

De afbrokkeling van het electoraat van (de voorlopers van) het CDA, 1965-1994¹

Rob Eisinga, Albert Felling en Philip Hans Franses

1 Inleiding

De Tweede Kamerverkiezingen van 1994 brachten opnieuw een dramatisch verlies voor het CDA teweeg. Terwijl de voorlopers van deze partij (KVP, ARP en CHU) bij de parlementsverkiezingen van 1963 gezamenlijk nog 49,2% van de stemmen behaalden, daalde dit percentage bij de verkiezingen van 1972 tot 31,3% en in 1982 – na de vorming van het CDA (in 1980) – tot 29,4%. In het midden van de jaren tachtig slaagde het CDA erin om onder leiding van Lubbers deze neerwaartse trend tijdelijk om te buigen, maar bij de Kamerverkiezingen van 1994 leed de partij wederom een forse nederlaag en daalde het aantal stemmen naar een nieuw historisch dieptepunt van 22,2%.

Deze spectaculaire neergang is waarschijnlijk het resultaat van verschillende factoren en diverse onderzoekers en commentatoren hebben daarvoor dan ook hun eigen verklaring (vgl. Andeweg 1995). Sommigen zien het verlies als een afrekening voor impopulaire maatregelen en onvrede met het regeringsbeleid. Anderen wijten het voornamelijk aan (de opeenstapeling van) politieke incidenten zoals leiderschapswisselingen en het gestuntel van lijsttrekkers. Weer anderen voeren lange-termijnontwikkelingen aan als voornaamste argument, zoals de afgenomen binding tussen kiezer en partij. Welke oorzaken er ook aan deze electorale aardverschuiving ten grondslag liggen, duidelijk is wel dat de neergang van het CDA het resultaat is van twee typen van verandering, namelijk (i) verandering in het stemgedrag van individuele kiezers en (ii) verandering in de sociaal-demografische compositie van het electoraat door de in- en uitstroom van kiezers. Over de afzonderlijke bijdrage van deze gedrags- respectievelijk compositieverandering is tot op heden weinig bekend. Inzicht daarin is echter belangrijk omdat beide veranderingen uiteenlopende electorale consequenties kunnen hebben. Kiezers die het CDA heeft verloren als gevolg van een verandering in stemgedrag, kunnen in de concurrentieslag met andere partijen wellicht teruggewonnen worden. Kiezers die de partij is kwijtgeraakt als gevolg van een verandering in de sociale compositie van het electoraat, zijn vermoedelijk voorgoed voor de partij verloren.

In dit artikel willen we de relatieve bijdrage onderzoeken van gedrags- en compositieveranderingen aan de daling van het aantal stemmen op (de voorlopers van) het

CDA gedurende de afgelopen dertig jaar. Daarbij maken we gebruik van een tijdreeks van cross-sectionele surveys, gebaseerd op mondelinge interviews met in totaal 876.583 potentiële Nederlandse kiezers, die in de periode van 1965 tot en met 1994 door het NIPO zijn gehouden.

2 Trendvragen over gedrags- en compositieveranderingen

Volgens de NIPO-surveys is het aantal (potentiële) stemmen op de confessionele partijen, thans verenigd in het CDA, tussen 1965 en 1994 met maar liefst 29% gedaald van 50 naar 21% (zie %cda in tabel 1). Dé dominante, sociologische verklaring voor dit verlies is dat de politieke relevantie van het lidmaatschap van een christelijke kerk (in het vervolg eenvoudig kerkelijke gezindte genoemd) gedurende de afgelopen drie decennia is afgenomen en wel in twee verschillende opzichten. Enerzijds is de invloed van kerkelijke gezindte op het stemmen op een confessionele partij, in dit geval (de voorlopers van) het CDA, door de jaren heen geringer geworden (zie bijv. Eisinga et al. 1994, 1995, 1996). Dit betekent dat individuele kerkleden in steeds mindere mate op grond van hun kerkelijkheid op het CDA stemmen. Anderzijds is de omvang van de christelijke kerkgenootschappen – katholieken, gereformeerden en Nederlands-hervormden – door kerkverlating, sterfte en emigratie in de loop der tijd afgenomen.

Omdat het CDA en de drie religieuze bloedgroepen altijd sterk afhankelijk zijn geweest van de stem van kerkelijke kiezers, kunnen deze levensbeschouwelijke veranderingen, die we in navolging van Andeweg (1995) ontzuiling (minder loyale achterban) respectievelijk ontkerkelijking (kleinere achterban) zullen noemen, belangrijke electorale gevolgen hebben gehad. Daarnaast kan het verlies van het CDA nog voor een deel te wijten zijn aan veranderingen in de demografische compositie van de Nederlandse bevolking door ontgroening en vergrijzing. Naar de relatieve invloed van deze gedrags- en compositieveranderingen is vooralsnog echter weinig empirisch onderzoek verricht. Voorzover ons bekend, zijn er maar drie studies waarin dit vraagstuk expliciet is onderzocht. Uit de studie van Van der Eijk en Niemöller (1983) komt naar voren dat veranderingen in de leeftijdsopbouw van het electoraat een negatieve uitwerking hebben gehad op het aantal stemmen op (de voorlopers van) het CDA in de periode 1967-1981. Voor het electorale verlies zijn de veranderingen in het individuele kiesgedrag volgens hen echter aanmerkelijk belangrijker geweest. Andeweg (1982) komt tot dezelfde conclusie. Naar zijn mening was de electorale achteruitgang van de confessionele partijen in de jaren zestig en zeventig hoofdzakelijk het gevolg van de afname van de politieke loyaliteit van confessionele kiezers ofwel ontzuiling. Bij katholieken werd de uitstroom door kerkverlating ruimschoots gecompenseerd door een hoog geboortecijfer en ook bij gereformeerden vertraagden volgens hem demografische factoren het electorale verlies van de ARP. Alleen bij de Nederlands-hervormden hebben kerkverlating en ongun-

stige demografische ontwikkelingen, vooral een hoog sterftecijfer, een negatieve invloed gehad op de omvang van de denominatie en daarmee op het aantal stemmen op (met name) de CHU. Uit een recente studie van Andeweg (1995) blijkt dat ook in de periode 1989-1994 de ontzuiling van kerkse kiezers (dit zijn kiezers die minstens maandelijks naar de kerk gaan) belangrijker is geweest voor het verlies van het CDA dan de ontkerkelijking. Daarbij moeten we opmerken dat ook de ontzuiling volgens Andeweg (1995) maar een bescheiden uitwerking heeft gehad. Het recente electorale verlies van het CDA moet volgens hem vooral aan de verminderde werfkracht van de partij onder niet-kerkelijke kiezers worden toegeschreven.

Door het ontbreken van voldoende gegevens hadden Van der Eijk en Niemöller (1983) en Andeweg (1982, 1995) niet de mogelijkheid de afzonderlijke invloed van deze veranderingen nauwkeurig en over een langere tijdsperiode te bepalen. In deze beschrijvende studie willen we de relatieve bijdrage van gedrags- en compositieveranderingen aan de afgenomen kiezersgunst voor het CDA voor de periode 1965-1994 in termen van percentages kwantificeren. Daarbij richten we ons niet alleen op alle stemgerechtigden tezamen, maar ook op de verschillende kerkelijke gezindten en leeftijdsgroepen apart. In dit verband stellen we de volgende vier onderzoeksvragen:

1. Hoeveel procent is het aantal stemmen op het CDA gedaald door alle gedragsveranderingen en hoeveel procent door alle compositieveranderingen bij alle stemgerechtigden tezamen?
2. Hoeveel procent is het aantal stemmen op het CDA gedaald door de ontzuiling van de diverse kerkelijke gezindten afzonderlijk?
3. Hoeveel procent is het aantal stemmen op het CDA gedaald door veranderingen in de omvang van de diverse kerkelijke gezindten afzonderlijk?
4. Hoeveel procent is het aantal stemmen op het CDA gedaald door veranderingen in de leeftijdsopbouw van de totale stemgerechtigde bevolking?

De term 'ontzuiling' in de tweede onderzoeksvraag is, als het om het stemgedrag van protestanten en dan met name van gereformeerden gaat, misschien niet zo gelukkig gekozen. Naast het CDA hebben we in Nederland immers de kleine confessionele partijen waarop vooral gereformeerden hun stem uitbrengen. Bij gebrek aan een betere term houden we echter vast aan dit begrip, omdat het aansluit bij het bestaande onderzoek. Bovendien is het percentage van de gereformeerden dat op één van de confessionele partijen ((voorlopers van het) CDA, SGP, RPF of GVP) stemt, in de afgelopen 30 jaar eveneens afgenomen, namelijk van zo'n 90% in 1965 tot zo'n 71% in 1985 (zie Eisinga et al. 1996). Er is dus ook sprake van ontzuiling in bredere zin.

Voor een nauwkeurige beantwoording van de bovenstaande vragen is een grote hoeveelheid empirische gegevens nodig. Met surveys waarover onderzoekers doorgaans beschikken is dat simpelweg onmogelijk. Op de eerste plaats moeten we beschikken over cross-sectionele data die gedurende drie decennia jaarlijks en bij

voorkeur met een identiek onderzoeksdesign zijn verzameld. Op de tweede plaats moeten de jaarlijks getrokken steekproeven een groot aantal respondenten bevatten om stabiele parameterschattingen en betrouwbare schattingen van (combinaties van) populatiekenmerken te krijgen. Voor wat betreft de parameterschattingen moet men, bij de analysetechniek die we hier hanteren, denken aan steekproeven van zo'n 10.000 respondenten per jaar (vgl. Gordon, Lin, Osberg en Phipps 1994). Voor een betrouwbare schatting van (combinaties van) populatiekenmerken is zelfs dit aantal beperkt (zie ook Van der Eijk en Niemöller 1983:70).

