-,172	8,7	1,063
Hatterum	244	-,856	4,6	1,063
Stadskanaal	37	-,489	6,5	1,110
Opsterland	86	-,660	5,5	1,149
Zederik	707	-,517	6,3	1,245
Kollumerland CA	79	-,209	8,4	1,286

* percentage onkerkelijken van middelbare leeftijd met een confessionele partijvoorkeur

** deze getallen mochten bij het gemiddelde worden opgeteld

Om dit nader te onderzoeken is in *model D* allereerst de contextuele variabele confessionele diversiteit toegevoegd. Uit de *z*-waarde in tabel 1 blijkt dat de invloed van diversiteit ondanks de grote steekproef maar amper significant is. Bovendien is er geen afname waarneembaar in de likelihood-ratio ten opzichte van model C. Op de (eerste) onderzoeksvraag of confessionele diversiteit onafhankelijk van kerklidmaatschap invloed heeft op confessionele partijvoorkeur, is het antwoord dan ook nee. Confessionele diversiteit heeft geen of – in vergelijking



Figuur 2a: Confessionele diversiteit, samengevoegd tot drie categorieën van nagenoeg gelijke omvang

zwart	hoog
grijs	midden
lichtgrijs	laag
wit	onbekend

met het effect van kerklidmaatschap – een nagenoeg te verwaarlozen directe invloed op de voorkeur voor een confessionele partij. Hieruit mogen we echter niet concluderen dat confessionele diversiteit volledig irrelevant is voor confessionele partijvoorkeur. Het kan een gunstige of juist ongunstige voorwaarde zijn voor de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur. Uit model D blijkt immers dat de variantie van het effect van kerklidmaatschap (σ_k^2) in sterke mate over de gemeenten varieert.



Figuur 2b: Effect van kerklidmaatschap (residuen volgens model D), samengevoegd tot drie categorieën van nagenoeg gelijke omvang

zwart	hoog
grijs	midden
lichtgrijs	laag
wit	onbekend

In figuur 2 is (a) confessionele diversiteit en (b) het effect van kerklidmaatschap in Nederland in kaart gebracht. Uit figuur 2a blijkt dat er een strook van confessioneel heterogene gemeenten bestaat die, conform de zogeheten gereformeerdenband, loopt van het noordoosten naar het zuidwesten van Nederland. Grote gebieden in Groningen, Twente en Noord-Holland zijn minder heterogeen, en het merendeel van de gemeenten in Noord-Brabant en Limburg is in confessioneel opzicht relatief homogeen (katholiek). In figuur 2b staan de afwijkingen van de effecten van kerklidmaatschap in de gemeenten ten opzichte van het geschatte effect van kerklidmaatschap voor alle gemeenten te zamen volgens model D. Uit de figuur blijkt dat in Friesland, Groningen, Overijssel, de Veluwe, streken in Zuid-Holland en Noord- en Midden-Limburg kerklidmaatschap een relatief sterke invloed heeft op confessionele partijvoorkeur. In Gelderland, Noord-Holland, Zeeland, Brabant en Zuid-Limburg is het effect daarvan minder sterk.

Om na te gaan of er een verband bestaat tussen confessionele diversiteit en het effect van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur is *model E* onderzocht. Daaruit komt naar voren dat de parameter KD (kerklidmaatschap x confessionele diversiteit) significant is. Dit blijkt zowel uit de z-waarde van KD in tabel 1 als uit de afname van de likelihood-ratio. Dit betekent dat naarmate de confessionele diversiteit van de gemeente toeneemt, de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur sterker wordt.

