

PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/99229>

Please be advised that this information was generated on 2017-12-06 and may be subject to change.

De invloed van inkomensongelijkheid en rationalisering op kerkverlating in Nederland tussen 1975 en 1995

Manfred te Grotenhuis, Marloes de Hoon & Paula Thijs¹

Summary

The effects of economic inequality and modernization on religious disaffiliation. A test for the Netherlands in 1975-1995

In a recent study, using data from 60 nations, Ruiter and Van Tubergen (2009) found individuals from countries with highest economic inequalities to run the lowest risk of religious disaffiliation. Interestingly, modernization was found to have no effect on religious disaffiliation. A more stringent test is to investigate how economic inequality and modernization are related to religious disaffiliation within countries over time. In this study we use data from the Netherlands gathered between 1975-1995, a period in which religious disaffiliation was prominent. Our main findings run counter to those of Ruiter and Van Tubergen. In the Netherlands, higher levels of economic inequality and higher levels of modernization seem to increase religious disaffiliation.

1. Inleiding

In Nederland daalt sinds het begin van de vorige eeuw het percentage kerkleden. Volgens de volkstelling uit 1899 was maar liefst 98 procent van de Nederlandse bevolking lid van een kerkelijke gezindte. Dit percentage daalde naar 92 in 1920 en kwam in 1947 uit op 83 (CBS, 2011). Volgens steekproefonderzoek uitgevoerd door het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) daalde het percentage kerkleden verder naar 75 in 1958, naar 60 in 1980 en aan het eind van de vorige eeuw was nog maar 35 procent lid van een kerk (Becker, De Hart & Mens, 1997).

Binnen de godsdienstsociologie ontstond al snel een levendige discussie over het waarom van de ontkerkelijking, die niet alleen in Nederland

maar ook in andere Europese landen zichtbaar is (Bruce, 2002). Onlangs kwamen Ruiter en Van Tubergen (2009) met een overzichtartikel waarin de heersende verklaringsmechanismen voor ontkerkelijking werden besproken en getoetst met behulp van gegevens van 136.611 individuen uit 60 landen. Zij kozen voor deze opzet, omdat de verklaringen voor ontkerkelijking niet alleen gaan over individuele kenmerken, zoals het gevolgde opleidingsniveau, maar ook over de context waarin individuen leven. Zo blijkt uit hun onderzoek dat naarmate de inkomensongelijkheid in een land kleiner is, de mensen in dat land minder vaak een kerk bezoeken.

Om het effect na te gaan van rationalisering, dat wil zeggen het proces waarin de rede een steeds grotere invloed krijgt in de samenleving, onderzoeken de auteurs de invloed van opleiding op kerkgang op zowel individueel niveau als landniveau. De veronderstellingen daarbij zijn dat voor een hoger opgeleid persoon de cognitieve basis voor religieuze geloofsovertuigingen smal is of geheel ontbreekt en dat religieuze geloofsovertuigingen voor *iedereen* ongeloofwaardiger worden als het algemene opleidingsniveau stijgt in een land. Ruiter en Van Tubergen komen tot de opmerkelijke conclusie dat opleiding als maat voor rationalisering weinig tot geen effect heeft op de kerkgang. Op individueel niveau blijkt weliswaar dat naarmate men meer jaren onderwijs heeft gevolgd, de kerkgang lager is, maar het effect is zwak. Dit is in overeenstemming met eerder onderzoek (Te Grotenhuis & Scheepers, 2001). Op landniveau vindt men echter ook een zwak negatief effect van het gemiddelde opleidingsniveau op kerkgang en na uitsluiting van een aantal landen is het zelfs niet meer statistisch significant. Deze bevinding staat in contrast met eerdere onderzoeken voor Europa (Aarts, Te Grotenhuis, Need & De Graaf, 2010) en Nederland (Te Grotenhuis & Scheepers, 2001) waar sterke effecten van het gemiddelde opleidingsniveau werden gevonden.

Ruiter en Van Tubergen toetsen de hypothesen over de invloed van inkomensongelijkheid en rationalisering door op één tijdstip individuen uit verschillende landen met elkaar te vergelijken. De toetsing wordt strenger door deze invloeden binnen landen over een aanzienlijke periode te onderzoeken. Dit artikel richt zich daarom op Nederland vanuit een longitudinaal perspectief. Daarbij wordt rationalisering en inkomensongelijkheid niet op land- maar op provincieniveau gemeten. Dit is belangrijk, omdat de ontkerkelijking niet in elke provincie op hetzelfde moment van start is gegaan. Zo weten we dat de ontkerkelijking in het zuiden van het land pas in de jaren zestig van de twintigste eeuw goed op gang kwam, terwijl dit bijvoorbeeld in Friesland al veel eerder had plaatsgevonden (Kruijt, 1933). Ook de inkomensongelijkheid en de rationalisering verschillen per provincie. Daardoor is het mogelijk de hypo-

thesen te toetsen aan de hand van contextuele data op provincieniveau in plaats van landelijke gegevens die noodzakelijkerwijs minder variatie kennen. Gezien de beschikbaarheid van vergelijkbare gegevens over de inkomensongelijkheid, is het mogelijk om het effect hiervan op ontkerkelijking in de provincies na te gaan voor de periode 1975-1995. Hoewel wat beperkt, is dit een interessant tijdsvak waarin het percentage ontkerkelijken steeg van naar schatting 43 naar 64 (Becker & De Hart, 2006), met ook nu grote verschillen tussen met name de zuidelijke provincies en de westelijke en noordelijke provincies. Vanwege het longitudinale karakter van onze studie richten we ons op het deel van de ontkerkelijken dat de kerk verlaten heeft, dus zij die op enig moment kerklid zijn geweest. De mensen die *nooit* kerklid zijn geweest laten we buiten beschouwing.

Onze onderzoeksvraag luidt als volgt: *in hoeverre is de kerkverlating die plaatsvond in de Nederlandse provincies tussen 1975 en 1995 te verklaren door afnemende inkomensongelijkheid en stijgende rationalisering?*

2. Theorieën en hypothesen

Ter verklaring van kerkverlating zijn vier theorieën populair die betrekking hebben op respectievelijk rationalisering, sociale integratie, economische zekerheid en marktwerking. De marktwerking, zoals verwoord in de religieuze markttheorie (Stark & Iannaccone, 1994), achten wij in deze studie niet van toepassing. Deze theorie stelt namelijk dat een lage religieuze participatie het gevolg is van het ontbreken van marktwerking waardoor de weinige aanbieders weinig adequaat inspelen op de religieuze behoeften van mensen. Het aantal religieuze aanbieders is echter relatief stabiel in Nederland tussen 1975-1995 en juist in Limburg en Noord-Brabant met voornamelijk maar één aanbieder, namelijk de Katholieke Kerk, is de kerkverlating relatief het laagst.

2.1 Rationalisering

Een veel gebruikte theorie om veranderingen in kerkelijkheid en religieuze overtuigingen te verklaren is de rationaliseringstheorie. Met deze theorie is allereerst het werk van Max Weber verbonden. Bekend is zijn beschrijving van een aanvankelijk uniek proces in de westerse wereld, waarin wetenschap, techniek, economie, maar ook religie en zelfs kunst steeds rationeler worden. In dit proces verschuift de nadruk in toenemende mate van traditie en gevoel naar effectiviteit/efficiëntie en de rede. Volgens Weber ([1920] 1972) heeft deze toenemende rationalisering geleid tot de onttovering van de wereld ('Entzauberung der Welt'). De opkomst van het protestantisme waarbij veel oude (katholieke) heilsmid-

delen werden verworpen is daar een goed voorbeeld van. Meer in het algemeen worden door rationalisering aloude ideologieën vervangen door ideologieën waarin goden, maar ook mensen een meer activistische rol spelen (Lenski, 1970; Moor, 2009). Door de sterke ontwikkeling van technologie, onderwijs en wetenschap is er ten slotte een seculier activistisch wereldbeeld ontstaan dat de cognitieve basis van religie sterk ondermijnt. Ruiter en Van Tubergen (2009) noemen dit de modernisering van ideologieën. De verwachting luidt dat naarmate er in een samenleving meer rationalisering heeft plaatsgevonden, de invloed van religie afneemt en de kans groter wordt dat men de kerk verlaat.

Een van de oorzaken van het ondermijnen van de cognitieve basis van religie wordt gezocht in het opleidingsniveau van het individu. Aangenomen wordt dat mensen die meer onderwijs hebben genoten, een meer seculier wereldbeeld hebben dan mensen met een minder hoge opleiding waardoor de kans op kerkverlating toeneemt. De hypothese die op basis hiervan kan worden geformuleerd, luidt: *hoe hoger het opleidingsniveau van een individu, des te groter is de kans om de kerk te verlaten* (H1).

Nu lijkt deze hypothese voor de longitudinale onderzoeksvraag niet relevant, maar als hypothese 1 opgaat, dan vormt dit (deels) een verklaring voor de kerkverlating over de tijd. In Nederland is het aantal hoog opgeleiden namelijk sterk toegenomen. Alleen al doordat er over de tijd steeds meer hoger opgeleiden zijn gekomen die een grotere kans hebben om de kerk te verlaten, zien we op landelijk niveau een toename van het percentage kerkverlaters. Een dergelijk effect wordt wel compositie-effect genoemd en staat geheel los van de mogelijkheid dat een omgeving waarin het opleidingsniveau hoog is, ook van invloed kan zijn op iemands besluit om de kerk te verlaten. De mogelijkheid van een dergelijk contextueel effect bespreken we later in deze paragraaf.