3 Data en methode

In deze studie maken we gebruik van 1.198 nationale weeksurveys die in de periode van 1965 (week 9) tot en met 1994 (week 52) door het NIPO met een vrijwel ongewijzigd design zijn gehouden.² Uit deze onafhankelijke weeksurveys — met een aantal van gemiddeld 985 respondenten per week — zijn op grond van de bovenstaande inhoudelijke overwegingen de gegevens over politieke partijvoorkeur, kerkelijke gezindte, leeftijd en geslacht van de ondervraagden geselecteerd.³ Vervolgens zijn de individuele gegevens per kalenderjaar samengevoegd tot in totaal 30 jaarbestanden met een omvang van gemiddeld 29.218 respondenten (exclusief degenen met één of meer ontbrekende gegevens). In tabel 1 staat het aantal respondenten (n) per jaar vermeld. Voor een meer gedetailleerde beschrijving van de NIPO-enquêtes verwijzen we naar de datadocumentatie van Eisinga en Felling (1992).

Voor de meting van de afhankelijke variabele CDA-partijvoorkeur zijn de antwoorden op de vraag op welke partij de respondent zou stemmen als er op de dag van het interview verkiezingen zouden zijn, samengetrokken tot CDA (inclusief de voorlopers KVP, ARP en CHU), niet-CDA (alle overige confessionele en niet-confessionele partijen en splinters) en 'niet-stemmers'. De laatstgenoemde categorie, dat wil zeggen respondenten die geen stemrecht hadden, geen antwoord gaven of met 'weet niet' reageerden — over alle jaren tezamen 25,0% — zijn niet in de analyse opgenomen.⁴ In tabel 1 staat het percentage respondenten met een voorkeur voor (de voorlopers van) het CDA (%cda) van 1965 tot en met 1994 weergegeven. De kerkelijke gezindte is bepaald door te vragen naar het kerkgenootschap waartoe de respondent behoort of gerekend wenst te worden: rooms katholiek, gereformeerd, Nederlands-hervormd, overige kerkelijke gezindte of geen. De verdeling van kerkelijke gezindte is door de jaren heen grondig gewijzigd. In 1965 waren de percentages katholieken, gereformeerden, Nederlands-hervormden, overige kerkleden en onkerkelijken binnen de kiesgerechtigde bevolking achtereenvolgens 35,7; 10,4; 29,4; 4,5 en 20,0%. In 1994 bedroegen deze percentages respectievelijk 31,0; 8,0; 14,9; 5,8 en 40,2%. Voor de analyse is kerkelijke gezindte opgesplitst in vier dummievariabelen met onkerkelijken (mensen die 'geen' antwoorden) als referentiecategorie.

Terwijl in de surveys tot 1970 de minimale leeftijd van de respondenten 21 jaar bedroeg, is met ingang van week 25 van 1970 vanwege de verlaging van de stemgerechtigde leeftijd (in 1972) de ondergrens veranderd in 18 jaar. De leeftijdsgegevens zijn door het NIPO verzameld aan de hand van de volgende categorie-indeling: 21-24 jaar (vóór week 25 van 1970) of 18-24 jaar (met ingang van de desbetreffende week), 25-34 jaar, 35-44 jaar, 45-54 jaar, 55-64 jaar, 65 jaar en ouder. Door het gebruik van deze categorieën is een nauwkeurige analyse van leeftijds-, periode- en cohorteffecten niet mogelijk. Om een zo groot mogelijk aantal respondenten te behouden, zijn voor het jaar 1970 de leeftijdscategorieën 21-24 en 18-24 jaar samen-gevoegd; een procedure die, toegegeven, ook enkele nadelen heeft. In de onderzochte periode is de leeftijdsverdeling van de kiesgerechtigde bevolking geleidelijk aan veranderd. In 1971 bedroegen de percentages van 18-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64 en 65 jaar en ouder achtereenvolgens 16,3; 21,0; 17,7; 15,8; 13,8 en 15,5%. In 1981 bedroegen deze percentages respectievelijk 16,0; 23,4; 17,7; 14,5; 12,6 en 15,9% en in 1991 respectievelijk 14,0; 21,3; 20,7; 15,0; 12,0 en 16,9%. De relatief grote aantallen 18-24 jarigen in 1971, 25-34 jarigen in 1981 en 35-44 jarigen in 1991 zijn het resultaat van de naoorlogse geboortegolf. De variabele leeftijd is in de analyse opgenomen als een set van vijf dummievariabelen met de oudste leeftijdsgroep (65 jaar en ouder) als referentiecategorie.

Verder merken we op dat vanwege de representativiteit de respondenten op jaarbasis zijn gewogen op grond van de nationale verdeling van de combinatie van leeftijd en geslacht. De gewichten zijn dus afhankelijk van het jaar waarin het survey werd gehouden en de leeftijd en het geslacht van de respondenten.⁵ Om die reden en om de effecten van kerkelijke gezindte en leeftijd zo zuiver mogelijk te schatten, is ter controle ook het geslacht in de analyse meegenomen met vrouwen als referentiecategorie.

Voor de analyse is gebruik gemaakt van een probitmodel met CDA-partijvoorkeur als afhankelijke variabele en (de dummies van) kerkelijke gezindte, leeftijd en geslacht als onafhankelijke variabelen. Is het model correct gespecificeerd en zijn de cross-sectionele gegevens een toevalssteekproef uit de populatieverdeling, dan kan een daling in het gemiddelde percentage kiezers met een voorkeur voor het CDA slechts op twee manieren, die elkaar overigens niet uitsluiten, tot stand zijn gekomen. Zijn de verdelingen van de onafhankelijke variabelen door de tijd heen constant, dan is de daling het gevolg van een verandering in de geschatte coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen. Deze veranderingen worden 'gedragsveranderingseffecten' genoemd. In deze studie is dat ontzuiling. Zijn de coëfficiënten van de onafhankelijke variabelen door de tijd heen constant, dan is de daling het gevolg van een verandering in de marginale verdeling van de onafhankelijke variabelen. Deze veranderingen zijn compositie-effecten. Daartoe behoren de afname van de omvang van de kerkgenootschappen en de veranderingen in de leeftijdsverdeling door ontgroening en

vergrijzing. Door Stoker (1985) is een methode ontwikkeld om de effecten van gedrags- en compositieveranderingen in één cross-sectionele steekproef afzonderlijk en zonder verlies aan informatie te kunnen schatten.⁶ In de studie van Gomulka en Stern (1990) is deze decompositiemethode – die zij ‘growth accounting’ noemen – toegepast op een dichotome afhankelijke variabele in een tijdreeks van cross-sectionele surveys. In de Appendix geven we een theoretische uiteenzetting van deze methode. In de volgende paragraaf beschrijven we hoe we haar in de praktijk hebben toegepast. Kort samengevat komt de methode op het volgende neer. Om gedragsveranderingen te achterhalen, houden we de variabelen constant en laten we één of meer coëfficiënten door de tijd heen variëren. Om compositieveranderingen te bepalen, houden we de coëfficiënten constant en laten we één of meer variabelen door de tijd heen variëren.

4. Resultaten

Analyses per jaar. Om de betreffende coëfficiënten te bepalen, zijn eerst voor elk jaar van 1965 tot en met 1994 probitanalyses uitgevoerd. De uitkomsten staan in tabel 1.

De probitcoëfficiënten geven het verschil weer tussen de voorspelde z-scores van een bepaalde categorie in de tabel enerzijds en de referentiecategorie anderzijds. Is de coëfficiënt significant, dan is aan het teken (+ of -) daarvan te zien of de kans op een keuze voor het CDA bij de categorie groter (+) dan wel kleiner (-) is dan bij de referentiecategorie. Hoe groot het verschil in kans is, kan niet uit het verschil in z-scores worden opgemaakt, maar alleen uit de waarde van de z-scores zelf. En die zijn afhankelijk van de waarde van alle onafhankelijke variabelen in het model. In het algemeen kunnen we echter wel zeggen dat naarmate de coëfficiënt groter is, het verschil in voorspelde kans ook groter zal zijn, al wordt het verschil niet volledig door de coëfficiënt bepaald (zie bijvoorbeeld Aldrich en Nelson 1984: 43-44).

Uit tabel 1 blijkt dat in alle jaren de kans op een CDA-partijvoorkeur bij de vier kerkelijke gezindten groter is dan bij de onkerkelijken, want de tekens zijn bij voortduring positief. Bij mannen is die kans voortdurend kleiner dan bij vrouwen en bij de vijf jongere leeftijdsgroepen is de kans in alle jaren kleiner dan bij de oudste leeftijdsgroep. Aan de sterkte van de coëfficiënten is te zien dat er vooral een groot verschil in CDA-partijvoorkeur bestaat tussen katholieken, gereformeerden en Nederlands-hervormden enerzijds en onkerkelijken anderzijds. Leeftijd en geslacht zijn duidelijk minder relevant. Verder is uit de tabel op te maken dat de coëfficiënten van de kerkelijke gezindten door de jaren heen afnemen. Dit betekent dat de verschillen in kansen tussen de desbetreffende kerkleden en onkerkelijken om op het CDA te stemmen kleiner zijn geworden.