Tot dezelfde conclusie komen we wanneer we tot slot in *model F* controleren voor de gemiddelde leeftijd van de gemeenten. Op de (tweede) vraag, of confessionele diversiteit invloed heeft op het effect van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur, is het antwoord dan ook ja. Naarmate de confessionele diversiteit toeneemt, wordt de invloed van kerklidmaatschap op de voorkeur voor een confessionele partij groter. De toename van het effect van kerklidmaatschap is echter gering. Bovendien is dit effect in iets grotere mate afhankelijk van de gemiddelde leeftijd dan van de confessionele diversiteit.⁹ Verder is in tabel 1 te zien dat er ook na invoering van de contextuele variabelen nog sprake is van een aanzienlijke variatie in het effect van kerklidmaatschap (σ_K^2), die niet is toe te schrijven aan de gemiddelde leeftijd of de confessionele diversiteit van de gemeente.

5. Conclusies

Het uitgangspunt van deze studie was dat een confessionele partijvoorkeur wordt bepaald door individuele kenmerken en door factoren die op het niveau van de sociale omgeving werkzaam zijn. Het belangrijkste individuele kenmerk is kerklidmaatschap, en van de mogelijke omgevingsfactoren is hier de invloed van het lokaal godsdienstig milieu op gemeentelijk niveau onderzocht. Volgens Amerikaanse studies over religieuze markten nemen bij stijgende confessionele diversi-

teit van de woonomgeving de godsdienstige activiteit en vitaliteit toe. Om de relatie van invloed van kerklidmaatschap en confessionele diversiteit simultaan te onderzoeken is een twee-niveau analyse van individuen in gemeenten toegepast. Daarbij is gecontroleerd voor de leeftijd van de kiezers en voor de gemiddelde leeftijd van de gemeenten. De belangrijkste resultaten zijn als volgt.

Kiezers met dezelfde eigenschappen wat betreft kerklidmaatschap en leeftijd, maar woonachtig in andere gemeenten, verschillen in confessionele partijvoorkeur. Dit betekent dat gemeenten verschillen in confessionele partijvoorkeur dus niet volledig te herleiden zijn tot verschillen in de genoemde individuele kenmerken. Verder blijkt dat de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur gemeentespecifiek is. Naarmate in een gemeente minder onkerkelijken van middelbare leeftijd een confessionele partijvoorkeur hebben, wordt de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur groter. Een andere belangrijke conclusie is dat confessionele diversiteit geen invloed heeft op confessionele partijvoorkeur, onafhankelijk van kerklidmaatschap. Confessionele diversiteit versterkt wel – zij het in geringe mate – de invloed van kerklidmaatschap op de voorkeur voor een confessionele partij. In een godsdienstig heterogene gemeente is de invloed van kerklidmaatschap op confessionele partijvoorkeur iets groter dan in een godsdienstig homogene gemeente.

De laatstgenoemde uitkomst is in overeenstemming met recente Amerikaanse theorieën over religieuze markten. Daarbij moeten we echter opmerken dat de betekenis van confessionele diversiteit beperkt en vermoedelijk geringer is dan in de Verenigde Staten. Een mogelijke verklaring daarvoor is dat de religie in Nederland maar moeilijk vergelijkbaar is met die in de VS. Als er één kenmerk is waarin religie in Amerika verschilt van die in Nederland, dan is het wel dat onder meer door de verspreiding van religieuze organisaties in de VS een veel grotere diversiteit van godsdiensten is ontstaan, bestaande uit honderden denominaties en onafhankelijke congregaties. Wellicht is de beperkte betekenis van confessionele diversiteit voor confessionele partijvoorkeur deels te wijten aan de relatief geringe diversiteit in Nederland. Bovendien hebben we in deze studie maar vijf confessies onderscheiden, en het is goed mogelijk dat er ook binnen deze confessies, bijvoorbeeld de gereformeerde en de katholieke kerk, sprake is van concurrentie. Een andere oorzaak kan zijn dat gemeenten ruimtelijke eenheden zijn en dat ruimtelijke nabijheid natuurlijk geen garantie is voor communicatie over godsdienstige en politieke onderwerpen. Wellicht worden daardoor de contextuele effecten op confessionele partijvoorkeur in deze studie onderschat. Dit probleem zou misschien verholpen kunnen worden door in een volgende studie de godsdienstige en politieke omgeving anders te definiëren, bijvoorbeeld op grond van vriendschaps- of (zelfgerapporteerde) communicatienetwerken.

