



rijksuniversiteit
 groningen

faculteit gedrags- en
 maatschappijwetenschappen

Geloof in demonstraties:

een onderzoek naar de relatie tussen religie en onconventionele
 politieke participatie en de invloed van gender.

Bachelorwerkstuk Sociologie

Rijksuniversiteit Groningen

Faculteit gedrags- en maatschappijwetenschappen

Hilde van Iren

h.s.van.iren@student.rug.nl

S4557298

Begeleider: N. Emmens Msc

Tweede lezer: dr. Nieuwenhuis

4 juni 2025

Abstract.....	2
1. Inleiding.....	3
2. Theorie.....	6
2.1 Onconventionele politieke participatie.....	6
2.2 Religie.....	6
2.2 Religieusheid en onconventionele politieke participatie.....	6
2.3 Het bijwonen van religieuze bijeenkomsten en onconventionele politieke participatie	8
2.4 Gender en onconventionele politieke participatie.....	9
2.5 Vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd.....	10
3. Methoden.....	12
3.1. Databestand.....	12
3.1.1 Databestand en steekproeftrekking.....	12
3.1.2 Non-respons.....	13
3.1.3. Subset.....	14
3.2 Operationalisaties.....	14
3.2.1 Onconventionele politieke participatie.....	14
3.2.2 Religieusheid.....	15
3.2.3 Het bijwonen van religieuze diensten.....	15
3.2.4 Gender.....	15
3.2.5. Opleidingsniveau.....	15
3.2.6 Vertrouwen in de overheid.....	16
3.2.7 Leeftijd.....	16
3.3 Analyse-opzet.....	16
4. Resultaten.....	18
4.1 Beschrijvende statistieken.....	18
4.1.1 Univariate statistieken.....	18
4.1.2. Bivariate statistieken.....	19
4.2 Modevaluatie.....	21
4.2.1. Modelfit.....	22
4.2.2. Uitbijters.....	23
4.2.3. Multicollineariteit.....	24
4.2.4. Onafhankelijke waarnemingen.....	24
4.3 Hypothesetoetsing.....	24
5. Conclusie.....	29
6. Discussie.....	31
7. Literatuurlijst.....	34
Bijlage 1: Beschrijving van alle variabelen.....	37
Bijlage 2: Overzicht van de analyses.....	60
Bijlage 3: Uitbijters en multicollineariteit.....	83

Abstract

In Nederland is onconventionele politieke participatie, zoals demonstreren of protesteren, een belangrijk onderdeel van het publieke debat over maatschappelijke betrokkenheid. Tegelijkertijd is er weinig bekend over de vraag in hoeverre religie en gender hierop van invloed zijn. De vraag die in dit onderzoek centraal staat, luidt als volgt: “In hoeverre speelt religie een rol in onconventionele politieke participatie? En wat is de rol van gender?” Hierbij wordt verwacht dat religieuzen een hogere kans hebben op onconventionele politieke participatie (H1), dat mensen die vaker religieuze bijeenkomsten bezoeken een hogere kans hebben op onconventionele politieke participatie (H2) en dat het effect van religie op onconventionele politieke participatie voor mannen sterker is dan voor vrouwen (H3). De analyses zijn uitgevoerd op basis van de dataset van het Nationaal Kiezersonderzoek 2021 met Nederlandse respondenten. Via logistische regressie zijn zes modellen getoetst waarin religie, gender en de controlevariabelen, opleidingsniveau, leeftijd en vertrouwen in de overheid zijn meegenomen. Uit de resultaten blijkt dat religieusheid en het bijwonen van religieuze diensten slechts in zeer beperkte mate samenhangen met deelname aan onconventionele politieke activiteiten. Ook blijkt het effect van religieusheid of het bijwonen van religieuze diensten op onconventionele politieke participatie niet sterker te zijn voor mannen dan voor vrouwen. De hypotheses worden niet ondersteund. Wel tonen de resultaten aan dat opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid sterkere voorspellers zijn van onconventionele participatie. De uitgebleven effecten kunnen mogelijk worden verklaard door het gebruik van theorieën die zijn gebaseerd op Amerikaanse data, terwijl dit onderzoek is uitgevoerd met Nederlandse gegevens. Daarnaast kunnen de beperkte spreiding en samenstelling van de onafhankelijke en afhankelijke variabelen een rol hebben gespeeld. Deze bevindingen onderstrepen het belang van vervolgonderzoek naar alternatieve verklaringen voor deelname aan onconventionele politieke participatie, zoals mogelijk het effect van opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid.

1. Inleiding

Op zaterdag 22 maart 2025 verzamelden zich zo'n 10.000 mensen op de Dam in Amsterdam om te demonstreren tegen racisme en fascisme (NOS, 2025). Dergelijke protesten zijn een zichtbaar voorbeeld van onconventionele politieke participatie. In Nederland is het recht op demonstreren vastgelegd in artikel 9 van de Grondwet, wat laat zien hoe essentieel deze vorm van participatie wordt geacht in een democratische samenleving. Toch neemt niet iedereen deel aan dit soort politieke activiteiten. Verschillende studies wijzen erop dat persoonlijke kenmerken samenhangen met de mate van politieke betrokkenheid (D'Agostino et al., 2024). Zo laten Verba en collega's (1995) zien dat religie een sterke voorspeller is van politieke participatie, zowel in conventionele als in onconventionele vormen. In dit onderzoek staat de rol van religie en gender in onconventionele politieke participatie centraal.

In een diverse samenleving zoals Nederland is het belangrijk om te begrijpen welke groepen deelnemen aan vormen van onconventionele politieke participatie, zoals demonstraties of protesten. Inzicht krijgen in welke groepen deelnemen aan deze vormen van onconventionele politieke activiteiten helpt onderzoekers, maatschappelijke organisaties en beleidsmakers om de barrières van onconventionele politieke participatie te herkennen en aan te pakken. Door te onderzoeken wat de invloed van religie is op deze vormen van onconventionele politieke participatie, draagt dit onderzoek bij aan het creëren van gelijke kansen voor burgers om invloed uit te oefenen op maatschappelijke ontwikkelingen.

Hoewel er toenemende aandacht is voor genderongelijkheid binnen politicologisch onderzoek, blijft de specifieke wisselwerking tussen religie en gender in relatie tot onconventionele politieke participatie onderbelicht. Wanneer bepaalde groepen structureel minder vaak deelnemen aan politieke participatie kan dat wijzen op sociale uitsluiting of een gevoel van ondervertegenwoordiging. Het onderzoeken van verschillen in participatie tussen religieuze mannen en vrouwen levert een waardevolle bijdrage aan het bredere maatschappelijke debat over representatie, inclusie en actieve betrokkenheid van burgers. Dit onderzoek draagt daarmee bij aan het inzicht in de sociale en culturele dynamiek achter politieke participatie zoals hedendaagse protestbewegingen. Het sluit aan bij de actuele discussies over sociale cohesie, politieke uitsluiting en de mate waarin uiteenlopende groepen zich vertegenwoordigd voelen in een steeds diverser wordende samenleving.