Tabel 1: Coëfficiënten van de probitanalyses per jaar ¹

Jaar	1965	1966	1967	1968	1969	1970	1971	1972	1973	1974
kat ²	3.04	2.79	2.42	2.46	2.68	2.35	2.36	2.33	2.24	2.15
ger	2.83	2.75	2.60	2.79	2.87	2.55	2.57	2.45	2.56	2.43
her	1.59	1.61	1.33	1.56	1.74	1.51	1.50	1.52	1.62	1.52
ove	1.06	1.23	1.06	1.21	.81	.93	.99	.95	.97	1.01
man	-.19	-.11	-.31	-.15#	.04#	-.16	-.20	-.18	-.22	-.16
l=<24 ³	-.21	-.27	-.57	-.46	-.21#	-.74	-.71	-.78	-.87	-.92
l2534	-.01#	-.13	-.40	-.29	-.30	-.33	-.44	-.50	-.68	-.63
l3544	.06#	-.08#	-.21#	-.13#	-.12#	-.17	-.19	-.19	-.39	-.38
l4554	.06#	-.04#	-.18#	-.07#	-.02#	-.09#	-.18	-.21	-.30	-.26
l5564	.00#	-.16	-.11#	.15#	-.18#	-.02#	-.03#	-.08#	-.18	-.13
const	-1.91	-1.77	-1.48	-1.75	-2.04	-1.70	-1.68	-1.69	-1.74	-1.69
%cda	50.0	50.0	44.4	46.8	42.1	39.0	38.3	35.8	29.3	29.7
n	6246	13182	997	1173	1178	12457	15825	15968	17899	34086

Jaar	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
kat	2.27	2.04	1.87	1.84	1.86	1.81	1.70	1.73	1.74	1.66
ger	2.55	2.47	2.22	2.15	2.21	2.09	1.92	1.95	1.97	1.91
her	1.66	1.47	1.35	1.30	1.35	1.26	1.14	1.19	1.27	1.18
ove	1.19	1.05	1.03	1.01	.96	.89	.69	.63	.69	.69
man	-.21	-.10	-.10	-.16	-.14	-.18	-.12	-.10	-.14	-.15
l1824	-.93	-.75	-.74	-.71	-.82	-.82	-.92	-.83	-.90	-.83
l2534	-.70	-.56	-.56	-.54	-.65	-.64	-.73	-.66	-.77	-.65
l3544	-.41	-.32	-.31	-.34	-.36	-.43	-.44	-.41	-.50	-.46
l4554	-.32	-.22	-.23	-.23	-.25	-.29	-.30	-.24	-.33	-.28
l5564	-.14	-.09	-.17	-.16	-.19	-.17	-.19	-.17	-.25	-.23
const	-1.73	-1.54	-1.47	-1.35	-1.38	-1.28	-1.23	-1.32	-1.37	-1.37
%cda	30.9	35.2	33.0	33.5	32.2	31.8	29.2	29.8	26.0	25.5
n	21552	21613	28205	36191	41324	40992	39918	48364	37771	40166

Jaar	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994
kat	1.56	1.41	1.41	1.35	1.26	1.30	1.30	1.30	1.28	1.29
ger	1.83	1.66	1.64	1.63	1.55	1.55	1.61	1.58	1.52	1.65
her	1.14	.99	.98	1.04	.94	.98	.99	1.06	.98	1.05
ove	.57	.47	.56	.56	.44	.46	.46	.59	.51	.60
man	-.10	-.12	-.08	-.11	-.13	-.08	-.11	-.12	-.12	-.06
l1824	-.82	-.57	-.45	-.45	-.40	-.36	-.42	-.47	-.49	-.56
l2534	-.65	-.42	-.42	-.41	-.34	-.35	-.40	-.33	-.44	-.49
l3544	-.51	-.28	-.35	-.36	-.29	-.31	-.39	-.40	-.49	-.51
l4554	-.37	-.18	-.26	-.22	-.19	-.19	-.23	-.24	-.38	-.34
l5564	-.25	-.12	-.19	-.15	-.13	-.14	-.10	-.10	-.24	-.21
const	-1.28	-1.10	-1.13	-1.16	-1.03	-1.00	-1.06	-1.12	-1.06	-1.33
%cda	25.5	31.5	30.5	28.7	31.0	33.0	30.4	29.0	27.1	20.9
n	40559	56369	38004	38160	40080	39047	37878	34351	34435	42593

de absolute waarde van de coëfficiënt is kleiner dan tweemaal de standaardfout (coëfficiënt niet significant bij een α van .05).

Noten:

1. Diverse fitmaten, waaronder McFadden logit R-kwadraat en AIC zijn verkrijgbaar bij de eerste auteur. %cda is de geobserveerde relatieve frequentie met een voorkeur voor (de voorlopers van) het CDA en n is het ongewogen aantal respondenten per jaar (exclusief degenen met ontbrekende waarnemingen).
2. De referentiecategorie voor katholieken (kat), gereformeerden (ger), Nederlands-hervormden (her) en overige kerkleden (ove) is onkerkelijken. De referentiecategorie voor mannen is vrouwen en de referentiecategorie voor de vijf leeftijdsgroepen ('L2534' betekent 25 tot en met 34 jaar) is de categorie 65 jaar en ouder. Const is de constante.
3. De categorie ' $1 \leq 24$ ' is voor de jaren 1965 tot en met 1969 21-24 jaar en voor de jaren 1971 tot en met 1994 18-24 jaar. Voor het jaar 1970 zijn de categorieën 21-24 en 18-24 jaar samen-gevoegd.

Om de sterkte van de effecten nader te onderzoeken, is voor enkele categorieën de voorspelde kans op een CDA-partijvoorkeur berekend. De resultaten staan vermeld in tabel 2.

In 1965 was de voorspelde kans op een CDA-partijvoorkeur bij katholieke vrouwen van 25 tot en met 34 jaar en die van 65 jaar of ouder nog uitermate groot, namelijk .87 (ofwel 87%).⁷ In de loop der jaren zijn bij beide categorieën de kansen fors gedaald en dan met name bij de 25-34 jarigen in de jaren tot 1973 en in 1994. In 1994 had nog maar 30% van de katholieke vrouwen in de leeftijd van 25-34 jaar een voorkeur voor het CDA tegenover 48% van de katholieke vrouwen van 65 jaar of ouder. Bij gereformeerde vrouwen zien we een soortgelijke trend. In 1965 was de kans op een CDA-partijvoorkeur bij de twee genoemde leeftijdscategorieën nog .82. In de loop der jaren is bij beide categorieën, maar vooral bij de 25-34 jarigen, de steun voor het CDA afgenomen, zij het in minder sterke mate dan bij katholieken. Bij de Nederlands-hervormden liggen de zaken iets anders. Bij hen is de voorkeur voor het CDA geringer dan bij katholieken en gereformeerden en bovendien is er door de jaren heen geen duidelijke ontwikkeling waarneembaar in de richting van afnemende steun. Verder is te zien dat de kans op een voorkeur voor het CDA bij hervormde vrouwen van 65 jaar of ouder groter is dan bij hervormde vrouwen van 25-34 jaar en dat de verschillen tussen mannen en vrouwen, bij Nederlands-hervormden van 65 jaar of ouder, slechts gering zijn en door de tijd heen niet of nauwelijks zijn gewijzigd. Bij onkerkelijke vrouwen uit de genoemde leeftijdscategorieën is de voorspelde kans op een CDA-partijvoorkeur uitermate klein, al is deze kans in de loop der jaren en dan met name sinds 1986 wel enigszins toegenomen. Het verschil tussen de leeftijdsgroepen is bij dergelijk kleine kansen uiteraard gering.

Tabel 2: Voorspelde kans en gewogen gemiddelde verschil in voorspelde kans op een CDA-partijvoorkeur