2.2 Sociale integratietheorie

Een andere verklaring voor het dalend aantal kerkleden is de cohesie- of sociale integratietheorie. Volgens Durkheim ([1897] 1967) zorgt de integratie binnen een groep ervoor dat mensen de normen van deze groep naleven. Zo zullen mensen die sterk zijn geïntegreerd in een religieuze gemeenschap streng de normen van deze groep naleven (Need & Graaf, 1996; Te Grotenhuis & Scheepers, 2001). In deze theorie wordt religieus gedrag gezien als een sociaal fenomeen, waarbij een individu is gesocialiseerd in een religieuze omgeving en (deels) wordt gecontroleerd door deze omgeving. De sociale netwerken zijn in de loop van de tijd echter minder sterk geworden en ook de sociale controle is afgenomen. Aangenomen wordt dat deze afname van sociale integratie ook religieuze gemeenschappen treft, waardoor de leden de normen minder

streng zijn gaan naleven. Ruiters en Van Tubergen (2009) noemen dit de rationalisering van sociale relaties. Een van de hypothesen die kan worden afgeleid uit de sociale-integratietheorie luidt dat individuen die niet religieus gesocialiseerd zijn een grote kans hebben om niet de kerk te bezoeken en/of geen kerklid te zijn.

Het is weinig verbazingwekkend dat onkerkelijke kinderen van wie de ouders ook onkerkelijk zijn, een te verwaarlozen kans hebben om zelf op latere leeftijd kerkelijk te worden of regelmatig de kerk te bezoeken (Schepens, 1991). Dit betekent dat men voorzichtig moet zijn met causale analyses: als men geen rekening houdt met religieuze socialisatie, dan is de hoogte van de effecten van andere factoren vertekend. Het is daarom voor ons onderzoek naar kerkverlating van belang de analyses te beperken tot de mensen die een religieuze socialisatie hebben gehad. Een praktische oplossing is om te selecteren op religieuze socialisatie door de ouders. De onderzoekspopulatie wordt daarmee beperkt tot individuen die zijn grootgebracht met een bepaald geloof: alleen zij kunnen immers op enig moment in hun leven besluiten om de kerk te verlaten. Daarmee is ook een eenvoudig antwoord te geven op de verklaringsvraag waarom veel Nederlanders (ongeveer 25 procent) nooit kerklid zijn geweest: dat komt vrijwel altijd doordat hun ouders geen kerklid (meer) zijn. Hieraan is een niet te onderschatten consequentie verbonden: de kans op herkerkelijking van de jeugd is eerder een wensdroom dan toekomstige realiteit.

De urbanisatiegraad van een gemeente kan ook een indicatie zijn voor de mate van sociale integratie. De sociale relaties in kleine gemeenten zijn in het algemeen sterk, zodat de sociale controle op het naleven van religieuze normen daar groter zal zijn dan in grote gemeenten (Ruiters & Van Tubergen, 2009). Daarnaast wordt door onder andere Wilson (1982) aangenomen dat religie haar functies verliest in sterk verstedelijkte en geïndustrialiseerde gebieden waarin sociale contacten oppervlakkiger zijn dan in kleine gemeenschappen. De hypothese die hieruit voortkomt luidt: *hoe hoger de urbanisatiegraad van de gemeente waarin men woont, des te groter is de kans om de kerk te verlaten* (H2).

Deze hypothese biedt mogelijk ook een verklaring voor de longitudinale ontwikkeling van kerkverlating: als mensen uit sterk urbane gemeenten inderdaad een grotere kans hebben om de kerk te verlaten, dan zal door toegenomen urbanisering het percentage kerkverlaters zijn gestegen.

2.3 Economische onzekerheidstheorie

Een derde mogelijkheid om kerkverlating te verklaren is de economische (on)zekerheidstheorie. Deze theorie is onder andere gebaseerd op

de bevinding van Inglehart (1970) dat de toegenomen welvaart in het Westen tot een vermindering van financiële, politieke en materiële onzekerheden heeft geleid. Wanneer er in een land economische zekerheid heerst, internaliseren jongeren sterker zogenaamde postmaterialistische waarden, waarin zelfontplooiing en persoonlijke vrijheid centraal staan. Deze waarden gaan niet goed samen met de traditionele religieuze geloofsovertuigingen. Vandaar dat door Norris en Inglehart (2004) wordt gesteld dat de toegenomen economische zekerheid voor meer kerkverlating zorgt, waarbij zij in het bijzonder kijken naar de sociaal-economische ongelijkheid. Het ligt voor de hand om te veronderstellen dat mensen met een relatief hoog inkomen minder sociaal-economische onzekerheden kennen dan mensen met een laag inkomen. Als de theorie over economische zekerheid hout snijdt, dan kunnen we verwachten dat: *hoe hoger het inkomen van iemand is, des te groter de kans is om de kerk te verlaten* (H3). Mocht deze hypothese bevestigd worden, dan biedt de stijging van het percentage mensen met een hoger inkomen mogelijk een (compositie)verklaring voor het toegenomen percentage kerkverlaters in Nederland.

2.4 Socialisering tijdens jeugd

Los van de hier gebruikte theorieën kan de vraag worden gesteld in hoeverre kerkverlating wordt veroorzaakt door de omstandigheden waarin mensen zijn opgegroeid of gesocialiseerd. Omdat we niet over veel gegevens beschikken ten tijde van het opgroeien van met name de oudere generaties en niets willen uitsluiten, toetsen we de socialisatiehypothese met behulp van het jaar waarin de respondenten zijn geboren. Wel weten we dat de welvaart en de mate van rationalisering vroeger op een lager peil lagen dan tegenwoordig. De hypothese luidt daarmee dat: *individueen die zijn opgegroeid in het begin van de vorige eeuw een kleinere kans hebben om op enig moment in hun leven de kerk te verlaten dan individuen uit jongere generaties* (H4). Als deze hypothese juist is, dan is hiermee mogelijk ook een deelverklaring voor de trend in kerkverlating gegeven. Als namelijk oudere generaties de kerk trouwer zijn dan de jongere generaties, dan zal door de langzame maar gestage demografische verschuiving in de generatieopbouw van de bevolking het percentage kerkverlaters over de tijd stijgen.

2.5 Rationalisering op contextueel niveau

Ruiter en Van Tubergen veronderstellen dat rationalisering gemeten op landniveau ook van invloed is op de religieuze participatie van individuen. De bijkomende veronderstelling is dat in een verder generationali-

seerde samenleving *alle* inwoners worden blootgesteld aan een seculier wereldbeeld en dat draagt vervolgens bij tot ondergraving van de cognitieve basis van religieuze overtuigingen. Op basis van deze veronderstellingen kan voor de inwoners van de provincies in Nederland de volgende verwachting over de contextuele invloed van rationalisering worden geformuleerd: *hoe sterker de rationalisering in een provincie tussen 1975 en 1995, des te groter is de kans dat de inwoners de kerk verlaten* (H5).

2.6 Inkomensongelijkheid op contextueel niveau

Net zoals bij rationalisering, kan de vraag worden gesteld of het effect van economische zekerheid behalve op individueel niveau ook aanwezig is op contextueel niveau. Uit de economische zekerheidstheorie is de verwachting af te leiden dat in landen met grotere inkomensongelijkheid alle inwoners meer financiële onzekerheden kennen dan in landen met kleinere ongelijkheid, met als gevolg meer kerkverlating. De aanname daarbij is dat in landen met grote inkomensongelijkheid ook relatief rijke inwoners onzekerheden kennen omdat er altijd het risico bestaat dat men (ver) terugvalt bij economische tegenslag. Uit het onderzoek van Ruiters en Van Tubergen blijkt inderdaad dat een grotere inkomensongelijkheid in een land samengaat met meer religieuze participatie van haar inwoners. Deze hypothese krijgt sterkere ondersteuning als deze ook opgaat binnen een land over de tijd. De hypothese die we daarom toetsen luidt: *hoe kleiner de inkomensongelijkheid in een provincie tussen 1975 en 1995, des te groter is de kans dat de inwoners de kerk verlaten* (H6).