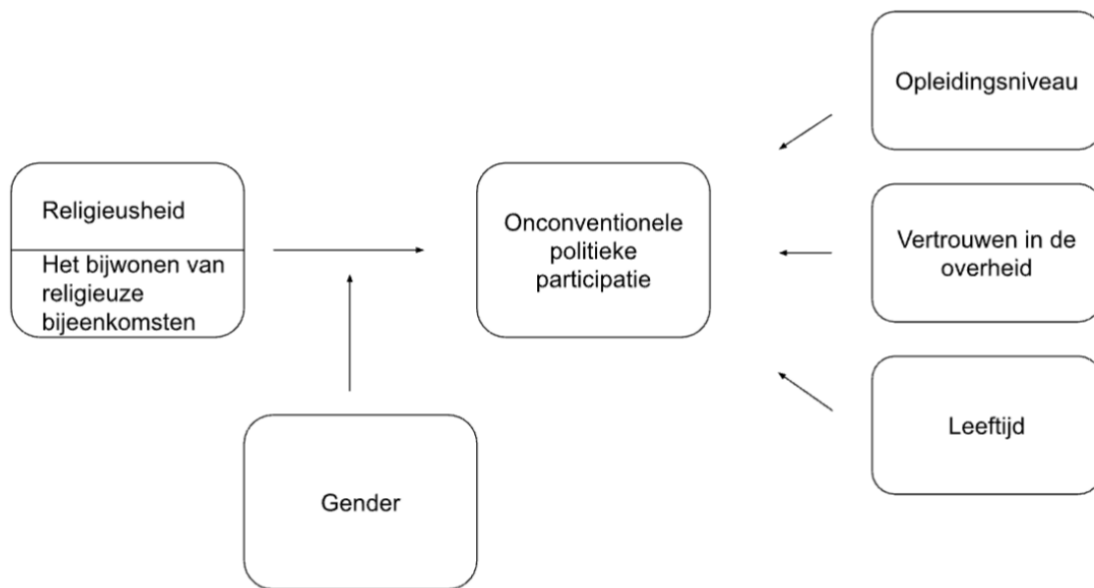
Onderzoek van Kollar en collega's (2023) laat zien dat verschillende dimensies van religie positief samenhangen met politieke participatie onder moslims in Europa. Het bijwonen van religieuze diensten is namelijk een belangrijke voorspeller van politieke participatie (Smets & Van Ham, 2013). Daarnaast wordt er in dit onderzoek gekeken naar het effect van gender op het verband tussen religie en politieke participatie. Uit eerder

onderzoek blijkt dat voor religieuze mannen het effect sterker is dan voor vrouwen (Kollar & Vermeulen, 2023; Van Groenigen & Van Koperen, 2012).

Onderzoek toont aan dat religieuze instellingen een belangrijke rol kunnen spelen in het mobiliseren van hun leden voor politieke actie, maar deze mobilisatie wordt meestal geanalyseerd vanuit het perspectief van stemgedrag (Smets & Van Ham, 2013). Of religieus zijn of het bijwonen van religieuze bijeenkomsten, ook aanzet tot onconventionele politieke participatie, is minder goed onderzocht. Door deze lacune aan te vullen, draagt dit onderzoek bij aan een verdieping van de literatuur over de bredere conceptualisering van onconventionele politieke participatie en de invloed van religie. Deze inzichten zijn relevant voor zowel wetenschappers als beleidsmakers die gelijke toegang tot politieke participatie willen bevorderen.

Daarnaast richt dit onderzoek zich op de rol van gender als modererende factor in het verband tussen religie en onconventionele participatie. Uit eerder onderzoek blijkt dat religieuze mannen vaker politiek actief zijn dan religieuze vrouwen (Kollar & Vermeulen, 2023; Van Groenigen & Van Koperen, 2012). Door religie en gender niet afzonderlijk, maar in samenhang te analyseren, draagt dit onderzoek bij aan een meer genuanceerd begrip van ongelijkheid in politieke participatie en de bijdrage van religie daarvan.

De inzichten uit dit onderzoek zijn relevant en dragen bij aan de al bestaande wetenschappelijke kennis over de invloed van religie op onconventionele politieke participatie en het effect van gender. De vraag die in dit onderzoek centraal staat, luidt als volgt: “In hoeverre speelt religie een rol in onconventionele politieke participatie? En wat is de rol van gender?” Voor dit onderzoek wordt gebruikgemaakt van de dataset van het Steekproefontwerp en weging voor het Nationaal Kiezersonderzoek 2021. De onderzoeksvraag wordt onderzocht aan de hand van het verband tussen religie en onconventionele politieke participatie en het modererende effect van gender op dit verband. De controlevariabelen die in dit onderzoek worden gebruikt zijn: vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd. In Figuur 1 staat een schematische weergave van het onderzoeksmodel.



Figuur 1: onderzoeksmodel

2. Theorie

In dit hoofdstuk worden de termen uit het onderzoeksmodel gedefinieerd en met behulp van de literatuur komen er 3 hypothesen tot stand.

2.1 Onconventionele politieke participatie

De theoretische definitie van onconventionele participatie verwijst naar politieke activiteiten zoals demonstraties, protestacties en politieke stakingen die legaal zijn, maar geen onderdeel vormen van geïnstitutionaliseerde vormen van politieke participatie (Van Deth, 2014). In dit onderzoek wordt onconventionele politieke participatie gemeten aan de hand van twee indicatoren: het deelnemen aan een protestactie en het deelnemen aan een demonstratie. Deze vormen van onconventionele politieke participatie zijn conform de criteria van Van Deth. Ze zijn vrijwillig, vinden plaats in de publieke sfeer en zijn expliciet gericht op het beïnvloeden van politieke besluitvorming (Van Deth, 2014).

2.2 Religie

In Nederland vormen het christendom en de islam de twee grootste religies (Huijnk, 2018). In dit onderzoek wordt er gekeken naar deze twee religies ten opzichte van niet-religieuzen. Religie kan onderverdeeld worden in twee categorieën. De eerste is religieusheid; beschouw je jezelf als gelovig. Het gaat erom of iemand zichzelf als gelovig ziet, ongeacht of degene actief deelneemt aan religieuze activiteiten. Als tweede wordt er gekeken naar het bijwonen van religieuze bijeenkomsten. Dit heeft betrekking op hoe vaak/of iemand een religieuze dienst bijwoont. Iemand kan zichzelf namelijk als gelovig beschouwen, maar niet naar het gebedshuis gaan (Kregting & Sederel, 2013).

2.2 Religieusheid en onconventionele politieke participatie

Het verband tussen religieusheid en onconventionele politieke participatie kan worden verklaard door het mechanisme van sociale identiteit (Hogg & Abrams, 1988). Individuen ontwikkelen hun identiteit niet alleen op individueel niveau, maar ook in relatie tot de sociale groepen waartoe zij behoren. Deze sociale identiteiten beïnvloeden hoe mensen denken, voelen en zich gedragen binnen een groep. Religie kan worden beschouwd als een dergelijke sociale groep, waarin gedeelde waarden, normen en overtuigingen een belangrijke rol spelen in het gedrag en de houding van groepsleden (Hogg & Abrams, 1988). Wanneer individuen zichzelf als religieus identificeren, is het aannemelijk dat zij groepsnormen overnemen die binnen hun religieuze gemeenschap gelden. Dit versterkt hun gevoel van verbondenheid en loyaliteit ten opzichte van de groep (Klandermans et al., 2008).