	Voorspelde kans: ¹									Gewogen gemiddelde verschil in voorspelde kans tussen: ²				
	kat vr 2534	kat vr 65+	ger vr 2534	ger vr 65+	her vr 2534	her vr 65+	her man 65+	onk vr 2534	onk vr 65+	kat & onk	ger & onk	her & onk	2534 & 65+	man & vr
1965	.87	.87	.82	.82	.37	.37	.31	.03	.03	-.83	-.77	-.32	.00	.05
1966	.82	.85	.81	.84	.39	.44	.40	.03	.04	-.78	-.77	-.35	.03	.03
1967	.70	.83	.76	.87	.29	.44	.33	.03	.07	-.66	-.73	-.28	.11	.09
1968	.66	.76	.77	.85	.32	.43	.37	.02	.04	-.66	-.76	-.33	.08	.04
1969	.63	.74	.70	.80	.27	.38	.40	.01	.02	-.68	-.74	-.32	.08	.01
1970	.62	.74	.70	.80	.30	.42	.36	.02	.04	-.60	-.67	-.29	.09	.05
1971	.60	.75	.68	.82	.27	.43	.36	.02	.05	-.59	-.67	-.28	.12	.05
1972	.56	.74	.60	.78	.26	.44	.37	.02	.05	-.56	-.60	-.27	.14	.05
1973	.43	.69	.56	.79	.21	.45	.37	.01	.04	-.46	-.58	-.25	.18	.06
1974	.43	.68	.55	.77	.21	.43	.37	.01	.05	-.46	-.56	-.24	.17	.04
1975	.44	.71	.55	.80	.22	.48	.39	.01	.04	-.47	-.58	-.27	.19	.06
1976	.47	.69	.64	.82	.26	.47	.43	.02	.06	-.50	-.66	-.30	.16	.03
1977	.44	.66	.58	.77	.25	.45	.41	.02	.07	-.46	-.59	-.27	.16	.03
1978	.48	.69	.60	.79	.28	.48	.42	.03	.09	-.47	-.59	-.28	.16	.05
1979	.43	.69	.57	.80	.25	.49	.43	.02	.08	-.45	-.58	-.28	.18	.04
1980	.46	.70	.57	.79	.26	.49	.42	.03	.10	-.46	-.56	-.26	.18	.05
1981	.40	.68	.48	.75	.21	.47	.42	.03	.11	-.42	-.50	-.23	.20	.03
1982	.40	.66	.49	.74	.22	.45	.41	.02	.09	-.43	-.51	-.24	.18	.03
1983	.35	.65	.44	.73	.19	.46	.41	.02	.09	-.39	-.47	-.23	.20	.04
1984	.36	.61	.46	.71	.20	.43	.37	.02	.09	-.38	-.47	-.22	.17	.04
1985	.36	.61	.46	.71	.22	.44	.40	.03	.10	-.36	-.46	-.22	.18	.03
1986	.46	.62	.56	.71	.30	.45	.41	.07	.14	-.41	-.50	-.25	.12	.03
1987	.44	.61	.54	.70	.29	.44	.41	.06	.13	-.40	-.49	-.24	.13	.02
1988	.41	.57	.52	.68	.30	.45	.41	.06	.12	-.37	-.48	-.25	.12	.03
1989	.46	.59	.57	.70	.34	.47	.42	.09	.15	-.38	-.49	-.26	.10	.04
1990	.48	.62	.58	.71	.36	.49	.46	.09	.16	-.40	-.50	-.28	.11	.03
1991	.44	.60	.56	.71	.32	.48	.43	.07	.15	-.38	-.49	-.26	.12	.03
1992	.44	.57	.55	.68	.35	.48	.43	.07	.13	-.36	-.47	-.27	.10	.03
1993	.42	.59	.51	.68	.30	.47	.42	.07	.15	-.35	-.44	-.24	.13	.03
1994	.30	.48	.43	.63	.22	.39	.37	.03	.09	-.29	-.42	-.21	.13	.02

Noten:

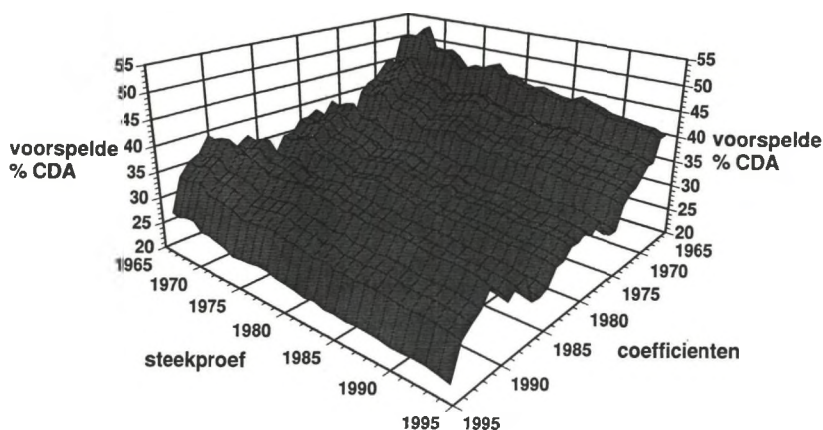
1. Kat = katholiek, ger = gereformeerd, her = Nederlands-hervormd, onk = onkerkelijk, vr = vrouw, 2534 = 25-34 jaar, 65+ = 65 jaar en ouder.
2. Het gemiddelde verschil in voorspelde kans is als volgt gewogen voor het aantal respondenten in de steekproef met dezelfde covariaatvector x : $dp = \sum n_i p_i / \sum n_i$. Hierin is dp het gewogen gemiddelde van de verschillen in voorspelde kans, n_i het aantal respondenten met covariaatvector x en p_i het verschil in voorspelde kans tussen twee categorieën met dezelfde covariaat vector x .

Verder staat in tabel 2 voor een aantal paren van categorieën het gewogen gemiddelde verschil in voorspelde kans op een CDA-partijvoorkeur. Aan het teken van het verschil is te zien of bij een verandering van de eerste categorie in de tweede de kans toe- (+) dan wel afneemt (-). In 1965 bedroeg het verschil in voorspelde kans tussen katholieken en onkerkelijken maar liefst .83 (ofwel 83%). Dus bij een verandering van katholiek naar onkerkelijk daalt de kans met .83. In de jaren daarna is het verschil tussen katholieken en onkerkelijken fors afgenomen en wel tot .29 in 1994. Het verschil tussen gereformeerden en onkerkelijken is eveneens, zij het in minder sterk mate, afgenomen, namelijk van .77 in 1965 tot .42 in 1994 en het verschil tussen Nederlands-hervormden en onkerkelijken is in dezelfde periode gedaald van .32 naar .21. Tot het begin van de jaren tachtig nam het verschil in voorspelde kans tussen 25-34 jarigen en mensen van 65 jaar of ouder enigszins toe, maar na 1983 is het verschil opnieuw kleiner geworden. Het verschil tussen mannen en vrouwen is altijd betrekkelijk gering geweest en dit kleine verschil is in de loop der jaren nog enigszins afgenomen.

Samenvattend kunnen we zeggen dat het lidmaatschap van de katholieke, gereformeerde of Nederlands-hervormde kerk voorheen een uitermate belangrijke, stembepalende factor was als het gaat om de keuze voor het CDA. Door de afgenomen voorkeur voor het CDA bij (met name) katholieken en gereformeerden zijn de voorheen grote verschillen tussen kerkleden en onkerkelijken echter aanmerkelijk geringer geworden.

Alle gedrags- en compositieveranderingen tezamen. De eerste onderzoeksvraag betreft de invloed van alle gedrags- en compositieveranderingen op de daling van het percentage stemmen op het CDA bij alle stemgerechtigden tezamen. Voor de beantwoording van deze vraag zijn de voorspelde gemiddelde percentages met (ofwel kansen op) een voorkeur voor het CDA berekend op basis van de steekproeven van jaar i en de coëfficiënten van jaar j . De uitkomsten staan grafisch weergegeven in figuur 1. Op de diagonaal ($i = j$) staan de gemiddelde percentages op grond van de steekproeven en de coëfficiënten van één en hetzelfde jaar. De voorspelde percentages op de diagonaal komen, vanwege de in de Appendix genoemde asymptotische gelijkheid, vrijwel overeen met de geobserveerde percentages in de steekproeven (in een logitmodel zijn ze overigens exact gelijk aan elkaar, zie Greene 1993:644). Het verschil daartussen is in geen enkel geval groter dan 0,1%.⁸

Om het effect van alle veranderingen in stemgedrag tezamen te onderzoeken, is een steekproef van één jaar genomen en op basis van deze constante steekproef en de probitcoëfficiënten die over de jaren heen variëren is voor elk jaar het gemiddelde percentage voorspeld. Omdat bij een gegeven steekproef een verandering in het gemiddelde percentage het gevolg is van een verandering van de coëfficiënten, is een verandering in het gemiddelde percentage een maat voor de verandering in stemgedrag. In figuur 1 is te zien dat de invloed van gedragsverandering uitermate sterk is



Figuur 1: Voorspelde gemiddelde percentage CDA op grond van de steekproef van jaar i en de coëfficiënten van jaar j

Instructie: De verandering in het %CDA van 'rechts-achter' naar 'links-voor' geeft de invloed van gedragsverandering weer bij onveranderlijke sociale compositie. De verandering in %CDA van 'links-achter' naar 'rechts-voor' geeft de invloed van compositieverandering weer bij onveranderlijk stemgedrag.

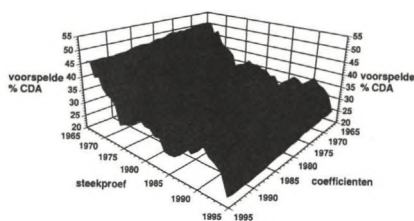
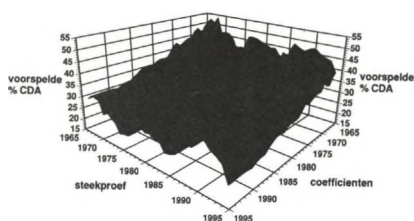
geweest. Voor de steekproef van 1965 bijvoorbeeld daalt het percentage van 50 naar 26%, voor de steekproef van 1980 van 44 naar 23% en voor de steekproef van 1994 van 40 naar 21%. Over het geheel genomen blijkt dat van de totale geobserveerde daling van 29% tussen de 19 en 24% aan verandering in stemgedrag is toe te schrijven. Daarbij merken we op dat het CDA door gedragsverandering vooral in de periode 1965-1973 en in de periode 1990-1994 (tijdelijk) veel stemmen heeft verloren, namelijk 13-16% respectievelijk 11-13%.

Om het effect van alle compositieveranderingen tezamen te onderzoeken, zijn alle coëfficiënten van één jaar genomen en op basis van deze constante coëfficiënten en de 30 steekproeven uit de jaren 1965 tot en met 1994 is voor elk jaar het gemiddelde percentage voorspeld. Hieruit kunnen we afleiden hoe groot de daling in het gemiddelde percentage is geweest als gevolg van compositieverandering in de gemeten karakteristieken van de populatie. Uit de gegevens in figuur 1 blijkt dat door compositieverandering het gemiddelde percentage voor 1965 daalt van 50 naar 40%, voor 1980 van 37 naar 29% en voor 1994 van 26 naar 21%. Van de geobserveerde daling van 29% is dus tussen de 5 en 10% te wijten aan de gemeten veranderingen in de levensbeschouwelijke en demografische compositie van het electoraat.