3. Data en meetinstrumenten

De benodigde gegevens zijn ontleend aan het onderzoek Culturele Veranderingen in Nederland uitgevoerd door het Sociaal en Cultureel planbureau, waarin de Nederlandssprekende bevolking van 16 jaar en ouder gevraagd wordt naar hun mening over culturele verschijnselen. Het onderzoek is gebaseerd op enquêtevragen uit een aantal onderzoeken die vóór 1975 is gehouden en wordt in principe jaarlijks, maar soms ook tweejaarlijks herhaald. Doordat veel vragen hetzelfde zijn gebleven door de jaren heen, biedt dit onderzoek een goede gelegenheid om culturele veranderingen te meten. De personen in het onderzoek zijn middels een adressensteekproef aselekt uit een postcodebestand gekozen. Onder hen is een mondelinge, en na 1988 ook een schriftelijke, vragenlijst afgenomen. De steekproefomvang ligt steeds rond de 2000 respondenten en voor ons onderzoek maakten we gebruik van voldoende representatieve steekproeven uit de jaren 1975, 1979, 1980, 1981, 1983, 1985, 1986, 1987, 1991, 1992, 1993, 1994 en 1995. De steekproeven getrokken na 1995 vie-

len af, omdat de Gini-coëfficiënt zoals berekend door het CBS slechts vergelijkbaar is in de periode 1975-1995. De totale omvang van het bestand na selectie bedroeg ruim 18.000 individuen. Om de zes hypothesen te toetsen zijn verschillende variabelen geselecteerd. De operationalisering hiervan is in onderstaande subparagrafen beschreven. Een tabel met beschrijvende maten van deze variabelen is te vinden aan het eind van deze paragraaf.

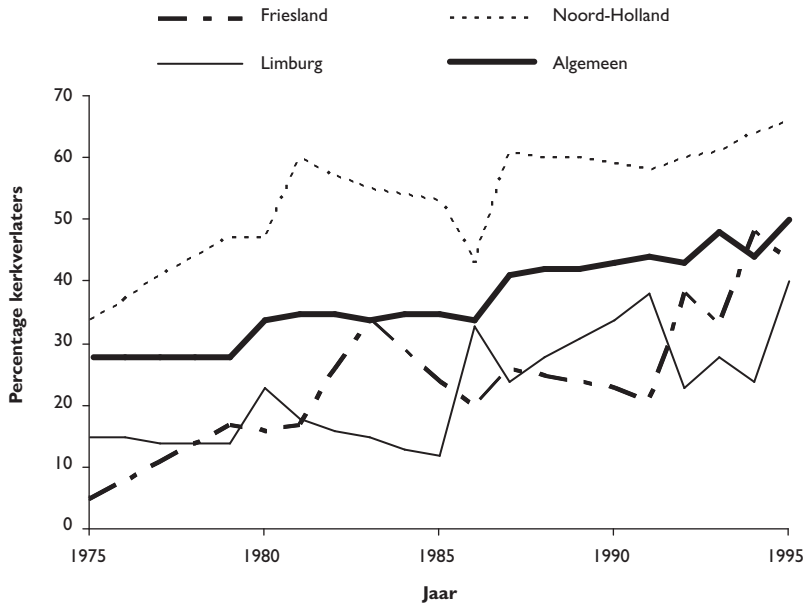
3.1 *Afhankelijke variabele*

3.1.1 Kerkverlating

Om te bepalen of iemand de kerk verlaten heeft, dat wil zeggen zich niet langer beschouwt als kerklid, wordt gebruikgemaakt van twee variabelen. Ten eerste is de respondenten gevraagd met welk geloof zij werden grootgebracht. De respondenten die niet gelovig zijn opgevoed (ongeveer 25 procent van het totaal aantal respondenten) sluiten we uit van de analyses. Daardoor blijven de respondenten ($n = 18.236$) over die vrijwel zeker in hun vroege jeugd kerklid zijn geweest. Dit betekent dat we alleen de respondenten analyseren die kans lopen om gedurende hun leven de kerk te verlaten. We komen in de vierde paragraaf terug op de vraag wat er gebeurt als men deze selectie achterwege laat. Na de selectie is met een tweetrapsvraag achterhaald wie kerklid is op het moment van interview (vraag 1: Beschouwt u zichzelf als kerklid?, vraag 2: Zo ja, welke kerk is dat?). Deze manier van vragen levert sinds 1970 een lager percentage kerkleden op dan de ééntrapsvraag (onder andere gehanteerd door het Centraal Bureau voor de Statistiek) waarin direct wordt gevraagd naar het kerklidmaatschap (Becker & De Hart, 2006; Eisinga & Felling, 1990). Dit komt waarschijnlijk doordat individuen die weliswaar ingeschreven staan in de kerkelijke registers maar niet naar de kerk gaan, de neiging hebben om zich als kerklid te identificeren als men de ééntrapsvraag gebruikt.

In figuur 1 is de algemene trend in kerkverlating afgebeeld en de trend in kerkverlating voor de provincies Noord-Holland, Limburg en Friesland. Gemiddeld genomen is het aandeel kerkverlaters vrij lineair toegenomen met ongeveer 20 procentpunten in de onderzoeksperiode. Om te illustreren dat er variatie tussen de provincies bestaat, zijn de trends in Noord-Holland en Limburg afgebeeld. Beide trends verschillen niet zozeer in stijgingsgraad maar meer in de aanvangswaarde: Noord-Holland is exemplarisch voor een (historisch) hoge mate van kerkverlating, terwijl Limburg een voorbeeld is van een provincie met relatief de minste kerkverlating. We hebben ook de trend in Friesland opgenomen, omdat de trend afwijkt van alle andere provincies. De kerkverlating is

Figuur 1 Het percentage kerkverlaters voor alle provincies samen en voor Friesland, Noord-Holland en Limburg in de periode 1975-1995



in 1975 met 5 procent namelijk opvallend laag om vervolgens sterk te stijgen. Dit wil uiteraard niet zeggen dat er geen onkerkelijkheid was in de jaren zeventig: in 1975 was ongeveer 34 procent van de Friezen geen kerklid en dat lag iets onder het landelijk gemiddelde (ongeveer 43%). Het verschil in relatief hoge onkerkelijkheid en lage kerkverlating komt door de selectie op religieuze opvoeding: in Friesland waren in 1975 de meeste mensen geen kerklid, omdat hun ouders hen niet religieus hebben opgevoed, terwijl religieus opgevoede Friezen de kerk toen vrijwel niet verlieten.

3.2 Onafhankelijke variabelen: individuele kenmerken

3.2.1 Opleidingsniveau

Om het opleidingsniveau van respondenten vast te stellen is de volgende vraag gesteld: 'Wat is uw hoogst voltooide opleiding?' De antwoordcategorieën waaruit respondenten konden kiezen waren: lagere school, lbo, mavo, mavo plus een vakopleiding, havo/vwo, havo/vwo plus een vakopleiding en hbo/universiteit. Omdat deze variabele strikt genomen ten hoogste ordinaal is, wordt elke categorie als aparte variabele in dit onderzoek gebruikt. Uit eerste analyses bleek dat het onderscheid tussen mavo en mavo + vakopleiding en tussen havo/vwo met en zonder vakopleiding

voor kerkverlating irrelevant is, vandaar dat we om redenen van zuinigheid het opleidingsniveau meten met vijf categorieën: lagere school, lbo, mavo en eventueel vakopleiding, havo/vwo en eventueel vakopleiding en tot slot hbo/universiteit.

3.2.2 Inkomen

Het inkomen van respondenten is vastgesteld aan de hand van de vraag: *‘Wat is het bruto inkomen [toen nog in guldens] van het huishouden waartoe u behoort?’*. Vervolgens zijn de respondenten door het SCP ingedeeld in een van de elf categorieën met de volgende bruto jaarinkomens (omgezet naar euro’s): <5.500 euro, 5.500-8.000, 8.000-11.000, 11.000-13.500, 13.500-18.000, 18.000-22.500, 22.500-27.500, 27.500-36.500, 36.500-45.000, 45.000-56.000 en >56.000 euro. Vanwege de ongelijke intervallen zijn alle categorieën als aparte variabelen behandeld. Er is echter ook een relatief groot aantal respondenten dat geen geldige score heeft op deze variabele (19,6 procent van totaal). De ontbrekende scores zijn vervangen door een schatting op basis van een lineair regressiemodel met opleiding, provincie, geboortjaar, jaar van interview, geslacht en urbanisatiegraad als voorspellende variabelen voor inkomen (de verklaarde variantie van het model is 35 procent). Om de standaardafwijking van de oorspronkelijke variabele te behouden, is aan deze schatting op basis van toeval een getal toegevoegd uit een normale verdeling (gemiddelde = 0 en standaardafwijking = 2). Vervolgens zijn deze schattingen ingedeeld in de dichtstbijzijnde inkomenscategorie. Dit leverde een variabele op met dezelfde standaardafwijking als de oorspronkelijke variabele maar met een iets hoger gemiddelde. Dit betekent dat de respondenten die geen antwoord wilden geven op de inkomensvraag waarschijnlijk tot de hogere inkomensklassen behoren.