Noten

1. Deze studie werd mede mogelijk gemaakt door het KNAW Fellowship van de eerste auteur.

2. De odds ratio is een samenhangsmaat voor twee dichotome variabelen. Zijn p_{cK} en $p_{c\bar{K}}$ de kansen dat kerkleden een voorkeur hebben voor confessionele respectievelijk niet-confessionele partijen, en p_{oK} en $p_{o\bar{K}}$ overeenkomstige kansen voor onkerkelijken, dan is de odds ratio $(p_{cK}/p_{oK})/(p_{c\bar{K}}/p_{o\bar{K}})$ met een bereik van $(0,1,\dots,\infty)$. Is de odds ratio gelijk aan 1, dan is er sprake van statistische onafhankelijkheid. De odds ratio's in figuur 1 zijn berekend door de NIPO-weeksurveys uit de periode van 1964 tot en met 1994 te aggregeren tot jaarbestanden. De odds ratio voor 1994 is berekend op basis van de surveys die zijn gehouden in de eerste 26 weken van dat jaar. De operationalisering van de meting van (niet-)confessionele partij, kerklid en onkerkelijk staat beschreven in paragraaf 3.

3. Voorafgaande aan de analyse is de variabele leeftijd genormeerd door van de leeftijd van de respondenten het steekproefgemiddelde af te trekken. Dit is gedaan om het intercept in de regressiemodellen inhoudelijk te kunnen interpreteren. Om dezelfde reden is ook de contextuele variabele gemiddelde leeftijd van de gemeente genormeerd, dat wil zeggen: van de gemiddelde leeftijd van een gemeente is het algemeen steekproefgemiddelde – in dit geval het gemiddelde van zes leeftijdscategorieën – afgetrokken.

4. De diversiteitsindex is een functie van de spreiding van de populatie over de categorieën en van het aantal categorieën (Agresti & Agresti 1978). Hij kan eenvoudig voor het aantal categorieën worden gecorrigeerd. Omdat een groter aantal echter ook verwijst naar een grotere diversiteit, is hier van deze correctie afgezien. De diversiteitsindex komt men in de literatuur overigens onder diverse benamingen tegen, zoals fragmentatie-, variatie-, heterogeniteits-, homogeniteits- en Herfindahlindex.

5. De variabele confessionele diversiteit is voorafgaande aan de analyse op gemeentenniveau gestandaardiseerd. Dat wil zeggen: van de diversiteitscore van een gemeente is het gemiddelde van alle gemeenten afgetrokken en het resultaat is gedeeld door de spreiding over de gemeenten.

6. Voor de geïnteresseerde lezer is een bestand beschikbaar met per gemeente (peildatum 31 december 1992): de CBS-code, de naam, het aantal katholieken, hervormden, gereformeerden, overige kerkleden en onkerkelijken, uitgedrukt in promillen, en het aantal NIPO-respondenten waarop de promillen zijn gebaseerd.

7. In een logistisch model is de logit de te voorspellen grootheid. In deze studie is de logit de natuurlijke logaritme van de ratio van de kans op een confessionele partijvoorkeur en de kans op een niet-confessionele partijvoorkeur. De ratio van deze twee kansen wordt odds genoemd.

8. Omwille van de leesbaarheid gebruiken we in de tekst de term middelbare leeftijd. Strikt genomen gaat het hier om het gemiddelde van zes leeftijdscategorieën, waarbij leeftijd wordt opgevat als een intervalvariabele.

9. Door verwijdering van parameter KD in model F daalt de likelihood-ratio tot $-7039,22$, terwijl verwijdering van parameter KL een iets groter verlies oplevert, namelijk een likelihood-ratio van $-7026,34$.

Geraadpleegde literatuur

- Agresti, A., & B.F. Agresti (1978), *Statistical analysis of qualitative variation*. In: Karl F. Schuessler (red.), *Sociological Methodology 1978*, p. 204-237. San Francisco: Jossey-Bass.