Ontzuiling. Vervolgens zijn we nagegaan in welke mate het gemiddelde percentage daalt of stijgt bij de verandering van één bepaalde coëfficiënt. Daartoe laten we de desbetreffende coëfficiënt door de tijd heen variëren en houden we de steekproef en alle overige coëfficiënten die bij de desbetreffende steekproef horen constant. De tweede onderzoeksvraag betreft de mate waarin het percentage stemmen op het CDA is gedaald door de ontzuiling ofwel gedragsverandering van de diverse kerkelijke gezindten. Daarom richten we ons vooral op de coëfficiënten van de kerkelijke gezindten. Voor de interpretatie van de uitkomsten, grafisch weergegeven in figuur 2, is het belangrijk te weten dat alleen veranderingen binnen één en dezelfde steekproef zinvol geïnterpreteerd kunnen worden.

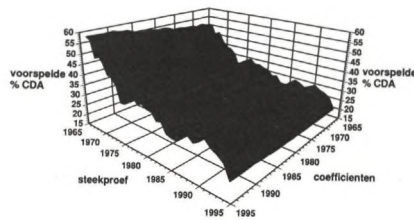
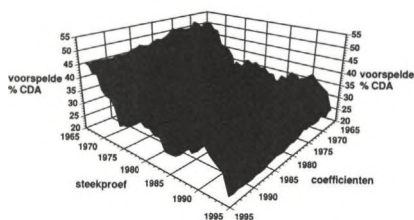
katholiek

gereformeerd



Nederlands hervormd

onkerkelijk



Figuur 2: Voorspelde gemiddelde percentage CDA op grond van één coëfficiënt van jaar j en de steekproef (en de overige coëfficiënten) van jaar i

In de linkerbovenhoek van figuur 2 staat de invloed weergegeven van de veranderingen in de coëfficiënt van de variabele katholiek. Voor de steekproef van 1965 daalt het percentage van 50 naar 28%, voor de steekproef van 1980 van 45 naar 25% en voor de steekproef van 1994 van 38 naar 21%. Van de totale geobserveerde daling van 29% is tussen de 15 en 22% aan de ontzuiling van katholieken toe te schrijven. In de oudere steekproeven zijn de veranderingen het grootst: bijvoorbeeld 22% in 1965 versus 15% in 1991. Bij gereformeerden heeft de ontzuiling slechts een daling van 3 à 4% van de stemmen op (de voorlopers van) het CDA tot gevolg gehad. In de steekproeven uit de jaren zestig zijn de dalingen als gevolg van veranderende coëfficiënten iets groter dan in de jaren daarna. Van de totale daling van 29% is tussen de 3 en 5% aan de ontzuiling van de Nederlands-hervormden te wijten. Daarbij merken we op dat ertot 1975 bij Nederlands-hervormden helemaal geen sprake is van een daling als gevolg van een verandering in stemgedrag. Die heeft pas in de jaren daarna plaatsgevonden. Gedragsverandering bij de overige kerkleden, hier niet grafisch weergegeven, heeft nauwelijks enige wijziging in de steun voor het CDA teweeggebracht. Er is sprake van een daling, maar die bedraagt hoogstens 1%. In totaal is door de ontzuiling van alle kerkleden tezamen het aantal stemmen op het CDA met zo'n 21 à 32% afgenomen. Deze (te grote) daling is voor een deel gecompenseerd door de verandering in stemgedrag van onkerkelijken. In figuur 2 is te zien dat door de gedragsverandering van onkerkelijken het percentage met een voorkeur voor het CDA is toegenomen. Voor de steekproef van 1965 stijgt het percentage van 50 naar 57%, voor de steekproef van 1980 van 31 naar 34% en voor de steekproef van 1994 van 19 naar 21%. Over het geheel genomen blijkt dat door de verandering in het stemgedrag van onkerkelijken het percentage met een voorkeur voor het CDA tussen de 2 en 7% is toegenomen. In de steekproeven uit de jaren 1965-1969 is de toename het grootst.

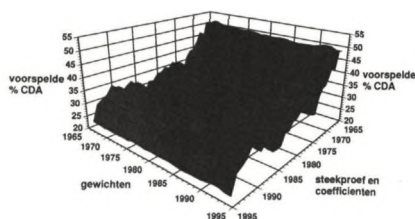
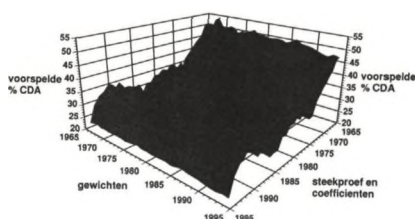
Over de invloed van geslacht en leeftijd, hier evenmin grafisch weergegeven, kunnen we kort zijn. Door de verandering van de coëfficiënt 'man' stijgt het voorspelde gemiddelde percentage. De toename is echter gering, namelijk over de gehele tijdsperiode zo'n 1 à 2%. Voor alle leeftijdscategorieën met uitzondering van de jongste leeftijdsgroep geldt dat door de verandering van de coëfficiënten het gemiddelde percentage in de periode van 1965-1974 in geringe mate stijgt en in de periode 1974-1995 in geringe mate daalt. De verandering van de coëfficiënt van de leeftijdscategorie 65 jaar of ouder brengt de grootste verschuivingen teweeg, namelijk in de periode 1965-1974 een stijging van 3-4% en in de periode 1974-1995 een daling van 1-2%. Door de verandering in stemgedrag van de 18/21-24-jarigen daalt het percentage in de periode 1965-1974 met 2 à 3% en stijgt het in de jaren 1974-1995 met ongeveer 1%.

Afname van de kerkelijke gezindten. De derde onderzoeksvraag betreft de mate waarin het percentage stemmen op het CDA is gedaald door veranderingen in de omvang van de diverse kerkelijke gezindten. Voor de beantwoording van deze vraag

is per jaar voor elke combinatie van leeftijd en geslacht de proportie katholieken, Nederlands-hervormden, gereformeerden, overige kerkleden en onkerkelijken berekend. Vervolgens zijn alle respondenten in de steekproef uit jaar 0 gewogen op basis van de ratio van de conditionele dichtheden in jaar 1 en in jaar 0 (zie Appendix). Voor de interpretatie van de gegevens, weergegeven in figuur 3, betekent dit wederom dat alleen veranderingen binnen één en dezelfde steekproef (met bijbehorende coëfficiënten) geïnterpreteerd kunnen worden.

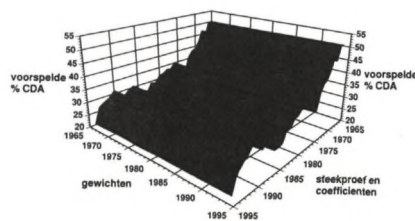
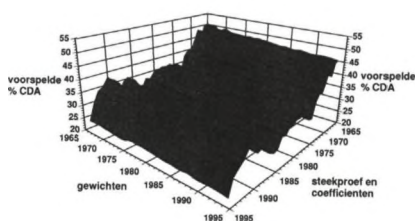
katholiek

gereformeerd



Nederlands hervormd

onkerkelijk



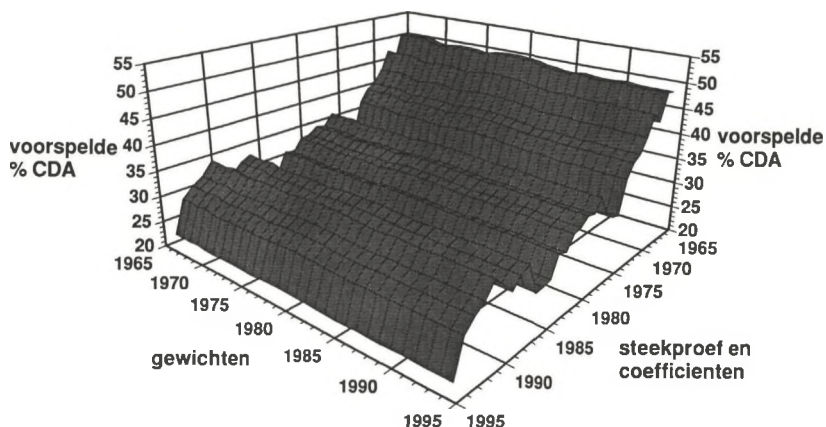
Figuur 3: Voorspelde gemiddelde percentage CDA op grond van de coëfficiënten van jaar j en de steekproef van jaar j gewogen op basis van de conditionele dichtheden in jaar j en i

Door de afname van het aantal katholieken in de Nederlandse bevolking daalt het aantal stemmen op het CDA voor de steekproef van 1965 van 50 naar 47%, voor de steekproef van 1980 van 32 naar 31% en voor de steekproef van 1994 van 22 naar 21%. Over het geheel genomen blijkt dat door de afname van de proportie katholieken het percentage stemmen op het CDA met 2 à 3% daalt. Door de afname van het aantal gereformeerden in de populatie daalt het percentage voor de steekproef van 1965 van 50 naar 48%, voor de steekproef van 1980 van 33 naar 31% en voor de steekproef van 1994 van 22 naar 21%. In totaal daalt het aantal stemmen op het CDA door de afname van de proportie gereformeerden met zo'n 1 à 2%. Door de afname van het aantal Nederlands-hervormden daalt het percentage voor de steekproef van 1965 van 50 naar 45%, voor de steekproef van 1980 van 34 naar 30% en voor de steekproef van 1994 van 23 naar 21%. Alles bijeen daalt door de afname van de proportie Nederlands-hervormden in de Nederlandse populatie het voorspelde gemiddelde percentage met 4 à 5%. De (geringe) toename van de proportie overige kerkleden veroorzaakt nauwelijks enige verandering in het gemiddelde percentage stemmen op het CDA. Daarom zijn de gemiddelden hier niet grafisch weergegeven. Nemen we alle kerkleden tezamen, dan blijkt dat door de verandering van de omvang van het aantal kerkleden het percentage stemmen op het CDA met 7 à 10% is gedaald. Daartegenover staat een stijging van het voorspelde gemiddelde percentage als gevolg van de toename van het aantal onkerkelijken. Deze stijging is echter uiterst gering en bedraagt maximaal 1%.