Wanneer de groep wordt geconfronteerd met maatschappelijke uitdagingen, politieke beslissingen of vormen van sociale ongelijkheid die raken aan religieuze waarden of rechten, voelen religieuze groepsleden zich eerder verantwoordelijk om actie te ondernemen. Deze gedeelde morele verplichting kan leiden tot collectieve mobilisatie, waarbij leden gezamenlijk hun stem laten horen, bijvoorbeeld door deel te nemen aan demonstraties of protesten. Religie functioneert daarmee niet alleen als een individuele overtuiging, maar ook als een sociaal bindmiddel dat groepsleden aanzet tot gezamenlijke politieke actie (Simon & Klandermans, 2001; Kalin & Sambanis, 2018). Moslims en christenen worden als een minderheidsgroep gezien in Nederland (De Hart et al., 2022). Sterke identificatie met een minderheidsgroep leidt tot een grotere bereidheid om politiek actief te worden, juist om die maatschappelijke positie te verbeteren (Simon & Klandermans, 2001). Op deze manier biedt de sociale identiteit die uit religieusheid voortkomt waarschijnlijk een relevante verklaring voor de wijze waarop religieusheid de kans op onconventionele politieke participatie vergroot.

Bij de sociale identiteit die uit religie voortkomt, is niet alleen de betrokkenheid bij de eigen religieuze groep van belang, maar ook de maatschappelijke positie die deze groep inneemt. Wanneer een groep maatschappelijk gemarginaliseerd of gestigmatiseerd wordt, ervaren haar leden vaak een sterker bewustzijn van gedeelde politieke belangen (Klandermans et al., 2008). Religieuze groepsleden zijn zich daardoor niet alleen bewust van hun gedeelde waarden, maar ook van de politieke uitdagingen en grieven die hun gemeenschap treffen. Dit vergroot hun psychologische betrokkenheid bij politiek en versterkt de motivatie om actie te ondernemen via vormen van onconventionele politieke participatie (Klandermans et al., 2008). Religieusheid biedt niet alleen een gevoel van verbondenheid binnen de eigen gemeenschap, maar kan ook leiden tot politieke motivatie naar buiten toe.

Door de combinatie van gedeelde overtuigingen ontstaat er een situatie waarin onconventionele politieke participatie gebruikt wordt om solidariteit te tonen binnen de groep en om op te komen voor de belangen van die groep in de samenleving (Kranendonk & Vermeulen, 2019; Lee, 2008). Op deze manier leidt religieusheid tot onconventionele politieke participatie als reactie op de sociale en politieke positie van de religieuze groep binnen de samenleving.

Dat mondt uit in de volgende hypothese:

Religieuzen hebben een hogere kans op onconventionele politieke participatie dan niet religieuzen.

2.3 Het bijwonen van religieuze bijeenkomsten en onconventionele politieke participatie

Het bijwonen van religieuze diensten is een belangrijke voorspeller van politieke participatie (Smets & Van Ham, 2013). Religieuze bijeenkomsten creëren een sociale plek waar gedeelde waarden, maatschappelijke discussies en mobiliserende boodschappen samenkomen (Arikan & Ben-Nun Bloom, 2019). Dit proces kan worden verklaard door religieuze mobilisatie (Verba et al., 1995), waarbij het bijwonen van religieuze bijeenkomsten leidt tot een hogere kans op onconventionele politieke participatie.

Het deelnemen aan religieuze bijeenkomsten versterkt de groepsidentiteit van gelovigen. Door regelmatig samen te komen, ontwikkelen individuen een sterk gevoel van verbondenheid en loyaliteit ten opzichte van hun gemeenschap (Schmeets, 2019). Vervolgens is het aannemelijk dat het bewustzijn groeit van gedeelde waarden en maatschappelijke grieven binnen de groep. Leden raken dus bewuster van politieke uitdagingen of vormen van sociale ongelijkheid die hun gemeenschap treffen, waardoor hun psychologische betrokkenheid bij maatschappelijke kwesties toeneemt (Klandermans et al., 2008). Daarnaast speelt mee dat religieuze tradities, zoals binnen de islam en het christendom, waarden benadrukken als rechtvaardigheid en goed burgerschap. Dit morele kader spoort gelovigen aan om niet alleen passief lid te zijn, maar actief op te staan tegen onrechtvaardigheid en bij te dragen aan de samenleving (Koller & Vermeulen, 2025). Hierdoor worden moskeeën, kerken en religieuze organisaties niet alleen gezien als religieuze gemeenschappen, maar ook als sociale en politieke gemeenschappen waar oproepen tot demonstratie en participatie verspreid worden (Simon & Klandermans, 2001).

Daarbij speelt de positie van religieuze leiders en instellingen ook een rol: zij fungeren als mobiliserende actoren door oproepen tot actie te verspreiden, bijvoorbeeld via preken, bijeenkomsten of directe communicatie. Voorbeelden hiervan zijn: de oproep van de Federatie Islamitische Organisaties, een Haagse koepelorganisatie van 27 moskeeën, in 2019. Via de mail riepen zij moskeeën op om deel te nemen aan de demonstratie tegen het boerkaverbod (NOS, 2019). Ook binnen christelijke gemeenschappen zijn voorbeelden te vinden van dergelijke mobilisatie. In 2010 organiseerden christelijke studenten een protest door de Dom in Utrecht te omsingelen (Nederlands Dagblad, 2010). Dit protest vond plaats op initiatief van een christelijke groep en toont aan dat religieuze organisaties kunnen oproepen tot protesten.

Wanneer religieuze gemeenschappen oproepen tot demonstraties of zelf een protest organiseren, is de kans groter dat leden van deze gemeenschap daadwerkelijk deelnemen (Simon & Klandermans, 2001). De gedeelde identiteit, de morele betrokkenheid en de netwerken binnen religieuze gemeenschappen verlagen waarschijnlijk de drempel voor

politieke participatie, waardoor demonstraties effectiever kunnen worden georganiseerd en uitgevoerd. Religieuze instituties functioneren vaak als sociale netwerken die de kosten van deelname aan politieke acties verlagen. Bij religieuze diensten wordt niet alleen informatie gedeeld, maar ontstaan ook netwerken waarin praktische middelen beschikbaar komen, zoals organisatiecapaciteit, communicatiekanalen en een gedeelde groepsidentiteit die solidariteit versterkt (Coleman, 1990). Bovendien fungeren religieuze instellingen als bruggen tussen de gemeenschap en de bredere politieke wereld: ze verbinden leden met politieke organisaties en vergroten zo hun blootstelling aan politieke informatie (Putnam, 1995; Fennema & Tillie, 2001). Recent onderzoek laat zelfs zien dat politieke partijen actief campagne voeren rondom religieuze instellingen en zo religieuze netwerken benutten om politieke participatie te stimuleren (Schaaf et al., 2024). Via deze bruggen ontstaat mobilisatie tot politieke participatie, omdat leden van de gemeenschap niet alleen moreel, maar ook praktisch en informatief worden ondersteund in hun deelname aan collectieve acties (Ben-Nun Bloom & Arikan, 2013; Schlozman et al., 2018). Deze combinatie van moreel kader, sociale steun en praktische organisatie zorgt ervoor dat door het bijwonen van religieuze bijeenkomsten de kans op onconventionele politieke participatie hoger is.

Dit leidt tot de volgende hypothese:

Mensen die vaker religieuze bijeenkomsten bijwonen, hebben een hogere kans op onconventionele politieke participatie dan mensen die minder vaak een religieuze bijeenkomst bijwonen.