Tot slot merken we op dat we moeten uitgaan van de aanname dat het opgegeven inkomen ook gold op het moment dat het individu zichzelf niet langer als kerklid beschouwde (dat moment ligt doorgaans ergens tussen het 15e en 35e levensjaar (Need & De Graaf, 1996; Te Grotenhuis & Scheepers, 2001)). De kans is daarom aanwezig dat het effect van inkomen overschat wordt in bivariate analyses doordat een aantal mensen de kerk verliet voordat het huidige inkomen bereikt was. Door te controleren voor opleidingsniveau is dit probleem minder groot.²

3.2.3 Urbanisatiegraad

De urbanisatiegraad van de gemeente waarin de respondent woont, is bepaald door middel van het aantal inwoners in die gemeente. Deze variabele bestaat uit 7 categorieën: <5.000 inwoners, 5.000-10.000, 10.000-

20.000, 20.000-50.000 50.000-100.000, 100.000-400.000 en >400.000 inwoners. Vanwege het ordinale karakter van deze variabele wordt ook hier elke categorie als een zelfstandige variabele behandeld in de analyses. We zijn net zoals bij het inkomen van de aanneme uitgegaan dat de huidige urbanisatiegraad ook gold op het moment dat het individu zichzelf niet langer als kerklid beschouwde. De huidige woonplaats is daarmee niet de beste meting van urbanisatiegraad ten tijde van kerkverlating. Het is echter de vraag of het probleem groot is: voor een overschatting van het verwachte effect moeten we er namelijk vanuit gaan dat mensen die de kerk verlieten op dat moment in weinig urbane gebieden woonden. Hoewel dit niet valt uit te sluiten gezien de relatieve jonge leeftijd waarop mensen de kerk verlaten, is het wel weinig voor de hand liggend.

3.3 Onafhankelijke variabelen: contextkenmerken

3.3.1 Rationalisering

De mate van rationalisering in de provincies is voor elk jaar tussen 1974 en 1994 gemeten aan de hand van het gemiddelde opleidingsniveau van de nieuwkomers op de arbeidsmarkt. Telkens zijn de contextuele omstandigheden uit het voorgaande jaar gekoppeld aan de desbetreffende steekproefgegevens. Dit lijkt ons vanuit het causale perspectief dat rationalisering (en ook inkomensongelijkheid) voorafgaat aan kerkverlating een verdedigbare keuze.

Als basisgegevens voor het gemiddeld opleidingsniveau hebben we gebruikgemaakt van de Standaard Onderwijsindeling (S.O.I) van het Centraal Bureau van de Statistiek. Door de wat wisselende definities door de tijd heen hebben we gekozen voor vijf categorieën: 1) lagere school 2) mavo en lbo 3) havo, mbo en vwo 4) hbo 5) wo. Op basis van deze niveaus is bij benadering vast te stellen wanneer een individu de arbeidsmarkt betreedt. Zo zal iemand die is geboren in 1967 met vwo als hoogst behaalde opleidingsniveau, gemiddeld genomen rond 1985 de arbeidsmarkt hebben betreden (berekening: $1967 + 6$ (intrede in onderwijs) + 12 (aantal onderwijsjaren lo + vwo)). Op deze manier is voor elk jaar en voor elke provincie het gemiddelde opleidingsniveau bepaald van de op dat moment instromende mensen. Om betrouwbare schattingen te krijgen, hebben we gebruikgemaakt van zeer omvangrijke bestanden, namelijk de arbeidskrachtentellingen (AKT) uit 1977 en 1985 en de Enquête Beroepsbevolking (EBB) uit 1992 en 1996. De resulterende variabele bevat geen missende waarden.

Opgemerkt moet worden dat we opleiding hier opvatten als een intervalvariabele, zodat we een gemiddelde kunnen berekenen. Een alternatief zou wellicht kunnen zijn om het gemiddeld aantal onder-

wijsjaren te nemen. Hier doet zich echter het grotere probleem voor dat bijvoorbeeld respondenten met mbo of vwo ongeveer hetzelfde aantal onderwijsjaren hebben gevolgd, maar dat er toch een wezenlijk verschil in opleidingsniveau is en dat is een cruciaal punt in de toetsing van de rationaliseringshypothese.

Het gemiddelde opleidingsniveau steeg tussen 1974 en 1994 vrij lineair (de Pearson correlatiecoëfficiënt bedraagt 0,76 tussen het jaar van interview en het gemiddelde opleidingsniveau op provincieniveau), hoewel er per provincie duidelijke verschillen zijn (details opvraagbaar bij de eerste auteur). We gaan ervan uit dat de kans om de kerk te verlaten in een bepaald jaar in een bepaalde provincie voor een deel wordt bepaald door de omstandigheden in de provincie van een jaar eerder. Daarbij geldt uiteraard de aanname dat de respondenten ook in dat jaar in die provincie woonden.

3.3.2 Inkomensongelijkheid

De Gini-coëfficiënt is een van de algemeen aanvaarde maten voor economische ongelijkheid. Het drukt in één getal uit hoe het totale inkomen is verdeeld over het totaal aantal verdieners (hier huishoudens). Als de Gini-coëfficiënt 0 is, dan is het aandeel van elk huishouden in het totale inkomen gelijk: iedereen verdient evenveel. Naarmate de coëfficiënt meer opschuift naar 1, is het aandeel van een steeds kleiner groepje huishoudens groter in het totale inkomen. Als de Gini-coëfficiënt de waarde 1 zou bereiken, dan is één huishouden verantwoordelijk voor het totale inkomen. De waarde van de Gini-coëfficiënt voor elke provincie is afkomstig uit longitudinale gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS, 2011). In deze reeks is voor elke provincie van een groot aantal gemeenten de Gini-coëfficiënt bekend voor de jaren 1974, 1976, 1978, 1984, 1989 en 1994. Om een algemene maat te krijgen voor de economische onzekerheid in de provincie is met deze gegevens voor elk jaar de Gini-coëfficiënt berekend, gewogen naar het aantal inwoners per gemeente. De variabele is van ratio meetniveau, schattingen voor de tussenliggende jaren werden verkregen door lineaire interpolatie. De trends per provincie volgen vrij nauwkeurig de algemene trend in Nederland: afnemende ongelijkheid tussen 1974 en 1984, een stijging tot 1990 en vervolgens stabilisering tot 1994 (details op te vragen via eerste auteur).

Ook wat betreft de inkomensongelijkheid geldt de aanname dat de respondenten in het jaar voorafgaande aan het jaar van interview in de provincie woonden waaruit de meting afkomstig is.

Ter afsluiting van deze paragraaf zijn belangrijke statistische maten voor de beschrijving van alle variabelen opgenomen in tabel 1.

Tabel 1 Beschrijvende statistieken

	Aantal ^a	Min.	Max.	Gemiddelde	Standaardafwijking
<i>Afhankelijke variabele:</i>					
Kerkverlater (0 = nee, 1 = ja)	18236	0	1	0,38 ^b	
<i>Onafhankelijke variabelen:</i>					
Opleiding	18236				
Lagere school	2890	0	1	0,14	
Lbo	5519	0	1	0,28	
Mavo	5751	0	1	0,29	
Havo en vwo	3910	0	1	0,20	
Hbo en wo	1652	0	1	0,09	
<i>Inkomen (met imputatie voor ontbrekende antwoorden)</i>					
<5.500 Euro	1213	0	1	0,07	
5.500-8.000	1711	0	1	0,09	
8.000-11.000	1905	0	1	0,10	
11.000-13.500	2086	0	1	0,11	
13.500-18.000	2945	0	1	0,16	
18.000-22.500	2725	0	1	0,15	
22.500-27.500	2264	0	1	0,12	
27.500-36.500	1357	0	1	0,07	
36.500-45.000	1159	0	1	0,06	
45.000-56.000	475	0	1	0,03	
>56.000 Euro	396	0	1	0,02	
<i>Urbanisatiegraad</i>					
<5.000 inwoners	677	0	1	0,04	
5.000-10.000	1810	0	1	0,10	
10.001-20.000	3655	0	1	0,20	
20.001-50.000	4653	0	1	0,26	
50.001-100.000	2711	0	1	0,15	
100.001-400.000	2763	0	1	0,15	
>400.000	1967	0	1	0,11	
Geboortejaar	18236	1901	1977	1943,09	16,82
Gemiddelde opleidingsniveau per jaar per provincie	143	2,63	3,51	3,01	0,19
Gini-coëfficiënt per jaar per provincie	143	0,28	0,31	0,30	0,01

a De aantallen voor kerkverlaters, opleiding, inkomen, urbanisatiegraad en geboortejaar zijn gebaseerd op steekproeven exclusief respondenten die niet religieus zijn opgevoed. Verder zijn mensen met ongeldige of ontbrekende gegevens uitgesloten behalve bij inkomen waar imputatie plaatsvond.

b Voor alle variabelen met 0 als minimum en 1 als maximum is het gemiddelde gelijk aan het percentage in de steekproef

Bron: Sociaal en Cultureel Planbureau, 1975, 1979, 1980, 1981, 1983, 1985, 1986, 1987, 1991, 1992, 1993, 1994 en 1995.

4. Analyses

408

Als een eerste toetsing van onze hypothesen, presenteren we eerst de uitkomsten van bivariate logistische regressie-analyses. We vermelden de zogenaamde logit-parameter en het geschatte percentage kerkverlaters voor de individuele variabelen opleiding, inkomen, urbanisatiegraad en geboortjaar (zie tabel 2). Voor de contextuele variabelen die rationalisering en inkomensnivellering meten, dat wil zeggen het gemiddelde opleidingsniveau en de Gini-coëfficiënt, vermelden we in tabel 2 de logit-parameter en de geschatte verandering in het percentage kerkverlaters. In deze analyses is rekening gehouden met het feit dat het hier om 143 waarnemingen gaat (11 provincies in 13 jaren).³ Tot slot zijn de geobserveerde en geschatte percentages kerkverlaters afgebeeld in figuur 2 en 3.