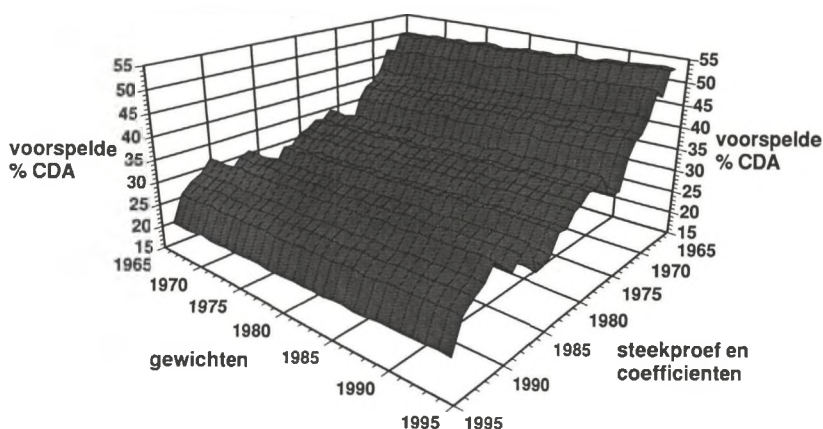
Ontgroening en vergrijzing. De vierde en laatste onderzoeksvraag betreft de mate waarin het percentage stemmen op het CDA is gedaald door veranderingen in de leeftijdsopbouw van de populatie van stemgerechtigden. Om deze vraag te kunnen beantwoorden, is per jaar voor elke combinatie van kerkelijke gezindte en geslacht de proportie respondenten in de zes leeftijdsgroepen berekend. Vervolgens zijn op basis van deze conditionele dichtheden de gewogen gemiddelde kansen over de steekproeven berekend. De veranderingen in de leeftijdsopbouw blijken slechts een geringe invloed te hebben op het percentage kiezers met een voorkeur voor het CDA. Daarom beperken we de presentatie in figuur 4 tot twee leeftijdsgroepen, namelijk 25-34 jaar en 65 jaar of ouder.

De proportie 25-34 jarigen is tot 1981 toegenomen en in de daaropvolgende jaren gedaald. Deze verandering veroorzaakt een (geringe) wijziging in het gemiddelde percentage met een voorkeur voor het CDA. Voor de steekproef van 1965 daalt het percentage van 50 naar 48%, voor de steekproef van 1980 van 32 naar 31% en voor de steekproef van 1994 van 22 naar 21%. Over het geheel genomen blijkt dat door de verandering van het aantal 25-34 jarigen het percentage stemmen op het CDA in de periode 1965-1994 met ongeveer 1 à 2% is afgenomen. De toename van de proportie van 65 jaar en ouder heeft een stijging van het gemiddelde percentage met een voorkeur voor het CDA tot gevolg. Voor de steekproef van 1965 neemt het percentage toe van

25-34 jaar



65 jaar en ouder



Figuur 4: Voorspelde gemiddelde percentage CDA op grond van de coëfficiënten van jaar j en de steekproef van jaar j gewogen op basis van de conditionele dichtheden in jaar j en i

50 naar 53%, voor de steekproef van 1980 van 31 naar 33% en voor de steekproef van 1994 van 20 naar 21%. Al met al blijkt dat door de vergrijzing van de stemgerechtigde bevolking het gemiddelde percentage stemmen met zo'n 1 à 3% is toegenomen.

Bijdrage van gedrags- en compositieverandering. Om de belangrijkste resultaten van deze studie samen te vatten, geven we in tabel 3 voor alle gedrags- en compositieveranderingen de voorspelde bijdrage weer aan de daling van het percentage stem-

men op het CDA tussen 1965 en 1994. Aan de hand van deze tabel geven we een kort antwoord op de vier onderzoeksvragen uit paragraaf 2.

Tabel 3: Voorspelde minimale, maximale bijdrage (in percentages) aan de verandering in het aantal stemmen op het CDA tussen 1965 en 1994

	gedragsverandering		compositieverandering	
<i>kerkelijke gezindte:</i>				
katholieken	-15,	-22 %	-2,	-3 %
gereformeerden	-3,	-4	-1,	-2
Nederlands-hervormden	-3,	-5	-4,	-5
overige kerkleden	0,	-1	0,	0
onkerkelijken	+2,	+7	0,	+1
man	+1,	+2	0,	0
<i>leeftijd:</i>				
< = 24jr	-1,	-2	+1,	+1
25 - 34jr	0,	-1	-1,	-2
35 - 44jr	0,	-1	-1,	-1
45 - 54jr	0,	0	0,	0
55 - 64jr	0,	+1	-1,	-1
65+ jr	+1,	+2	+1,	+3
totaal ¹	-19,	-24 %	-5,	-10 %

Noot:

1. De totalen komen door afronding niet overeen met de som van de kolompercentages, hetgeen wel het geval zou moeten zijn.

Het antwoord op de eerste onderzoeksvraag – over de invloed van alle gedrags- en alle compositieveranderingen bij alle stemgerechtigden tezamen – is dat het aantal stemmen op het CDA door gedragsverandering met 19 à 24% en door compositieverandering met 5 à 10% is gedaald. Op de tweede vraag – over de invloed van de ontzuiling van de diverse kerkelijke gezindten afzonderlijk – is het antwoord dat het aantal stemmen op het CDA door de ontzuiling van katholieken met 15 à 22%, van gereformeerden met 3 à 4%, van Nederlands-hervormden met 3 à 5%, van overige kerkleden met 0 à 1% en van alle kerkleden tezamen derhalve met 21 à 32% is gedaald. Door de verandering in het stemgedrag van onkerkelijken is het aantal stemmen met 2 à 7% gestegen. Het antwoord op de derde vraag – over de invloed van veranderingen in de omvang van de verschillende kerkelijke gezindten afzonderlijk – is dat door de afname van het aantal katholieken, gereformeerden en Nederlands-hervormden het gemiddelde percentage respectievelijk 2 à 3, 1 à 2 en 4 à 5% is afgenomen. Door de toename van het aantal onkerkelijken is het aantal stemmen met maximaal 1% gestegen. Ten aanzien van de laatste onderzoeksvraag – over de invloed van veranderingen in de leeftijdsopbouw van de stemgerechtigde bevolking –

kunnen we zeggen dat door de veranderingen in de leeftijdssamenstelling van het electoraat sinds 1965, het percentage stemmen op het CDA nauwelijks is gewijzigd. Door de toename van de proportie Nederlanders van 65 jaar en ouder is het percentage met 1 à 3% gestegen. De stijging van 1% door de verandering van de proportie jongeren tot en met 24 jaar is vooral te wijten aan de verlaging van de stemgerechtigde leeftijd dat wil zeggen de verandering van de jongste leeftijdscategorie van 21-24 in 18-24 jaar in 1970. Tegenover deze stijgingen staan echter dalingen als gevolg van veranderingen in de proportie 25-34, 35-44 en 55-64 jarigen. In totaal bedraagt de netto toename ten hoogste 1%.

5 Discussie

In de media wordt bij de presentatie en nadere beschouwing van stembusuitslagen, bijvoorbeeld op de avond van de verkiezingen, altijd ruimschoots aandacht besteed aan de leeftijdsopbouw van de achterban van diverse politieke partijen en aan de veranderingen daarin. Uit deze studie blijkt dat de ontgroening en vergrijzing van het electoraat, in tegenstelling tot hetgeen dikwijls wordt aangenomen, nauwelijks enige invloed hebben gehad op het verlies van (de voorlopers van) het CDA sinds het midden van de jaren zestig. Speculaties over de ingrijpende electorale gevolgen daarvan lijken uit de lucht gegrepen. De neergang van het CDA is hoofdzakelijk te wijten aan de afname van de politieke loyaliteit van kerkelijke kiezers en aan de afkalving van de 'natuurlijke' achterban. Deze conclusie komt overeen met de onderzoeksresultaten van Andeweg (1982, 1995) en die van Van der Eijk en Niemöller (1983). Van deze twee levensbeschouwelijke veranderingen is ontzuiling belangrijker geweest dan ontkerkelijking. En dit mag geen verrassing zijn. Het aantal kerkleden is door de jaren heen geleidelijk afgenomen, terwijl de neergang van het CDA in bepaalde perioden vrij plotseling en uitermate hard heeft toegeslagen. Daarom kan de electorale aderlating slechts in beperkte mate aan de afname van de omvang van de verschillende kerkgenootschappen worden toegeschreven.⁹ De voornaamste oorzaak van het verlies is dat de keuze voor het CDA geen routinematig bijproduct meer is van de katholieke en protestantse zuilen en er derhalve geen vanzelfsprekend CDA-electoraat meer bestaat. Dit betreft in het bijzonder katholieken. Vooral hun stemgedrag is de afgelopen dertig jaar door de ontzuiling grondig veranderd. En deze verandering, zo blijkt uit dit onderzoek, heeft de meest verstrekkende electorale gevolgen gehad voor het CDA.