2.4 Gender en onconventionele politieke participatie

Het verband tussen religie en onconventionele politieke participatie werkt op een andere manier voor mannen en vrouwen. Eerder onderzoek laat zien dat het effect van religie voor religieuze mannen anders is dan voor religieuze vrouwen. Zo waren vrouwen die vaker de moskee bezochten minder geneigd om te stemmen (Kollar et al., 2023), wat suggereert dat het bijwonen van religieuze bijeenkomsten voor vrouwen zelfs een negatief effect op politieke participatie kan hebben. Daarnaast zijn religieuze mannen over het algemeen vaker politiek actief dan religieuze vrouwen (Kollar & Vermeulen, 2023; Van Groenigen & Van Koperen, 2012)

Dit kan worden verklaard aan de hand van de traditionele rolpatronen die bestaan binnen religieuze gemeenschappen. In zowel het christendom, als in de islam bestaan traditionele rolpatronen tussen mannen en vrouwen (Read, 2003). Traditionele genderrollen binnen religieuze gemeenschappen kunnen grote invloed op politieke gedragsvormen hebben (Inglehart & Norris, 2003). Binnen veel religieuze gemeenschappen bestaan traditionele rolpatronen die mannen aanmoedigen actief deel te nemen aan publieke en

politieke sferen, terwijl vrouwen vaker een ondersteunende of meer teruggetrokken rol krijgen toebedeeld (Erzeel, 2005). Sociale controle en een scheiding van genderrollen binnen religieuze gemeenschappen zorgen ervoor dat vrouwen minder vrij zijn om zich publiekelijk uit te spreken of deel te nemen aan protesten, omdat afwijkend gedrag sneller wordt gezien als ongepast of in strijd met groepsnormen (Inglehart & Norris, 2003). Hierdoor ontwikkelen vrouwen niet alleen minder toegang tot mobilisatiekanalen, maar is het ook aannemelijk dat zij minder vaak voelen dat politieke actie tot hun sociale rol behoort, wat hun deelname aan onconventionele politieke participatie verder verkleint. Inglehart en Norris (2003) benadrukken dat diepgewortelde culturele en religieuze tradities bijdragen aan genderongelijkheid, wat resulteert in een sterker effect van religie op politieke participatie voor mannen dan voor vrouwen.

Gender beïnvloedt niet direct de onconventionele politieke participatie, maar verandert de invloed die religie heeft op onconventionele politieke participatie. Het effect van gender is daarmee essentieel om het verband tussen religie en onconventionele politieke participatie zichtbaar te maken.

Hieruit volgt hypothese III: *Het effect van religie op onconventionele politieke participatie is voor mannen sterker dan voor vrouwen.*

2.5 Vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd

Bij het analyseren van de relatie tussen religie, gender en onconventionele politieke participatie is het belangrijk om controlevariabelen op te nemen om verstorende effecten te minimaliseren. Controlevariabelen zijn onafhankelijke variabelen die invloed kunnen uitoefenen op zowel religie als onconventionele politieke participatie en gender. Ze kunnen de causale interpretatie van het model beïnvloeden. Door te controleren voor deze variabelen kan er een beter beeld worden geschetst van het daadwerkelijke verband tussen religie, onconventionele politieke participatie en gender. In dit onderzoek wordt daarom gecontroleerd voor vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd.

Een relevante controlevariabele in dit onderzoek is vertrouwen in de overheid. Met politiek vertrouwen wordt het geloof van burgers in de overheid en in overheidsinstellingen bedoeld (Van de Walle & Kampen, 2004). Personen met hoger vertrouwen in de overheid voelen zich vaak meer gehoord en zijn daardoor eerder geneigd om via politieke kanalen, inclusief protesten, hun steun of zorgen te uiten (Michalski et al., 2021; Geenen, 2024). Het verschil in deelname aan vormen van onconventionele politieke participatie tussen burgers met hoog en laag vertrouwen in de overheid komt dus deels voort uit verschillen in hun geloof in de effectiviteit van politieke actie binnen de democratische rechtsorde.

Daarnaast speelt opleidingsniveau een belangrijke rol in de verklaring van onconventionele politieke participatie. Er is een positief verband tussen een hoger opleidingsniveau en politieke participatie (Melo & Stockemer, 2014). Hoger opgeleiden beschikken doorgaans over meer politiek kapitaal, grotere sociale netwerken en sterkere cognitieve vaardigheden, waardoor zij beter in staat zijn om politieke processen te begrijpen en beïnvloeden dan lager opgeleiden. Daarnaast blijkt uit de studie van Van Groenigen & Van Koperen (2012) dat opleidingsniveau een sterker positief effect heeft op de deelname van vrouwen aan demonstraties dan bij mannen, wat suggereert dat hogere opleiding de barrières voor vrouwelijke onconventionele politieke participatie kan verminderen.

Ook leeftijd is een voorspeller voor politieke participatie (Melo & Stockemer, 2014). Jongvolwassenen nemen vaker deel aan demonstraties en protesten dan ouderen, omdat zij vaak minder institutioneel ingebed zijn, flexibeler zijn in hun tijdsbesteding en sterker reageren op actuele maatschappelijke veranderingen (D'Agostino et al., 2024). Tegelijkertijd neemt met de leeftijd de kans op deelname af, doordat oudere generaties vaker gevestigde belangen hebben of simpelweg minder mobiliteit en energie, waardoor deelname aan protesten minder vanzelfsprekend wordt (Van der Meer & Van Deth, 2010).

Door te controleren voor de variabelen vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd kunnen er nauwkeurigere conclusies worden getrokken over het verband tussen religie, onconventionele politieke participatie en gender.

3. Methoden

In dit hoofdstuk worden de methoden besproken aan de hand van de beschrijving van het databestand en hoe de steekproef is getrokken. De gebruikte variabelen komen aan bod en er wordt ingegaan op de aanpassingen die zijn gedaan op het databestand. Tot slot wordt het analyseplan besproken.

3.1. Databestand

3.1.1 Databestand en steekproeftrekking

De dataset die in dit onderzoek wordt gebruikt is de dataset van het Steekproefontwerp en weging voor het Nationaal Kiezersonderzoek 2021, ofwel de DPES (Dutch Parliamentary Election Study). De DPES is opgezet met het doel een representatief beeld te verkrijgen van de kiesgerechtigde Nederlandse bevolking. Deze studie is uitgevoerd door I&O Research en het LISS-panel in opdracht van de Stichting Kiezersonderzoek Nederland (SKON) en richtte zich op de kiesgerechtigde Nederlandse bevolking rondom de Tweede Kamerverkiezingen van 17 maart 2021.

Het eerste deel van de dataverzameling is gerealiseerd door I&O Research. Met deze data gebruikte het CBS steekproefkaders op basis van gegevens uit de Basisregistratie Personen om steekproeven te trekken. Jaarlijks werd een willekeurig deel van ongeveer 10% van de bevolking geselecteerd, zonder overlap met voorgaande jaren, om de enquêtedruk te spreiden. Dit kader werd maandelijks geactualiseerd met verhuizingen, geboortes en andere wijzigingen.

Voor het Nationaal Kiezersonderzoek (NKO) werd een personensteekproef gebruikt, waarbij het A-nummer bepaalde wie geselecteerd werd. Het A-nummer is een administratief identificatienummer dat burgers krijgen bij inschrijving in de Basisregistratie Personen. De steekproeftrekking vond plaats op basis van het zevende cijfer van het A-nummer. Mensen met een 9 als zevende cijfer van het A-nummer werden geselecteerd. Dit zorgde voor een objectieve en aselechte selectie van respondenten.