4.1 Bivariate uitkomsten

Uit tabel 2 blijkt dat respondenten die alleen de lagere school hebben gevolgd een logit-parameter hebben van -1,08. Omgerekend naar percentages betekent dat onder hen 75 procent kerklid is en 25 procent kerkverlater. Naarmate de opleiding hoger is, wordt de parameter minder negatief (-1,08 + de positieve parameter). Dit betekent dat ten opzichte van de mensen met ten hoogste lagere school, onder respondenten met een hogere opleiding naar verhouding meer kerkverlaters voorkomen. Dit is ook te zien aan het geschatte percentage kerkverlaters dat graduueel toeneemt van 25 (lagere school) naar 34 (lbo), 38 (mavo), 46 (havo-vwo) en 56 (hbo-wo). Deze uitkomsten bevestigen onze eerste hypothese dat de kans op kerkverlating hoger is, naarmate men een hogere opleiding heeft gevolgd.

Respondenten die wonen in gemeentes met minder dan 5000 inwoners hebben gemiddeld genomen het minst vaak de kerk verlaten: van elke 100 inwoners zijn dat er 24. Met uitzondering van de direct daarop volgende categorie (5000-10.000 inwoners), geldt dat in meer urbane gemeentes het percentage kerkverlaters significant hoger ligt. Zo heeft van de respondenten die woonachtig zijn in de grote steden gemiddeld 57 procent de kerk verlaten. Deze duidelijke cijfers bevestigen onze tweede hypothese dat naarmate de urbanisering hoger is, de kans op kerkverlating groter is.

Wat betreft inkomen zijn de resultaten veel minder eenduidig. Voor respondenten die in de laagste inkomenscategorie (<5.500 euro) vallen, geldt een logit-parameter van -0,52 (= 37 procent kerkverlaters). Voor de respondenten in daaropvolgende inkomensklassen vinden we weinig aanwijzingen dat een hoger inkomen tot een grotere kans op kerkverlating leidt: alleen in de vier hoogste categorieën zijn er naar verhouding significant meer kerkverlaters (43 procent of meer). Omdat er ook nog

Tabel 2 Bivariate analyses met logistische regressie-modellen met kerkverlating als afhankelijke variabele en opleiding, inkomen, urbanisatiegraad (n = 18236), gemiddeld opleidingsniveau en Gini-coëfficiënt (n = 143) als predictoren

	logit-parameter	Standaardfout	p-waarde ^b	geschat percentage kerkverlatingers ^c
<i>Individuele kenmerken:</i>				
Opleiding				
Lagere school (referentie) ^a	-1,08	0,05	<0,01	25
Lbo	0,39	0,05	<0,01	34
Mavo	0,60	0,05	<0,01	38
Havo en vwo	0,90	0,06	<0,01	46
Hbo en wo	1,33	0,07	<0,01	56
Inkomen				
<5.500 euro (referentie)	-0,52	0,06	<0,01	37
5.500 - 8.000	-0,14 n	0,08	0,09	34
8.000 - 11.000	-0,11 ns	0,08	0,14	35
11.000 - 13.500	-0,19	0,08	0,01	33
13.500 - 18.000	-0,03 ns	0,07	0,68	37
18.000 - 22.500	0,08 ns	0,07	0,26	39
22.500 - 27.500	0,00 ns	0,07	0,97	37
27.500 - 36.500	0,24	0,08	<0,01	43
36.500 - 45.000	0,36	0,08	<0,01	46
45.000 - 56.000	0,55	0,11	<0,01	51
> 56.000 euro	0,59	0,12	<0,01	52
Urbanisatiegraad				
<5000 (referentie)	-1,13	0,09	<0,01	24
5000-10.000	0,14 ns	0,10	0,19	27
10.000-20.000	0,25	0,10	<0,01	29
20.000-50.000	0,50	0,09	<0,01	35
50.000-100.000	0,84	0,10	<0,01	43
100.000-400.000	1,06	0,10	<0,01	48
>400.000	1,42	0,10	<0,01	57
Geboortejaar	0,03	0,001	<0,01	± 0,6% per jaar
<i>Contextuele kenmerken:</i> (geschat met multi-level model)				
Gemiddelde opleidingsniveau per jaar per provincie (n = 143)	2,05	0,20	<0,01	± 4% per 0,1 eenheid, zie figuur 2
Gini-coëfficiënt per jaar per provincie (n = 143)	36,34	5,76	<0,01	± 8% per 0,01 eenheid, zie figuur 3

a Voor elke referentie (intercept) is de logit-parameter vermeld, voor de overige categorieën is de afwijking ten opzichte van deze parameter vermeld

b Vermeld is dubbelzijdige p-waarde gebaseerd op t-waarde (logit-parameter / standaardfout)

c Voor de variabelen opleiding, inkomen, urbanisatiegraad en geboortejaar geldt dat de geschatte percentages gelijk zijn aan de geobserveerde percentages in de steekproef omdat we een variabele gebruiken voor elke categorie ns = niet significant bij $\alpha = 0,05$ dubbelzijdig n = niet significant bij $\alpha = 0,05$ dubbelzijdig maar significant bij $\alpha = 0,05$ enkelzijdig

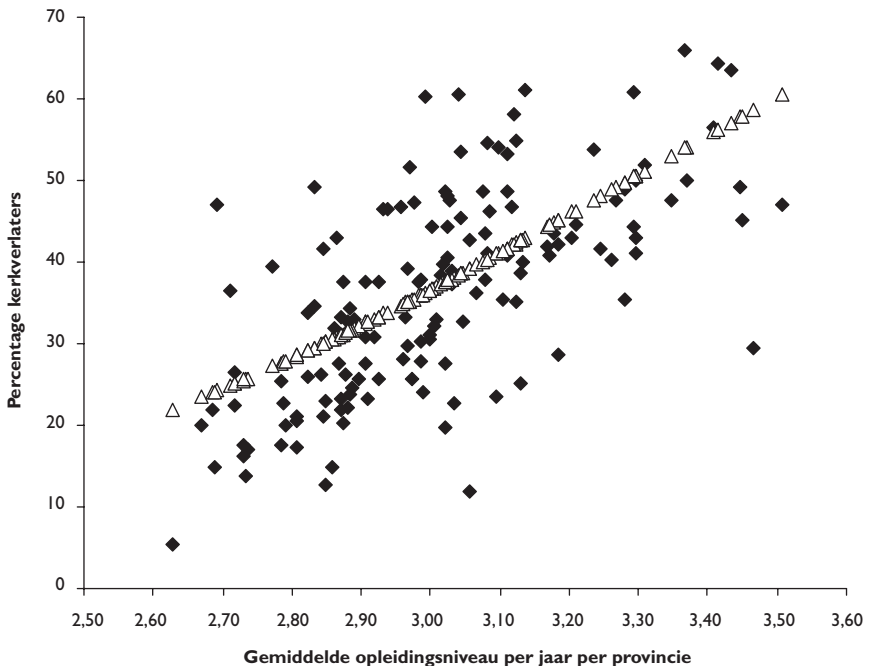
eens de mogelijkheid bestaat dat dit inkomenseffect wordt overschat, vindt de inkomenshypothese (H3) weinig steun. Een strengere toets volgt in de multivariate analyses.

410

Voor de toetsing van de socialisatie-hypothese (H4) is het jaar van geboorte opgenomen. De logitparameter bedraagt 0,03, wat inhoudt dat de kans op kerkverlating groter is naarmate een respondent uit een jonger cohort afkomstig is. Omdat de stijging van het percentage kerkverlaters tussen het eerste geboortjaar (1904) en het laatste geboortjaar (1977) vrijwel lineair verloopt (zowel in de log-lineaire modellen als in het spreidingsdiagram met de waargenomen percentages), is de percentuele stijging berekend. [noot 4] Deze stijging is 0,6% per jaar, wat betekent dat het percentageverschil kerkverlaters tussen het oudste cohort en het jongste cohort 44 is. Hiermee wordt onze hypothese over het socialisatie-effect bevestigd.

Voor beide contextuele kenmerken vinden we positieve logitparameters. Dit betekent dat naarmate het gemiddelde opleidingsniveau en de Gini-coëfficiënt stijgen in een provincie, het percentage kerkverlaters toeneemt. Dit is ook te zien in de figuren 2 en 3 waar deze contextuele kenmerken zijn afgezet tegen het percentage kerkverlaters.