In dit verband moeten we opmerken dat we in deze beschrijvende studie slechts konden beschikken over een beperkt aantal relevante variabelen. De uitkomst dat het verlies van het CDA met name het gevolg is van de veranderingen in het stemgedrag (van katholieken), impliceert dat de daling voornamelijk is te wijten aan de verandering in de verdeling van variabelen die niet in de analyse zijn opgenomen en die in de analyse tot uitdrukking komen door verandering in de coëfficiënten van de variabelen

die wél zijn opgenomen. Deze niet-gemeten variabelen kunnen betrekking hebben op diverse houdingen en gedragingen op uiteenlopende terreinen. Op het terrein van de godsdienst kan men bijvoorbeeld denken aan de afname van de kerkelijke betrokkenheid en de plausibiliteit van het christelijk geloof en op het terrein van de politiek bijvoorbeeld aan incidentele factoren, zoals leiderschaps crises binnen het CDA, maar ook aan structurele veranderingen, zoals in ((post-)materialistische) waarden-oriëntaties. Temporele veranderingen in deze houdingen en gedragingen kunnen een tijdelijk, maar ook een meer permanent karakter hebben. Daarom mogen we niet zonder meer besluiten dat de 19 tot 24% die het CDA in de periode 1965-1994 door verandering in stemgedrag heeft verloren, op een eenvoudige wijze teruggewonnen zouden kunnen worden. Vrij zeker is alleen dat de 5 tot 10% van de achterban die de partij door compositieverandering heeft ingeleverd, waarschijnlijk voorgoed voor het CDA is verloren.

Noten

1. Dit onderzoek werd mede mogelijk gemaakt door (inmiddels voltooide) fellowships van de KNAW van Rob Eisinga en Philip Hans Franses. De studie is gebaseerd op 1.198 nationale surveys die in de periode 1965-1994 door het NIPO zijn gehouden en waarvan de gegevens via het Steinmetz Archief zijn verkregen. Geen van de genoemde organisaties is verantwoordelijk voor de analyses en de interpretaties van de auteurs. Met dank aan Jan Lammers en Hans Schmeets voor hun op- en aanmerkingen bij een eerdere versie van dit artikel.

2. Voor de analyse is gebruik gemaakt van de volgende databestanden. Uit het bestand P1089, dat door Eisinga en Felling (1992) is gecompileerd, zijn 1.023 NIPO weeksurveys uit de periode 1965-1991 geselecteerd. Aan dit bestand zijn toegevoegd de zeventien Nipothese (P0036) weeksurveys, de NIPO-surveys Winstonderzoek (P0066) en Welvaart en politiek (P0069) en de 156 weeksurveys die in de periode 1992 (week 1) tot en met 1994 (week 52) door het NIPO zijn gehouden. De codes tussen haakjes zijn Steinmetz Archief studienummers. De steekproeftrekking en de vraagstellingen (inclusief relevante antwoordcategorieën) zijn door de jaren heen niet of nauwelijks gewijzigd (zie Eisinga en Felling 1992). Wel is het belangrijk te vermelden dat tot 1970 de minimale leeftijd van de respondenten in de NIPO-surveys 21 jaar bedroeg, terwijl met ingang van week 25 van 1970 de ondergrens is veranderd in 18 jaar vanwege de verlaging van de stemgerechtigde leeftijd (in 1972).

3. De genoemde variabelen zijn geselecteerd op grond van de overwegingen in paragraaf 2. Daarbij moeten we echter opmerken dat er weinig mogelijkheden zijn daar andere potentieel relevante (bijv. demografische) variabelen aan toe te voegen. De NIPO-weeksurveys vormen een uniek databestand vanwege de tijdsperiode en de omvang van het aantal respondenten en het aantal meetmomenten, maar hebben net als iedere survey hun beperkingen. In de afzonderlijke weeksurveys zijn wel diverse andere variabelen beschikbaar, maar wanneer we 1.198 surveys uit de periode 1965-1994 samenvoegen, zijn er maar een beperkt aantal relevante variabelen gemeenschappelijk. Deze variabelen zijn dan echter wel identiek in de zin dat de vraagstellingen door de jaren heen niet of nauwelijks zijn gewijzigd. Daarmee vermijden we het veel voorkomende probleem dat vermeende sociale veranderingen methodische artefacten zijn, die optreden door een verandering in vraagstelling.

4. Over de response rates van de enquêtes alsmede over de veranderingen daarin door de jaren heen en over de oorzaken van de non-response worden door het NIPO nauwelijks gege-

vens verstrekt. Over de item non-response valt wel het een en ander te zeggen. Ten aanzien van de kenmerken leeftijd, geslacht en kerkelijke gezindte is de non-response betrekkelijk gering, namelijk over alle jaren tezamen minder dan 1, 2, respectievelijk, 2%. Dat er relatief veel respondenten zijn met ontbrekende gegevens, komt dan ook hoofdzakelijk door de vraag naar de politieke partijvoorkeur. Die vraag veroorzaakt een 'uitval' van 25%. Deze uitval mag erg groot lijken, maar daarbij moet men wel bedenken dat het aantal 'niet-stemmers' bij verkiezingen dit percentage dikwijls overtreft. Bovendien heeft de vraag 'Op welke partij zou u stemmen als er vandaag verkiezingen zouden zijn' betrekking op alle verkiezingen, en niet alleen op die voor de Tweede Kamer. Zo bedroeg de opkomst bij de verkiezingen van het Europese Parlement van 1994, om een – toegegeven – extreem laag cijfer te noemen, slechts 36%. Bekijken we alle verkiezingen die zijn gehouden sinds de afschaffing van de opkomstplicht (dus sinds de Provinciale Statenverkiezingen van 1970), dan varieert de verkiezingsopkomst voor de Tweede Kamer tussen 79 en 88%, voor de Provinciale Staten tussen 50 en 80%, voor de Gemeenteraad tussen 62 en 74% en voor het Europese Parlement tussen 36 en 58%. Zo gezien is een uitval van 25% 'niet-stemmers' over alle jaren tezamen niet buitengewoon hoog te noemen. In dit verband merken we verder op dat het aantal 'niet-stemmers' in de jaren zestig, toen er nog een opkomstplicht bestond, aanmerkelijk geringer was, namelijk zo'n 15%. Na de afschaffing van de opkomstplicht steeg dit percentage ineens flink en in de jaren daarna bleef het betrekkelijk constant. Wel is het zo dat het percentage 'niet-stemmers' voor de jaren waarin er verkiezingen zijn geweest, iets geringer is. Het is zelfs zo dat het percentage in de weken voorafgaande aan de feitelijke (met name Tweede Kamer-) verkiezingen telkens afneemt, van zo'n 30 naar 15%, om in de weken daarna weer snel te stijgen. Dit patroon doet zich systematisch bij iedere verkiezing voor, maar vooral bij die van de Tweede Kamer. We achten het onwaarschijnlijk dat deze cyclische beweging in de weeksurveys een noemenswaardige invloed uitoefent op het percentage met een voorkeur voor het CDA per jaar, al dit is niet nader onderzocht. De categorie 'niet-stemmers' is in de analyse natuurlijk buiten beschouwing gelaten, omdat het geobserveerde percentage met een voorkeur voor het CDA volgens de NIPO-surveys uiteraard zo goed mogelijk overeen moet komen met de feitelijke stembuisslagen.

5. Daarbij zijn surveys die in de eerste 26 weken van een jaar zijn gehouden, gewogen op grond van de populatiegegevens van het CBS over de geslachts- en leeftijdsopbouw van de Nederlandse bevolking per 1 januari van het desbetreffende jaar. Surveys die na week 26 zijn gehouden, zijn gewogen op grond van de gegevens per 1 januari van het volgende jaar. Vóór 1977 hanteerde het CBS niet 1 januari, maar 31 december als peildatum. Door deze weging komt de leeftijdsverdeling in de steekproef overeen met die van de Nederlandse populatie en dit is met name belangrijk voor het onderzoek naar de effecten van ontgroening en vergrijzing. Over het algemeen kunnen we zeggen dat de weging nauwelijks invloed heeft op het geaggregeerde percentage met een voorkeur voor het CDA (vanwege de geringe relatie met leeftijd en geslacht).

6. De reden daarvoor is dat de gemeenschappelijke covariantiematrix van modelveranderingen- en compositie-effecten een blokdiagonaalstructuur heeft (Stoker 1985:722).

7. In tabel 2 zijn de voorspelde kansen van de 25-34 jarigen weergegeven omdat, zoals aangegeven, de jongste leeftijdscategorie in 1970 is veranderd van 21-24 in 18-24 jaar. Door deze wijziging veranderen ook de voorspelde kansen voor de 18/21-24 jarigen (alsook de gewogen gemiddelde verschillen) waardoor ze slechts in beperkte mate over de jaren heen vergelijkbaar zijn. De voorspelde kansen voor de groepen uit de categorie 18/21-24 jaar zijn systematisch kleiner dan voor de 25-34 jarigen en de verschillen met de categorie 65 jaar en ouder zijn voor de 18/21-24 jarigen groter. De verschillen zijn relatief gering.