De doelpopulatie van het NKO bestond uit alle kiesgerechtigde Nederlanders van 18 jaar en ouder op 17 maart 2021. De personen zoals de personen met een andere nationaliteit of jonger dan 18 werden uitgesloten omdat ze niet kiesgerechtigd waren. Institutionele bewoners, zoals mensen in tehuizen, behoorden tot de doelpopulatie, maar zaten niet in de steekproef. Nederlanders in het buitenland werden om praktische redenen niet meegenomen. De totale doelpopulatie van de steekproef is 6.600 personen (NKO, 2021).

De benadering van respondenten vond plaats via schriftelijke uitnodigingen per post, waarin respondenten werden verzocht om deel te nemen aan een online vragenlijst (Computer Assisted Web Interviewing, CAWI). Respondenten ontvingen maximaal 4 keer een schriftelijke uitnodiging voor deelneming. Deelnemers van het onderzoek werden verleid met een vergoeding van 5 euro die bij Bol.com kon worden besteed en maakten daarnaast kans op grotere prijzen ter waarde van 400 euro. Een deel van de populatie is nog face to face benaderd om hen te motiveren voor deelname.

De gebruikte vragenlijst is opgesteld met behulp van Unicom SPSS Datacollection en kon worden ingevuld via alle gangbare apparaten. De vraagstelling was toegankelijk en voldeed aan de eisen omtrent DigiToegankelijkheid. Respondenten konden vragen overslaan, behalve bij de vraag naar geslacht en geboortedatum, waarbij het invullen verplicht was. Bij het overslaan van andere vragen kregen respondenten een extra melding om te voorkomen dat vragen per ongeluk niet werden beantwoord.

De dataverzameling bestond uit twee meetmomenten: een pre-electrale meting vóór de verkiezingen en een post-electrale meting na de verkiezingen. Voor de nameting werden alleen de respondenten opnieuw benaderd die aan het einde van de voormeting hun bereidheid tot vervolg deelname hadden bevestigd.

Het tweede deel van de data is verzameld onder deelnemers van het LISS-panel, een representatieve steekproef van circa 5000 Nederlandse huishoudens. Deze steekproef is tot stand gekomen via samenwerking tussen CentERdata en het CBS. Respondenten binnen dit panel nemen regelmatig deel aan uiteenlopende online surveys. Personen uit het LISS-panel die niet deelnamen aan dit specifieke onderzoek, zijn niet opnieuw benaderd. In totaal zijn 2977 panelleden uitgenodigd, waarvan er uiteindelijk 2443 hebben deelgenomen.

3.1.2 Non-respons

Voor het Nationaal Kiezersonderzoek 2021 werden 6600 kiesgerechtigde personen geselecteerd op basis van gegevens uit de Basisregistratie Personen. De dataverzameling is uitgevoerd door I&O Research en het LISS-panel van CentERdata. Dit resulteerde in een totale steekproef van 4839 respondenten. Van deze groep namen 4587 personen deel aan de pre-electrale enquête, waarvan 4514 de vragenlijst volledig hebben ingevuld. Aan de post-electrale enquête namen 4001 respondenten deel; 3881 van hen ronden de vragenlijst volledig af.

De non-respons kan worden verklaard door verschillende factoren. De lengte en complexiteit van de vragenlijst met een gemiddelde duur van 30 minuten kan ertoe hebben geleid dat sommige respondenten voortijdig stopten met het invullen. Daarnaast kan (politieke) privacy een rol spelen bij het bijdragen aan terughoudendheid bij deelname. Ook

gebrek aan interesse of het gevoel niet tot de doelgroep te behoren kunnen mogelijke oorzaken van de non-respons zijn.

De responsgraad kan gevolgen hebben voor de representativiteit van de onderzoeksresultaten. Groepen die in deze dataset mogelijk niet voldoende zijn gerepresenteerd zijn jongeren, lager opgeleiden en personen met een migratieachtergrond (NKO, 2021).

3.1.3. Subset

Voor dit onderzoek is een subset van de dataset gecreëerd. In dit onderzoek wordt alleen gekeken naar mensen met de religies christendom en de islam en ook naar niet-religieuzen. Hierdoor zijn de mensen die zichzelf tot een andere geloofsovertuiging rekenen, eruit gefilterd. De respondenten die de optie 'Other' hebben ingevuld bij geslacht zijn eruit gefilterd. De respons (2) was te laag om hier iets over te kunnen zeggen. In de subset zitten dus alleen mannen en vrouwen. Voor de rest zijn mensen met alle opties van de andere gebruikte variabelen erin gehouden. Na het creëren van de nieuwe subset zijn de missende waarden eruit gefilterd. In totaal zijn er 7 variabelen die worden meegenomen in dit onderzoek. Als iemand op één (of meer) van deze variabelen 'weet ik niet' of 'wil ik niet beantwoorden' heeft aangekruist, is er sprake van missende waarden. Alle variabele waar een missende waarde in voorkwam, zijn eruit gefilterd. Dit bleek uiteindelijk 1200 keer voor te komen. Dit heeft de dataset van 4103 respondenten teruggebracht naar een subset met 2903 respondenten. De subset met de overgebleven $n=2903$ wordt uiteindelijk gebruikt in het onderzoek.

3.2 Operationalisaties

3.2.1 Onconventionele politieke participatie

Op basis van de literatuur zijn deelname aan protest en deelname aan demonstraties een vorm van onconventionele politieke participatie (Van Deth, 2014). De vraag die is gesteld is: "Er zijn verschillende manieren om iets politiek aan de orde te stellen of invloed uit te oefenen op politici en de overheid. Wilt u de volgende mogelijkheden bekijken, en aangeven van welke daarvan u in de afgelopen 5 jaar gebruik hebt gemaakt?" Er waren verschillende antwoordmogelijkheden, waarbij mensen 0) Nee en 1) Ja konden aanklikken. De twee dummyvariabelen: "Meegedaan aan een actiegroep" en "Meegedaan aan een protestactie, protestmars, of demonstratie", zijn samengevoegd tot een nieuwe dummyvariabele. Waarbij: 0) Aan geen van beide meegedaan en 1) Aan 1 of beide meegedaan. De nieuwe variabele heet: polpar. De interne samenhang van de schaal voor onconventionele politieke participatie is getoetst met Cronbach's alpha. Dit is een maatstaf

voor de onderlinge samenhang tussen meerdere items die samen één concept meten. De berekende Cronbach's alpha bedraagt 0,41, wat wijst op een beperkte interne consistentie.

3.2.2 Religieusheid

Voor de variabele religieusheid is er een dummyvariabele. De vraag die is gesteld is "beschouwt u zichzelf als gelovig?" Met de antwoordmogelijkheden 1) Ja en 2) Nee.

3.2.3 Het bijwonen van religieuze diensten

Het bijwonen van religieuze diensten is een ordinale variabele. Het is gemeten aan de hand van de vraag: "Hoe vaak gaat u in het algemeen naar de kerk, moskee of naar een godsdienstige bijeenkomst?" Met de antwoordmogelijkheden 1) 1 keer per week of vaker 2) 2 tot 3 keer per maand 3) 1 keer per maand 4) Minder dan 1 keer per maand en 5) Zelden of nooit.