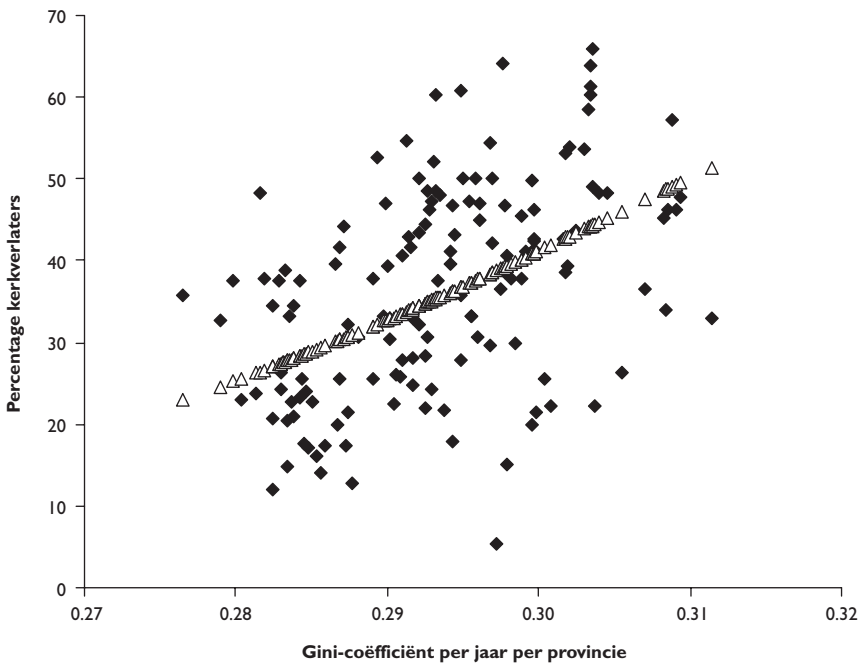
Figuur 2 De bivariate samenhang tussen het percentage kerkverlaters en het gemiddelde opleidingsniveau op provincie-jaarniveau, n = 143, \blacklozen = geobserveerde percentage, Δ = geschatte percentage op basis van logistisch regressie-model (tabel 2)



In beide figuren is de tendens zichtbaar dat de geobserveerde percentages kerkverlaters toenemen, naarmate het gemiddelde opleidingsniveau en de Gini-coëfficiënt toenemen. Deze tendens is goed weer te geven met een logistische curve (hoewel een lineaire trend een hele goede benadering is, zie noot 4). Voor figuur 2 geldt grofweg dat een toename van het gemiddeld opleidingsniveau van minimum naar maximum gepaard gaat met een stijging van het percentage kerkverlaters van 20 naar 60 procent. In figuur 3 is te zien dat een toename van de inkomensongelijkheid van minimum naar maximum een iets minder sterke stijging teweegbrengt: van 20 naar 50 procent. Verder valt op dat de puntenwolk in figuur 3 meer diffuus is dan in figuur 2. Dit blijkt ook uit de verklaarde variantie uitgaande van de Pearson correlatiecoëfficiënt: in figuur 2 wordt 43 procent verklaard van variatie in de puntenwolk, in figuur 3 wordt 21 procent verklaard. Hieruit leiden we af dat het gemiddelde opleidingsniveau beter de kerkverlating in Nederland kan verklaren dan de maat voor inkomensongelijkheid.

Onderstaande resultaten ondersteunen onze hypothese (H5) dat een hoger gemiddeld opleidingsniveau kerkverlating bevordert, maar het ontkracht de verwachting dat meer inkomensnivellering leidt tot meer kerkverlating (H6).

Figuur 3 De bivariate samenhang tussen het percentage kerkverlaters en de Gini-coëfficiënt op provincie-jaarniveau, $n = 143$, \blacklozen = geobserveerde percentage, \triangle = geschatte percentage op basis van logistisch regressie-model (tabel 2)



Tabel 3 *Multivariate analyses met hiërarchische logistische regressie-modellen met kerkverlating als afhankelijke variabele en opleiding, inkomen, urbanisatiegraad, gemiddeld opleidingsniveau en Gini-coëfficiënt als predictoren, N1 = 18236, N2 = 143*

	Model I: Alleen individuele variabelen		Model II: + context kenmer- ken		Model III: + controle voor verschillen provincie	
	logit- parameter	p- waarde ^b	logit- parameter	p- waarde	logit- parameter	p- waarde
	Intercept	-1,24	<0,01	-1,11	<0,01	-0,70
Opleiding						
Lagere school (referentie) ^a	-		-		-	
Lbo	0,05 ns	0,42	0,06 ns	0,36	0,05 ns	0,44
Mavo	0,10 ns	0,11	0,11 n	0,08	0,09 ns	0,13
Havo en vwo	0,30	<0,01	0,31	<0,01	0,29	<0,01
Hbo en wo	0,50	<0,01	0,51	<0,01	0,48	<0,01
Urbanisatiegraad						
<5000 (referentie)	-		-		-	
5000-10.000	0,03 ns	0,86	0,01 ns	0,96	0,01 ns	0,90
10.000-20.000	0,11 ns	0,30	0,07 ns	0,48	0,09 ns	0,37
20.000-50.000	0,36	<0,01	0,33	<0,01	0,36	<0,01
50.000-100.000	0,66	<0,01	0,62	<0,01	0,65	<0,01
100.000-400.000	0,86	<0,01	0,82	<0,01	0,84	<0,01
>400.000	1,14	<0,01	1,10	<0,01	1,10	<0,01
Inkomen						
<5.500 euro (referentie)	-		-		-	
5.500 - 8.000	0,19	0,03	0,17	0,05	0,17	0,04
8.000 - 11.000	0,13 ns	0,11	0,12 ns	0,18	0,12 ns	0,14
11.000 - 13.500	0,00 ns	0,98	-0,03 ns	0,64	-0,02 ns	0,84
13.500 - 18.000	0,03 ns	0,70	0,00 ns	0,99	0,01 ns	0,88
18.000 - 22.500	0,04 ns	0,62	0,00 ns	0,94	0,02 ns	0,82
22.500 - 27.500	-0,09 ns	0,30	-0,14 ns	0,11	-0,11 ns	0,18
27.500 - 36.500	0,09 ns	0,34	0,02 ns	0,86	0,05 ns	0,58
36.500 - 45.000	0,13 ns	0,18	0,05 ns	0,30	0,09 ns	0,34
45.000 - 56.000	0,21 n	0,09	0,11 ns	0,36	0,16 ns	0,18
> 56.000 euro	0,14 ns	0,28	0,04 ns	0,64	0,09 ns	0,48
Geboortjaar ^c						
	0,03	<0,01	0,03	<0,01	0,03	<0,01
Gemiddelde opleidingsniveau per jaar per provincie						
			1,06	<0,01	0,72	<0,01
Gini-coëfficiënt per jaar per provincie						
			12,91	0,01	5,68 ns	0,22
Variantie op provincie-jaarniveau						
	0,17	<0,01	0,10	<0,01	0,04	<0,01

a Voor de categorieën van opleiding, urbanisatiegraad en inkomen is de vermelde logit-parameter de afwijking ten opzichte van de referentie-categorie

b Vermeld is de dubbelzijdige p-waarde gebaseerd op t-waarde (logit-parameter / standaardfout)

c De variabelen geboortjaar, gemiddeld opleidingsniveau en Gini-coëfficiënt zijn gecentreerd op het landelijke gemiddelde ns = niet significant bij $\alpha = 0,05$ dubbelzijdig n = niet significant bij $\alpha = 0,05$ dubbelzijdig maar significant bij $\alpha = 0,05$ enkelzijdig

4.2 Multivariate uitkomsten

De vorige analyses waren op biviaat niveau. Het bezwaar daartegen is dat er geen rekening wordt gehouden met de correlaties tussen de variabelen onderling die mogelijk het bivariate effect kunnen verklaren. Zo bestaat er uiteraard een positieve samenhang tussen opleiding en inkomen en omdat opleiding doorgaans in de tijd voorafgaat aan inkomen, is het gevonden (geringe) inkomenseffect mogelijk (deels) een schijneffect. Verder zijn de individuen geclusterd in een steekproef en in een provincie, zodat de bivariate individuele effecten mogelijk vertekend zijn. Het is daarom beter om een multivariate analyse uit te voeren met alle variabelen waarbij we rekening houden met deze clustering. We gebruiken hiervoor hiërarchische multivariate logistische regressiemodellen (Snijders & Bosker, 1999) met individuen als analyse-eenheid op het eerste niveau terwijl de combinatie provincie-jaar de analyse-eenheid is op het tweede niveau. De schattingen zijn verkregen met het programma MLwiN (Goldstein, 1995) met als schattingsalgoritme tweede orde PQL.

Het eerste model is een zogenaamd nulmodel met alleen de varianties op individueel en provincie-jaar niveau. In dit model blijkt de variantie op provincie-jaar niveau 0,29 ($p < 0,01$). Dit geeft aan dat het percentage kerkverlaters verschilt per combinatie van de provincie waarin men woont en het jaar waarin het interview plaatsvond, zoals ook al was te zien in figuur 1. Additionele analyses laten zien dat jaar en provincie een vrijwel even grote bijdrage leveren. De individuele variabelen opleiding, inkomen, urbanisatiegraad, geboortjaar en de contextuele variabelen gemiddeld opleidingsniveau en Gini-coëfficiënt bieden mogelijk een verklaring voor deze contextuele variatie. Omdat de verklarende variabelen onderling samenhangen, is het nulmodel eerst uitgebreid met alle individuele variabelen samen (model 1), vervolgens zijn de twee contextuele kenmerken toegevoegd in model 2. Tot slot controleren we in model 3 voor alle mogelijke verschillen op provincieniveau door voor de provincies dummy-variabelen op te nemen. De uitkomsten van deze analyses staan vermeld in tabel 3.