- Berger, P. (1969), *Het hemels baldakijn: bijdrage tot een theoretische godsdienstsociologie*. Utrecht: Ambo.
- Chaves, M., & D.E. Cann (1992), Regulation, pluralism and religious market structure. *Rationality and Society*, 4, 272-290.
- Eisinga, R., & A. Felling (1992), *Confessional and electoral alignments in the Netherlands, 1992-1992*. Amsterdam: Steinmetz Archief.
- Eisinga, R., A. Felling & J. Lammers (1994), Religious affiliation, income stratification, and political party preference in the Netherlands, 1964 to 1992. *Netherlands' Journal of Social Sciences*, 30, 107-127.
- Finke, R., & R. Stark (1988), Religious economies and sacred canopies: religious mobilization in American cities, 1906. *American Sociological Review*, 53, 41-49.
- Finke, R., & R. Stark (1989), How the upstart sects won America, 1776-1850. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 28, 27-44.
- Finke, R., & L.R. Iannaccone (1993), Supply-side explanations for religious change. *Annals of the American Academy of Political and Social Science*, 527, 27-39.
- Goldstein, H. (1991), Nonlinear multilevel models, with an application to discrete response data. *Biometrika*, 78, 45-51.
- Graaf, N.D. De, P. Nieuwbeerta & A. Heath (1995), Class mobility and political preferences: individual and contextual effects. *American Journal of Sociology*, 100, 997-1027.
- Hamberg, E.H., & Th. Petterson (1994), The religious market: denominational competition and religious participation in contemporary Sweden. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 33, 205-216.
- Huckfeldt, R. (1979), Political participation and the neighborhood social context. *American Journal of Political Science*, 23, 579-592.
- Iannaccone, L.R. (1991), The consequences of religious market structure: Adam Smith and the economics of religion. *Rationality and Society*, 3, 156-177.
- Iannaccone, L.R. (1992), Religious market and the economics of religion. *Social Compass*, 39, 123-131.
- Jones, K., R.J. Johnston & C.J. Pattie (1992), People, places and regions: exploring the use of multi-level modelling in the analysis of electoral data. *British Journal of Political Science*, 22, 343-380.
- Knippenberg, H., & S. de Vos (1989), Spatial structural effects on church attendance. *Tijdschrift voor Economische en Sociale Geografie*, 80, 164-170.
- Knippenberg, H., & R. de Vos (1991), Hedendaags kerkbezoek: de invloed van omgevingsfactoren en individuele kenmerken. *Nederlands Theologisch Tijdschrift*, 45, 46-59.
- Prosser, R., J. Rasbach & H. Goldstein (1991), *ML3. Software for three-level analysis. Users' Guide for V.2*. London: University of London, Institute of Education.
- Schepens, Th. (1994), Individualisering: doodsteek voor solidariteit en religie? In: A. van den Broek en B. Seuren (red.), *Individualisering en solidariteit* (p. 191-205). Tilburg: Tilburg University Press.
- Stark, R. (1992), Do Catholic societies really exist? *Rationality and Society*, 4, 261-271.
- Stark, R. (1994), Rational choice theories of religion. *The Agora*, 2, 1-5.
- Stark, R., & W.S. Bainbridge (1985), *The future of religion: secularization, revival, and cult formation*. Berkeley: University of California Press.
- Stark, R., & W.S. Bainbridge (1987), *A theory of religion*. Bern/New York: Peter Lang.
- Stark, R., & L.R. Iannaccone (1994), A supply-side reinterpretation of the 'secularization' of Europe. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 33, 230-252.
- Stark, R., & J.C. McCann (1993), Market forces and Catholic commitment: exploring the new paradigm. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 32, 111-124.

- Ultee, W., W. Arts & H. Flap (1992), *Sociologie: vragen, uitspraken, bevindingen*. Groningen: Wolters-Noordhoff.
- Warner, R.S. (1993), Work in progress toward a new paradigm for the sociological study of religion in the United States. *American Journal of Sociology*, 98, 1044-1093.