3.2.4 Gender

Gender is gemeten aan de hand van de vraag: "Wat is uw geslacht?" De optiemogelijkheden in de gebruikte subset zijn 1) Man en 2) Vrouw.

3.2.5. Opleidingsniveau

Opleidingsniveau wordt gemeten aan de hand van de vraag: "Wat is de beste omschrijving van de opleiding waar u als laatste een diploma, akte of getuigschrift hebt behaald?" Met de antwoordmogelijkheden: 1) Basisschool, lager onderwijs 2) Lager beroepsonderwijs (VMBO-B, VMBO-K, praktijkonderwijs, VGLO, LAVO, LTS, Huishoudschool) 3) Middelbaar algemeen voortgezet onderwijs (VMBO-T, MAVO, MULO, 3-jarige HBS) 4) Middelbaar algemeen beroepsonderwijs (MBO, MTS) 5) Hoger algemeen en voorbereidend wetenschappelijk onderwijs (HAVO, VWO, HBS, Gymnasium, Atheneum) 6) Hoger beroepsonderwijs (HBO, HTS, HEAO, Kweekschool, Sociale of Pedagogische Academie 7) Universitaire bachelor 8) Universitaire master, Dr(s) 9) Niet van toepassing. Waarbij de antwoordmogelijkheden 1 en 2 onder laag opgeleid vallen. De antwoorden 3 tot en met 5 onder middelbaar opgeleid en 6,7 en 8 onder hoog opgeleid worden gekwalificeerd.

3.2.6 Vertrouwen in de overheid

Vertrouwen in de overheid is gemeten aan de hand van de vraag: "De volgende vraag gaat over het vertrouwen in een aantal instellingen. Hieronder staan een aantal stellingen. Wilt u voor deze instellingen aangeven hoeveel vertrouwen u daar in heeft?" Met

de antwoordmogelijkheden: 1) Erg veel vertrouwen 2) Tamelijk veel vertrouwen 3) Niet zoveel vertrouwen 4) Helemaal geen vertrouwen. Een lage score betekent een hoge score van vertrouwen in de overheid. De instelling die wordt gemeten is: De regering. Dit komt overeen met de definitie uit de literatuur over vertrouwen in de overheid (Van de Walle & Kampen, 2004).

3.2.7 Leeftijd

De leeftijd wordt gemeten aan de hand van leeftijd in jaren in categorieën. Er wordt gekeken naar de leeftijd op de verkiezingsdag van 17 maart 2021. Jongeren onder de 18 jaar zitten niet in de dataset, aangezien zij niet stemgerechtigd waren op de dag van de verkiezingen. De antwoordcategorieën zijn 1) 18 - 20 jaar 2) 21 - 25 jaar 3) 26 - 30 jaar 4) 31 - 35 jaar 5) 36 - 40 jaar 6) 41 - 46 jaar 7) 46 - 50 jaar 8) 51 - 55 jaar 9) 56 - 60 jaar 10) 61 - 66 jaar 11) 67 jaar en ouder.

3.3 Analyse-opzet

Voorafgaand aan de toetsing van de hypothesen worden eerst univariate en bivariate analyses uitgevoerd om inzicht te krijgen in de verdeling van de variabelen en de onderlinge samenhang. Er wordt gekeken naar de modelfit waarbij de correlaties tussen de variabelen worden berekend. Dit wordt gedaan met behulp van de Cramer's V. Vervolgens worden de hypothesen getoetst. De hypothesen in dit onderzoek worden getoetst met behulp van een logistische regressie. Deze methode is geschikt omdat de afhankelijke variabele, onconventionele politieke participatie, is geoperationaliseerd als een samengestelde dummyvariabele die meerdere vormen van onconventionele politieke participatie meet.

Er wordt gebruikgemaakt van een stapsgewijze analysemethode: per model wordt een nieuwe verklarende variabele toegevoegd, zodat het effect van elke afzonderlijke variabele gecontroleerd kan worden getoetst. In model 1 worden alleen de controlevariabelen vertrouwen in de overheid, opleidingsniveau en leeftijd, opgenomen. In model 2 is religieusheid toegevoegd om hypothese I te toetsen. In model 3 wordt in plaats daarvan het bijwonen van religieuze bijeenkomsten toegevoegd om hypothese II te toetsen. Model 4 bevat een interactieterm tussen religieusheid en gender en model 5 bevat een interactieterm tussen het bijwonen van religieuze bijeenkomsten en gender om het modererende effect van gender te toetsen voor hypothese III. In het laatste model, model 6, worden beide interactietermen gelijktijdig opgenomen om het gecombineerde modererende effect van gender op beide religieuze variabelen te analyseren.

Na het schatten van de modellen worden de benodigde assumptietoetsen uitgevoerd om de geschiktheid van de logistische regressie te beoordelen. Er wordt gecontroleerd op

multicollineariteit, waarbij wordt verwacht dat de variabelen religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten een hoge mate van samenhang zouden vertonen. Het is aannemelijk dat de kans groot is dat de mensen die religieuze bijeenkomsten bijwonen, zichzelf ook als religieus beschouwen. Waardoor de variabelen religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten waarschijnlijk sterk overeenkomen. Ondanks deze verwachting, is het nog steeds van belang om de termen los van elkaar te onderzoeken. Beide variabelen zijn opgenomen in afzonderlijke modellen, omdat ze elk op een andere manier invulling geven aan het concept religie en beide relevant zijn voor het verklaren van onconventionele politieke participatie.

Daarnaast wordt er getoetst op de assumpties om te beoordelen of het model voldoet aan de aannames van logistische regressie. Er wordt gekeken naar de onafhankelijke waarnemingen en daarnaast zijn uitbijters en invloedrijke punten geïdentificeerd aan de hand van leverage en DFBETA-waarden.

4. Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten van het onderzoek gepresenteerd. Bijlage 2 bevat een toelichting op de analyses. Bijlage 3 gaat dieper in op de assumptietoetsing, mogelijke uitbijters en multicollineariteit.

4.1 Beschrijvende statistieken

4.1.1 Univariante statistieken

In Tabel 1 is de verdeling van de variabelen weergegeven. Van de respondenten in de steekproef geeft 8,6% aan deel te hebben genomen aan vormen van onconventionele politieke participatie, zoals demonstraties of protesten. Dit betekent dat onconventionele politieke participatie relatief beperkt voorkomt binnen de steekproef. Aangezien maar een klein deel van de steekproef aangeeft te hebben deelgenomen aan onconventionele politieke participatie, kan dit invloed hebben op de analyse. Dit kan namelijk leiden tot beperkte statistische variatie en minder robuuste schattingen, waardoor het moeilijker wordt om significante verbanden te vinden of conclusies te trekken over de gehele populatie.

Uit de Tabel blijkt ook dat 30,1% van de respondenten religieus is en dat 69,9% zichzelf niet als religieus beschouwt. De gemiddelde frequentie van het bijwonen van religieuze diensten ligt op 4,59 (op een schaal van 1–5), met een relatief lage standaarddeviatie van 1,06, wat erop wijst dat de meeste mensen maar 1 keer in de maand of zelden tot nooit een religieuze bijeenkomst bijwoont.