In model 1 zijn opleiding, inkomen, urbanisatiegraad en geboortjaar toegevoegd. Opnieuw blijkt dat als de opleiding hoger is, de kans op kerkverlating groter is. Ook geldt dat naarmate er meer mensen in een gemeente wonen, de kans op kerkverlating voor deze mensen groter is. Dit effect treedt op bij gemeenten met meer dan 20.000 inwoners. Het effect van inkomen is niet vergelijkbaar met het bivariate effect: afgezien van de inkomensklasse 5.500-8.000 en klasse 45.000-56.000 (alleen bij $\alpha = 5\%$ enkelzijdig) zijn er in alle andere categorieën niet significant *meer* kerkverlaters dan in de klasse met minder dan 5.500 euro en dat strookt niet met onze hypothese. Verdere analyse (niet in tabel 3 vermeld) toonde aan dat het verdwijnen van het inkomenseffect veroor-

zaakt wordt door opname van opleiding. Tot slot vinden we opnieuw bevestiging voor de socialisatie-hypothese: de kans op kerkverlating is groter naarmate respondenten uit een jonger cohort afkomstig zijn.

Verder blijkt dat door toevoeging van opleidingsniveau, inkomen, urbanisatiegraad en geboortjaar, de variantie op provincie-jaarniveau daalt naar 0,17. Daarmee is 42 procent van de oorspronkelijke variatie (0,29) verklaard. Nadere analyses toonden aan dat dit hoofdzakelijk op rekening komt van urbanisatiegraad en geboortjaar. Dit is goed verklaarbaar: urbanisatiegraad en geboortjaar hebben een behoorlijk effect op kerkverlating terwijl de verstedelijking en de instroom van jongere, seculiere, cohorten ten koste van oudere, kerkelijke cohorten toenam in Nederland tussen 1975 en 1995.

In model 2 zijn het gemiddelde opleidingsniveau en de Gini-coëfficiënt toegevoegd. Samen verklaren zij 41 procent van de resterende variatie. Het grootste aandeel daarin heeft het gemiddelde opleidingsniveau. De effecten van beide variabelen zijn opnieuw positief en vormen daarmee een ondersteuning voor de vijfde hypothese en opnieuw een verwerping van de zesde hypothese. Aangezien dit laatste een verrassende uitkomst is, is model 3 opgesteld met daarin tevens de provincies als verklaring. Men zou namelijk op model 2 de kritiek kunnen hebben dat hier deels tussen provincies wordt vergeleken. Met de opname van de provincies als dummy-variabelen wordt de door provincie veroorzaakte variantie weggenomen. Het resultaat is dat alle variabelen vrijwel hetzelfde effect behouden, behalve het effect van de inkomensongelijkheid; dat wordt aanmerkelijk zwakker en is niet langer significant. Dit betekent dat we over de tijd geen effect van de Gini-coëfficiënt vinden als we rekening houden met de verschillen in kerkverlating tussen de provincies. Er zijn ook analyses uitgevoerd met kerkgang (als interval variabele) en kerkgang zoals gedefinieerd door Ruiters en Van Tubergen (2009) namelijk wekelijkse kerkgang (code 1) versus minder dan wekelijks (code 0). Daarnaast zijn de tweede generatie onkerkelijken (ouders en respondent beiden onkerkelijk) ook opgenomen in de analyses, hoewel dat laatste leidde tot lagere effecten van bijna alle variabelen, uitgezonderd de effecten van urbanisatiegraad die gelijk bleven. Verder is nog gecontroleerd voor gemiddeld inkomen per provincie en is een multilevel model geschat met provincies als derde niveau. In al deze varianten bleef het effect van de Gini-coëfficiënt positief dus tegengesteld aan de verwachting (model 2) of was afwezig (model 3).

Tot slot zijn de analyses herhaald voor elke provincie afzonderlijk, omdat de kritiek zou kunnen zijn dat het niet-significante effect van inkomensongelijkheid de optelsom is van positieve en negatieve effecten in de afzonderlijke provincies. Dit bleek echter maar zeer ten dele het geval: alleen in Groningen was het effect van de Gini-coëfficiënt signifi-

cant negatief en in Friesland significant positief. In alle andere provincies was het effect zeer klein en niet significant. Het effect van rationalisering was in alle provincies significant positief, behalve in Friesland en Zeeland waar het niet significant bleek.

5. Conclusies en discussie

De aanleiding voor deze bijdrage vormde *Religious Attendance in Cross-National Perspective: A Multilevel Analysis of 60 Countries* van Ruiter en Van Tubergen uit 2009. In deze studie werd de hypothese bevestigd dat de kerkgang frequenter is in landen met grotere inkomensongelijkheden. Verder kwam men tot de bevinding dat de mate van rationalisering maar zeer marginaal van invloed is op kerkgang. De hypothesen zijn getoetst door individuen uit verschillende landen te vergelijken. De vervolgvraag die wij hier stelden, is of deze relatie ook binnen een land kan worden aangetoond. Wij achten dit een strengere toetsing omdat eventuele landverschillen, waarvoor soms lastig statistisch te controleren valt, op deze manier geen rol spelen.

Uit ons onderzoek bleek dat de invloed van rationalisering in elk geval in Nederland alles behalve marginaal is: met name het contextuele effect van het gemiddelde opleidingsniveau blijkt een goede (deel)verklaring te bieden voor de kerkverlating tussen 1975 en 1995. In lijn met de resultaten van Ruiter en Van Tubergen vonden wij verder positieve effecten van de eigen opleiding, urbanisatiegraad en geboortjaar op kerkverlating. Al met al kan worden gesteld dat onze studie steun biedt aan de rationaliseringstheorie en de sociale integratietheorie.

Enige ondersteuning van de economische zekerheidstheorie vonden we in het positieve effect van inkomen op kerkverlating. Dit laatstgenoemde effect veranderde echter onder controle van opleiding in een niet-significant effect. Voor een vollediger toetsing van deze theorie is gekeken naar het effect van inkomensongelijkheid op contextueel niveau. Onze analyses voor Nederland tussen 1975 en 1995 wezen uit dat de werking van inkomensongelijkheden op kerkverlating de andere kant lijkt op te gaan: hoe meer ongelijkheid in een provincie in een bepaald jaar, des te groter de kans op kerkverlating. De economische zekerheidshypothese dat naarmate de inkomensongelijkheid in Nederland kleiner is, de kans groter is dat inwoners de kerk verlaten, wordt hiermee niet bevestigd.

Uiteraard roept dit de vraag op waarom wij andere resultaten vinden dan Ruiter en Van Tubergen. Het is ons inziens niet aannemelijk dat dit komt door verschillen in gebruikte operationaliseringen: wij maakten gebruik van gemiddeld opleidingsniveau en Gini-coëfficiënt op provincieniveau, terwijl zij het percentage studenten in tertiair onderwijs

gebruikten en de Gini-coëfficiënt op landniveau. Daarbij merken wij op dat zelfs aan de hand van bivariate analyses het effect van inkomensongelijkheid al tegen verwachting was. Dit effect bleek hetzelfde toen we de modellen schatten voor kerkgang in plaats van kerkverlating.

Wij vermoeden dat het verschil zit in het fundamentele onderscheid of men de vergelijking maakt *tussen* landen of *binnen* landen. Uit onze analyses volgt namelijk niet dat wat zich laat aanzien als een effect op kerkverlating tussen landen, zich ook binnen landen op soortgelijke wijze afspeelt. Dit roept de vraag op of de inkomensongelijkheid daadwerkelijk causaal verbonden is met ontkerkelijking. We moeten ons hierbij ook afvragen wat cijfers omtrent inkomensongelijkheid precies uitdrukken. De Gini-coëfficiënt geeft alleen informatie over de *verdeling* van de inkomens in Nederland en niet over het ontvangen inkomen. Het feit dat een relatief groot deel van de bevolking een relatief klein deel van het nationaal inkomen ontvangt, wil nog niet zeggen dat dit economische onzekerheid tot gevolg heeft. Immers, het ontvangen inkomen kan wel zo groot zijn dat iedereen, ongeacht het relatieve deel, toch voldoende heeft. Dit zou een verklaring kunnen bieden voor de gevonden samenhang tussen ontkerkelijking en economische ongelijkheid op landniveau. Stel dat individuen uit land A, waarin de inkomensongelijkheid klein is, een grotere kans op kerkverlating hebben dan individuen uit land B met grote ongelijkheid. Indien echter land A een hoger nationaal inkomen heeft dan land B dan ligt de verklaring in de hoogte van het inkomen zelf en niet in de ongelijke verdeling ervan. Het verdient dan ook aanbeveling om in vervolgonderzoek naast relatieve maten voor economische zekerheid ook absolute maten toe te passen. Het positieve effect dat wij vonden van de Gini-coëfficiënt op kerkverlating (hoe meer ongelijkheid, des te groter de kans op kerkverlating) werd wegverklaard toen we rekening hielden met de verschillen tussen de provincies. Dit duidt erop dat er provinciekenmerken zijn die verklaren waarom de Gini-coëfficiënt positief samenhangt met kerkverlating. Dit idee werd nog versterkt toen we per provincie keken naar dit effect, dat slechts in Friesland aantoonbaar positief was en in Groningen negatief. Te denken valt ook hier aan een soort bruto provinciaal inkomen hoewel dat lastig te berekenen zal zijn. Verder kunnen er religieuze kenmerken een rol spelen: het katholieke zuiden was relatief laat wat kerkverlating betreft, terwijl het westen en noorden al eerder ontkerkelijkten. Al met al denken we niet dat stijgende inkomensongelijkheid in Nederland causaal samenhangt met kerkverlating: de richting van het effect is tegen verwachting en het veranderde sterk onder controle van provincies. Dit is niet het geval bij rationalisering, het effect bleek opvallend robuust in de onderzochte modellen. De vraag blijft wel of met de operationalisering, namelijk het gemiddeld opleidingsniveau, uitsluitend de rationalisering