8. Naarmate de afstand tot de diagonaal toeneemt, worden de standaardfouten van de voorspelde percentages groter. Voor geen van de 30x30 voorspelde gemiddelden is de standaardfout echter groter dan 0,5%.

9. Daarbij moet men bedenken dat in de NIPO-weeksurveys voor de meting van kerkelijke gezindte een één-trapsvraagstelling wordt gebruikt en dat er daarnaast ook andere vraagstellingen, zoals de twee-trapsvraag, bestaan. Bij een één-trapsvraagstelling wordt gevraagd naar het kerkgenootschap waartoe men behoort of gerekend wenst te worden: rooms katholiek, gereformeerd, Nederlands-hervormd, overige kerkelijke gezindte of geen. Bij een twee-trapsvraagstelling wordt eerst gevraagd of men zich als lid van een kerkgenootschap beschouwt en vervolgens wordt aan degenen die daarop bevestigend antwoorden gevraagd welk kerkgenootschap dit betreft. Met de laatstgenoemde twee-trapsvraag zouden we kleinere proporties kerkleden en dan met name een geringer percentage katholieken hebben gevonden. Daarbij is het van belang te weten dat de invloed van het type vraagstelling op de verdeling van kerkelijke gezindte sinds het midden van de jaren zestig voortdurend groter is geworden. Met een twee-trapsvraag zouden we dan ook een grotere verschuiving in de verdeling en daarom vermoedelijk ook een grotere bijdrage van de verandering in levensbeschouwelijke compositie aan het electorale verlies hebben waargenomen.

Geraadpleegde literatuur

- Aldrich, J.H. en F.D.Nelson (1984) *Linear probability, logit, and probit models*. Beverly Hills: Sage.
- Andeweg, R. (1982) *Dutch voters adrift: On explanations of electoral change (1963-1977)*. Leiden: Rijksuniversiteit Leiden.
- Andeweg, R. (1995) Afscheid van de verzuiling? In: J.J.M. Van Holsteyn en B. Niemöller (red.) *De Nederlandse kiezer 1994*. Leiden: DSWO Press, p. 111-125.
- Eijk, C. van der en B. Niemöller (1983) *Electoral change in the Netherlands: Empirical results and methods of measurement*. Amsterdam: CT Press.
- Eisinga, R. en A. Felling (1992) *Confessional and electoral alignments in the Netherlands, 1962-1992*. Amsterdam: Steinmetz Archief.
- Eisinga, R., A. Felling en 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.
- Eisinga, R., J. Lammers en B. Pelzer (1995) Kerkelijke kiezers en confessionele partijvoorkeur: Een twee-niveau analyse. *Sociologische Gids* 42:338-353.
- Eisinga, R., A. Felling en J. Lammers (1996) Deconfessionalisation in the Netherlands. *Journal of Contemporary Religion* 11:77-88.
- Gomulka, J. en N. Stern (1990) The employment of married women in the United Kingdom, 1970-83. *Economica* 57:171-199.
- Gordon, D.V., Z. Lin, L. Osberg en S. Phipps (1994) Predicting probabilities: Inherent and sampling variability in the estimation of discrete-choice models. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 56:13-31.
- Greene, W.H. (1993) *Econometric analysis* (2nd ed.). New York: MacMillan.
- Stoker, Th.M. (1985). Aggregation, structural change, and cross-section estimation. *Journal of the American Statistical Association* 80:720-729.

Appendix

In een probitmodel wordt de kans op ($y = 1$) onder conditie van X , $\Pr(y = 1 | X)$, gespecificeerd als een functie van X en de modelparameters β :

$$(1) \quad \Pr(y = 1 | X) = P(\beta, X).$$

Hierin is P de cumulatieve verdelingsfunctie van de standaardnormale verdeling. Is $\phi(X)$ de kansdichtheidsfunctie voor X , dan is de verwachtingswaarde voor y gelijk aan:

$$(2) \quad E(y) = \int P(\beta, X) \phi(X) dX.$$

De verwachtingswaarde $E(y)$ wordt consistent geschat door het geobserveerde steekproefgemiddelde $\bar{y}$. Is $\hat{\beta}$ een consistente schatter voor β en X de realisatie van een toevalsvariabele (ofwel een toevalssteekproef en wel niet noodzakelijk dezelfde als die waarmee β is geschat), dan wordt de rechterkant van (2) eveneens consistent geschat door het voorspelde steekproefgemiddelde (volgens theorema 1 in Gomulka en Stern 1990:198):

$$(3) \quad \bar{y} \equiv \bar{P}(\hat{\beta}, X) \equiv \frac{1}{N} \sum_i P(\hat{\beta}, X_i).$$

Hierin is X_i de vector van onafhankelijke variabelen voor individu i . Dit betekent dat het voorspelde gemiddelde $\bar{y} \equiv \bar{P}(\hat{\beta}, X)$ asymptotisch (ofwel in grote steekproeven bij benadering) gelijk is aan het geobserveerde gemiddelde $\bar{y}$ en dat beide consistente schattingen zijn van $E(y)$.

Een verandering in voorspelde gemiddelden $\bar{y}^1 - \bar{y}^0$, waarbij de bovenindexen 0 en 1 twee opeenvolgende jaren aangeven, kan daarom in de volgende componenten worden opgesplitst:

$$(4) \quad \bar{y}^1 - \bar{y}^0 = \{ \bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) \} + \{ \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^0) \}.$$

Hierin is $\bar{P}(\hat{\beta}^i, X^i)$ de voorspelde gemiddelde kans op grond van de coëfficiënten $\hat{\beta}^i$ en de steekproef X^i . Het verschil $\{ \bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) \}$ geeft de verandering weer in de voorspelde gemiddelde kans als gevolg van een verandering in de coëfficiënten bij een constante verdeling van de onafhankelijke variabelen. Het verschil $\{ \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^0) \}$ daarentegen geeft de verandering weer in de voorspelde gemiddelde kans als gevolg van een verandering in de verdeling van de onafhankelijke variabelen bij constante coëfficiënten.

Om de bijdrage van één of meerdere coëfficiënten aan de verandering in de voorspelde gemiddelde kans te bepalen, wordt het verschil $\{ \bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) \}$ verder opgesplitst in:

$$(5) \quad \{ \bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) \} = \{ \bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^{1j}, X^1) \} + \{ \bar{P}(\hat{\beta}^{1j}, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^0, X^1) \}.$$

Hierin is $\hat{\beta}^{1j}$ een parametervector bestaande uit k coëfficiënten uit jaar 1 en één coëfficiënt, waarvan we de invloed willen vaststellen, uit jaar 0. Daartoe wordt eerst de gemiddelde kans $\bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1)$ voorspeld op grond van de steekproef en de coëfficiënten uit jaar 1. Vervolgens wordt met de steekproef en de k coëfficiënten uit jaar 1 en één coëfficiënt uit jaar 0 de gemiddelde kans $\bar{P}(\hat{\beta}^{1j}, X^1)$ voorspeld. Het verschil $\bar{P}(\hat{\beta}^1, X^1) - \bar{P}(\hat{\beta}^{1j}, X^1)$ geeft dan de bijdrage weer van de betreffende coëfficiënt uit jaar 0 aan de verandering in de voorspelde gemiddelde kans.

Om een verandering in de voorspelde gemiddelde kans als gevolg van een verandering in de verdeling van één of meer variabelen te berekenen, wordt de vector van onafhankelijke variabelen opgesplitst in variabele X_k en de overige variabelen (X_{ov}), dus $X = (X_k, X_{ov})$. De kansdichtheid $\phi(X)$ wordt op dezelfde manier uiteengelegd:

$$(6) \quad E(y) = \int P(\beta, X) \phi_k(X_k | X_{ov}) \phi_{ov}(X_{ov}) dX.$$

Hierin is ϕ_k de kansdichtheid voor variabele X_k onder conditie van de overige variabelen en ϕ_{ov} de dichtheid van de overige variabelen. Als tussen 0 en 1 alleen de verdeling van variabele X_k verandert, dan is de voorspelde gemiddelde kans in jaar 1 (na verwijdering van de argumenten van de kansdichtheidsfunctie):

$$(7) \quad E(y^1) = y_k^{-01} = \int P(\beta^0, X) \phi_k^1 \phi_{ov}^0 dX.$$

De gemiddelde kans in jaar 1 wordt dus voorspeld op grond van de coëfficiënten en de verdeling van de overige variabelen in jaar 0, maar variabele X_k volgt binnen de categorieën van de overige variabelen de verdeling in jaar 1. Voor de berekening met steekproefgegevens wordt de rechterkant van (7) als volgt herschreven:

$$(8) \quad E(y^1) = y_k^{-01} = \int (\phi_k^1 / \phi_{ov}^0) P(\beta^0, X) \phi^0 dX.$$

Uit deze vergelijking is af te lezen dat y_k^{-01} een gewogen gemiddelde kans is, waarvan de gewichten gelijk zijn aan de ratio van de conditionele dichtheden ϕ^1 / ϕ^0 . Om het effect van een partiële populatieverandering te bepalen, worden dus eerst de conditionele dichtheden geschat en op basis daarvan wordt vervolgens de gewogen gemiddelde kans voor de steekproef in jaar 1 berekend.