De verdeling tussen mannen en vrouwen is vrijwel gelijk: 49,9% van de steekproef is man en 50,1% is vrouw. Het gemiddelde opleidingsniveau ligt op 5,02 (op een schaal van 1 tot 9), wat duidt op een oververtegenwoordiging van middelbaar tot hoger opgeleiden.

Vertrouwen in de overheid heeft een gemiddelde score van 2,51 op een schaal van 1 tot 4, met een standaarddeviatie van 0,74. Hoe hoger de score, hoe lager het vertrouwen. Het vertrouwen is dus niet zo hoog onder de respondenten. De gemiddelde leeftijdsscore bedraagt 7,73, uit een gecategoriseerde schaal van 1 tot 11, wat betekent dat de gemiddelde leeftijd tussen de 46 en 50 jaar ligt.

Deze verdelingen zijn van belang om mee te nemen bij de interpretatie van de samenhang tussen religie, onconventionele participatie en gender, omdat een scheve verdeling (zoals een kleine groep deelnemers van onconventionele politieke participatie) kan betekenen dat gevonden verbanden minder sterk of minder betrouwbaar zijn. Het kan er bijvoorbeeld voor zorgen dat kleine verschillen tussen groepen worden uitvergroot of dat verbanden moeilijker significant worden, simpelweg omdat er weinig variatie is in de afhankelijke variabele.

Tabel 1: Beschrijving van de in de analyse opgenomen variabelen: gemiddelde (standaarddeviatie), minimum- en maximumwaarde, mediaan en totaal aantal respondenten.

<i>Variabele</i>	<i>Gemiddelde* (standaarddeviatie)</i>	<i>Minimum</i>	<i>Mediaan</i>	<i>Maximum</i>	<i>N totaal</i>
Onconventionele politieke participatie (0=niet, 1=wel)	8.61% wel 91,39% niet (0.28)	0,00	0,00	1,00	2903
Religieusheid 1=wel, 2=niet)	30,11% wel 69,89% niet (0.46)	1,00	2,00	2,00	2903
Het bijwonen van religieuze diensten	4.59 (1,06)	1,00	5,00	5,00	2903
Geslacht (1=man, 2=vrouw)	49,85% man 50,15% vrouw (0,50)	1,00	1,00	2,00	2903
Opleidingsniveau	5,02 (1,84)	1,00	5,00	9,00	2903
Vertrouwen in de overheid	2,51 (0,74)	1,00	2,00	4,00	2903
Leeftijd	7,73 (3,15)	1,00	9,00	11,00	2903

*Bij nominale variabelen is de frequentieverdeling vermeld in percentages.

4.1.2. Bivariate statistieken

In Tabel 2 zijn de bivariate verbanden tussen de variabelen in het onderzoeksmodel weergegeven. Voor het berekenen van de correlaties tussen de variabelen is gebruikgemaakt van Cramer's V. Cramer's V is een maat voor de sterkte van het verband tussen twee categorische variabelen, met waarden tussen 0, waarbij er geen samenhang is en 1 waarbij er perfecte samenhang is. Het valt op dat de correlatiecoëfficiënten niet erg sterk zijn, maar verschillende verbanden zijn wel statistisch significant.

Opvallend is dat de samenhang tussen religieusheid en onconventionele politieke participatie zeer klein is ($r = 0,03$; $p > 0,05$) en niet significant. Ook de frequentie waarmee religieuze diensten worden bezocht hangt nauwelijks samen met onconventionele participatie ($r = 0,04$; $p > 0,05$). Deze bevindingen zijn niet in lijn met de verwachtingen uit de theorie, waarin werd gesteld dat religieusheid en het bijwonen van religieuze diensten de

kans op onconventionele politieke participatie verhoogt. Op basis van deze eerste resultaten lijkt er dus weinig empirische steun te zijn voor de eerste twee hypothesen.

Een ander opvallend verband is het verband tussen opleidingsniveau en onconventionele politieke participatie ($r = 0,13$; $p < 0,001$). Hoewel dit effect niet heel sterk is, is het wel significant. Dit wijst erop dat hoger opgeleiden iets vaker deelnemen aan onconventionele vormen van politieke participatie. Leeftijd hangt ook redelijk en significant samen met onconventionele politieke participatie ($r = 0,09$; $p < 0,05$), waarbij oudere respondenten een iets grotere kans hebben op vormen van onconventionele politieke participatie. Vertrouwen in de overheid en geslacht laten daarentegen geen significante samenhang met onconventionele participatie zien.

Zoals verwacht is de correlatie tussen religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten hoog ($r = 0,58$; $p < 0,001$). Dit bevestigt dat deze dimensies van religie sterk met elkaar samenhangen. Verder laat de tabel zien dat religieusheid zwak, maar significant samenhangt met gender ($r = 0,05$; $p < 0,05$), opleidingsniveau ($r = 0,12$; $p < 0,05$), en leeftijd ($r = 0,21$; $p < 0,001$), wat betekent dat religieusheid iets vaker voorkomt onder vrouwen, mensen met een lager opleidingsniveau en oudere respondenten.

Samenvattend geven de correlaties een eerste indicatie dat religie in deze steekproef slechts beperkt samenhangt met onconventionele politieke participatie. De zwakke correlaties creëren op het eerste gezicht twijfel over de verwachting uit de theorie. In de volgende paragraaf wordt verder ingegaan op de onderzoeksresultaten door de modevaluatie en de hypothesetoetsing te bespreken.

Tabel 2: Cramer's V correlaties van alle variabelen die zijn opgenomen in de analyse

	1. On. pol. par.	2. Religieusheid	3. Het bijwonen van rel. bij.	4. Gender	5. Opleidings niveau	6. Ver. in de overheid	7. Leeftijd
1. Onconventionele politieke participatie	-	0,03	0,40	0,03	0,13	0,05	0,09*
2. Religieusheid		-	0,58***	0,05*	0,12***	0,03	0,21***
3. Het bijwonen van religieuze bijeenkomsten			-	0,04	0,05	0,04	0,09***
4. Gender				-	0,08*	0,05*	0,11***
5. Opleidingsniveau					-	0,16***	0,18***
6. Vertrouwen in de overheid						-	0,08**
7. Leeftijd							-

* significant bij $p < 0,05$, ** significant bij $p < 0,01$, *** significant bij $p < 0,001$; tweezijdige toets; $n=2903$

4.2 Modevaluatie

In deze paragraaf wordt de modevaluatie besproken. Er is een logistische regressie uitgevoerd omdat de variabele onconventionele politieke participatie een dummy is. Voor de logistische regressieanalyse is er rekening gehouden met de assumptie van onafhankelijkheid, multicollineariteit en de grootte van de dataset. Tabel 3 geeft de resultaten weer van de uitgevoerde analyses. Een uitgebreide beschrijving is weergegeven in Bijlage 2.

4.2.1. Modelfit

Voor dit onderzoek zijn zes logistische regressiemodellen opgesteld met onconventionele politieke participatie als afhankelijke variabele. De modellen zijn geëvalueerd aan de hand van drie criteria: de deviance, de χ^2 -toets (Likelihood Ratio Test, LRT) en de Hosmer-Lemeshow toets. De deviance laat zien hoe goed het model past; hoe lager deze waarde, hoe beter de fit. De LRT beoordeelt of het toevoegen van één of meer variabelen tot een significante verbetering leidt. De Hosmer-Lemeshow toets vergelijkt de voorspelde waarden met de geobserveerde waarden; een hoge p-waarde wijst op een goede fit.