van opvattingen gemeten wordt. Samen met het opleidingsniveau steeg namelijk ook de welvaart en dat kunnen we hier niet goed van elkaar scheiden. Het is zelfs de vraag of de verspreiding van moderne opvattingen, die de cognitieve basis van religieuze opvattingen ondermijnen, wel zonder toename van welvaart kan. Zo is het een nog onbeantwoorde vraag in hoeverre de spectaculaire toename van het televisiebezit in de jaren zestig in Nederland heeft bijgedragen tot de verspreiding van seculiere opvattingen en zo de ontkerkelijking bevorderde.

Een ander probleem bij onze studie is dat we geen levensloopgegevens hebben. Zo weten we niet op welke leeftijd mensen de kerk verlieten, kennen we hun arbeidsloopbaan en bijbehorende inkomensontwikkeling niet en is de verhuisgeschiedenis onbekend. Deze ontbrekende gegevens kunnen zorgen voor onderschatting van de hier gevonden effecten maar het kan ook tot overschatting leiden van bijvoorbeeld het effect van urbanisatiegraad als veel kerkverlaters naar de grote steden verhuizen.

In deze bijdrage hebben we de hypothesen alleen getoetst voor Nederland dat een voortrekkersrol vervult in het ontkerkelijkingsproces. We kunnen daarom niet uitsluiten dat we hier een eenmalige tegenstrijdigheid aan het licht hebben gebracht. Een betere test zou eruit bestaan om voor andere landen soortgelijke longitudinale studies uit te voeren. Het is goed mogelijk dat voor sommige landen wel degelijk het veronderstelde effect van inkomensongelijkheid bestaat en rationalisering daar maar beperkt van invloed is. Meer in het algemeen gesteld zou in het onderzoek naar kerkverlating meer aandacht geschonken moeten worden aan conditionerende omstandigheden die ervoor zorgen dat bepaalde causale invloeden soms wel gelden en soms niet of zelfs een omgekeerde invloed hebben. Dit biedt niet alleen empirische vooruitgang omdat effecten dan juist geschat worden, het kan ook behulpzaam zijn bij het aanpassen van theoretische modellen ter verklaring van kerkverlating en van het meer algemene proces van secularisering.

Noten

1. Manfred te Grotenhuis is universitair docent kwantitatieve analysetechnieken. Marloes de Hoon en Paula Thijs zijn bachelor 3 studenten. Alle drie auteurs zijn verbonden aan de sectie Sociologie van de Radboud Universiteit, postbus 9104, 6500 HE Nijmegen, email: m.tegrotenhuis@maw.ru.nl.
2. Omdat we ervan kunnen uitgaan dat de gevolgde opleiding in de tijd voorafgaat aan het huidige inkomen, zal bij multivariate analyse (een deel van) de oorspronkelijke positieve bivariate relatie tussen inkomen en kerkverlating worden wegverklaard door opleiding. Voor een optimale vergelijking van inkomen door de tijd heen is ook een gestandaardiseerde inkomens variabele gebruikt, die per jaar een gemiddelde van 0 heeft en een standaardafwijking van 1. Nadeel is wel

dat daarmee de relatie met de tijd geheel wegvalt waardoor het geen verklaring voor de trend meer kan bieden. Daarnaast is het bivariate effect van de gestandaardiseerde inkomensvariabele vrijwel nul en niet-significant zodat we deze variant niet presenteren. Verder is een interval variant van inkomen gebruikt in de analyses die gecorrigeerd is voor koopkracht (1975 = 100). Dit leverde in de bivariate analyse een zwak positief effect op en een niet-significant effect in de multivariate analyses.

3. Voor de correctie namen we een logistisch multilevel model (schattingstechniek: tweede orde PQL) waarin we de variantie op het eerste niveau schatten, samen met de variantie op het tweede niveau plus het effect van de Gini-coëfficiënt. Deze procedure gebruikten we ook voor het bepalen van het bivariate effect van gemiddeld opleidingsniveau.
4. In logistische regressie wordt een logistische-curve geschat. Dit s-vormige verloop is voor een groot deel lineair. Om te bepalen of we van lineariteit kunnen uitgaan zijn de voorspelde percentages kerkverlaters geplot tegen geboortjaar en dit liet een vrijwel rechtlijnig verloop zien. Daarnaast is een lineaire regressie analyse uitgevoerd met de geschatte percentages als afhankelijke variabele en geboortjaar als predictor. De verklaarde variantie bleek 98 procent. Dit is voor ons reden om de lineaire tendens ook te vermelden in de tabel. Dezelfde aanpak is gebruikt voor de lineaire tendens van het percentage kerkverlaters per eenheid van het gemiddelde opleidingsniveau en per eenheid van de gewogen Gini-coëfficiënt.

Literatuur

- Aarts, O.A.J. (2010). *Religious diversity and religious involvement. A study of religious markets in Western societies at the end of the twentieth century* (dissertatie, Radboud Universiteit Nijmegen). Nijmegen: Ipskamp.
- Aarts, O.A.J., M. te Grotenhuis, A. Need & N.D. de Graaf (2010). Does duration of deregulated religious markets affect church attendance? Evidence from 26 religious markets in Europe and North America between 1981 and 2006. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 49, 657-672.
- Becker, J.W, J. De Hart & J. Mens (1997). *Secularisatie en alternatieve zingeving in Nederland*. Rijswijk: SCP.
- Becker, J.W & J. de Hart (2006). *Godsdienstige veranderingen in Nederland. Verschuivingen in de binding met de kerken en de christelijke traditie*. Den Haag: SCP.
- Bruce, S. (2002). *God is dead. Secularization in the West*. United Kingdom: Blackwell publishing Ltd.
- CBS Statline (Centraal Bureau voor de Statistiek). (2011). *Kerkelijke gezindte en kerkbezoek; vanaf 1849; 18 jaar of ouder*. Den Haag/Heerlen. <http://statline.cbs.nl/StatWeb/publication/?DM=SLNL&PA=37944>
- CBS Statline (Centraal Bureau voor de Statistiek). (2011). *Regionale inkomensverdeling 1946-1994*. Den Haag/Heerlen. <http://statline.cbs.nl/StatWeb/selection/default.aspx?DM=SLNL&PA=37217&VW=T>

- Durkheim, E. [1897] (1967). *Le Suicide, étude de sociologie*. Parijs: Presses Universitaires de France.
- Eisinga, R. & A. Felling (1990). Church membership in the Netherlands, 1960-1987. A methodological note. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 29, 108-112.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel statistical models*. London: Edward Arnold.
- Grotenhuis, M. te & P. Scheepers (2001). Churches in Dutch: causes of religious disaffiliation in the Netherlands, 1937-1995. *Journal for the Scientific Study of Religion*, 40, 591-606.
- Inglehart, R. (1977). *The Silent Revolution*. Princeton: Princeton University Press.
- Kruijt, J.P. (1933). *De onkerkelijkheid in Nederland: haar verbreiding en oorzaken: proeve ener sociografiese verklaring* (dissertatie, Universiteit van Amsterdam). Groningen: Noordhoff.
- Lenski, G. (1970). *Human Societies*. New York: McGraw-Hill.
- Moor, N. (2009). *Explaining Worldwide Religious Diversity. The relationship between subsistence technologies and ideas about the unknown in pre-industrial and (post-)industrial societies* (dissertatie, Radboud Universiteit Nijmegen). Nijmegen: Ipskamp.
- Need, A. & N.D. Graaf (1996). Losing my religion: a dynamic analysis of leaving the church. *European Sociological Review*, 12, 87-99.
- Norris, P. & R. Inglehart (2004). *Sacred and Secular: Religion and Politics Worldwide*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ruiter, S. & F. van Tubergen (2009). Religious attendance in cross-national perspective: a multilevel analysis of 60 countries. *American Journal of Sociology*, 115, 863-895.
- Schepens, T. (1991). *Kerk in Nederland: een landelijk onderzoek naar kerkbetrokkenheid en kerkverlating*. Tilburg: University Press.
- Snijders, T. & R. Bosker (1999). *Multilevel Analysis: An introduction to basic and advanced multilevel modeling*. London: Sage.
- 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.
- Weber, M. [1920] (1972). *Gesammelte Aufsätze zur Religionssoziologie*. Tübingen: Mohr.
- Wilson, B. (1982). *Religion in sociological perspective*. Oxford/New York: Oxford University Press.