Model 1 bevat uitsluitend de controlevariabelen: opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd. Het heeft een deviance van 1651,5 en een Hosmer-Lemeshow waarde van 15,03 (df = 8; $p > 0.05$), wat wijst op een goede overeenkomst tussen voorspellingen en observaties.

Model 2 voegt religieusheid toe aan de controlevariabelen uit model 1. De deviance daalt licht naar 1650,5, en de Hosmer-Lemeshow waarde verbetert naar 8,74 (df = 8; $p > 0.05$), wat duidt op een goede fit. De vergelijking met model 1 via de LRT ($\chi^2 = 1.01$; $p > 0.05$) toont echter aan dat deze toevoeging geen significante verbetering van de modelfit oplevert. Desondanks wijst de kleine daling in deviance mogelijk op een zwak positief verband tussen religieusheid en onconventionele participatie.

Model 3 vervangt religieusheid door het bijwonen van religieuze bijeenkomsten. In vergelijking met model 1 stijgt de deviance licht naar 1651,2, wat duidt op een verslechtering van de modelfit. De Hosmer-Lemeshow toets is significant met een waarde van 20,09 (df = 9; $p < 0.05$), wat suggereert dat het model slechter aansluit bij de data. Ook de χ^2 -toets die model 1 vergelijkt met model 3 ($\chi^2 = 0.27$; $p > 0.05$) bevestigt dat het toevoegen van de variabele bijwonen van religieuze bijeenkomsten het model niet significant verbetert.

Model 4 bouwt voort op model 2 en voegt de interactie toe tussen religieusheid en gender. Dit leidt tot een verdere daling in de deviance naar 1648,1. De Hosmer-Lemeshow waarde blijft aanvaardbaar (12,38; df = 8; $p > 0.05$). De vergelijking met model 2 ($\chi^2 = 2.39$;

$p > 0.05$) toont echter aan dat deze uitbreiding niet significant is, hoewel de daling in deviance opnieuw op een beperkte verbetering kan wijzen.

Model 5 bouwt voort op model 3 en bevat de interactie tussen het bijwonen van religieuze diensten en gender. De deviance daalt naar 1647,9. De Hosmer-Lemeshow waarde van 8,06 ($df = 8$; $p > 0.05$) wijst op een goede fit met de data. Toch laat ook de vergelijking met model 3 ($\chi^2 = 3.32$; $p > 0.05$) zien dat deze toevoeging niet significant bijdraagt aan de verklaring van onconventionele participatie.

Model 6 bevat zowel religieusheid als het bijwonen van religieuze bijeenkomsten, inclusief beide interacties met gender. Het model kent de laagste deviance van alle modellen: 1645,1. De Hosmer-Lemeshow toets (14,26; $df = 8$; $p > 0.05$) wijst op een degelijke fit met de data. In vergelijking met model 5 ($\chi^2 = 2.78$; $p > 0.05$) levert deze uitbreiding opnieuw geen significante verbetering op. Wel laat de cumulatieve daling in deviance zien dat het model theoretisch completer is, al blijft de verklarende kracht beperkt.

Samenvattend tonen de χ^2 -toetsen aan dat geen van de toevoegingen in de modellen statistisch significant bijdraagt aan het verklaren van onconventionele politieke participatie. Desondanks wijzen de kleine dalingen in deviance en de overwegend goede Hosmer-Lemeshow scores erop dat sommige modellen beter bij de data aansluiten dan andere. Deze resultaten suggereren dat de invloed van religie en gender op onconventionele participatie genuanceerd is en mogelijk pas tot uiting komt in interactie met andere verklarende factoren of binnen specifieke subgroepen.

4.2.2. Uitbijters

Om te controleren op invloedrijke observaties is er gekeken naar de leveragewaarden. Leverage geeft aan hoeveel invloed een individuele observatie heeft op de voorspelde waarde in het model. Een gebruikelijke vuistregel is dat een observatie als mogelijk invloedrijk wordt beschouwd wanneer de leverage groter is dan $2p/n$ waarbij p het aantal geschatte parameters en n het aantal waarnemingen is. In dit model zijn er 9 parameters (inclusief interactietermen), wat bij een steekproef van 2903 respondenten resulteert in een kritische waarde van ongeveer 0,0062.

De hoogste gevonden leveragewaarde in het model bedraagt 0,035. Dit ligt ruim boven de drempel van 0,02, wat suggereert dat er enkele observaties zijn die mogelijk een onevenredige invloed uitoefenen op het model. Hoewel dit niet automatisch problematisch is, is het wel belangrijk om bij de interpretatie van het model rekening te houden met deze potentiële invloedrijke punten.

De hoogste DFBETA-waarde bedraagt voor religieusheid 0,04 en voor het bijwonen van religieuze bijeenkomsten 0,03. De berekende grens ligt op 0,037. Waarbij de positieve DFBETA de schatter juist omhoog duwen, zijn ook de negatieve DFBETA-waarde eruit

gefilterd. Dit zijn namelijk de invloedrijke schatters die de schatter omlaag duwen. Na het filteren van de invloedrijke punten is model 6 uit Tabel 3 nog een keer geschat. Deze schatting levert opmerkelijke resultaten op. Verschillende variabelen die in eerste instantie niet significant waren, zijn dat nu wel. In Bijlage 3 wordt verder ingegaan op de bespreking van de leverage en de DFBETA.

4.2.3. Multicollineariteit

In model 6 is gecontroleerd op multicollineariteit met behulp van VIF-waarden. Hieruit blijkt dat met name de religieuze variabelen en hun interacties onderling sterk samenhangen, met enkele VIF-scores boven de 40. De controlevariabelen laten daarentegen lage VIF-waarden zien, wat duidt op een stabiele bijdrage aan het model. In Bijlage 3 wordt verder ingegaan op de bespreking van de multicollineariteit.

4.2.4. Onafhankelijke waarnemingen

Bij een logistische regressie moet rekening gehouden worden met de assumptie van onafhankelijke waarnemingen. De data die wordt gebruikt voor dit onderzoek komt van het NKOS. Door de willekeurigheid van de steekproef is er geprobeerd om een goede afspiegeling van de Nederlandse maatschappij te krijgen. Echter komt een deel van de respondenten uit hetzelfde huishouden doordat een deel van de respondenten via het LISS-panel is gewerfd. Dit belemmert de onafhankelijkheid, maar door de grootte van de steekproef kan dit worden verwaarloosd.

4.3 Hypothesetoetsing

In Tabel 3 is de regressieanalyse weergegeven. Uit de regressieanalyse blijkt dat is onderzocht of religieus zijn en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten samenhangt met onconventionele politieke participatie en of deze effecten worden gemodereerd door gender. Daarbij is gecontroleerd voor opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd. De resultaten worden hieronder per hypothese besproken.

Hypothese 1: Religieuzen hebben een hogere kans op onconventionele politieke participatie dan niet religieuzen.

De regressiecoëfficiënt voor religieusheid is in geen enkel model significant ($p > 0.05$). In Model 2 heeft religieusheid een odds van 1.17. Dit betekent dat de odds, de verhouding tussen kans op deelname en niet-deelname, voor religieuzen 17% hoger liggen dan voor niet-religieuzen, wanneer gecontroleerd wordt voor opleiding, vertrouwen in de overheid en leeftijd. De odds is een maat die de verhouding weergeeft, niet de kans. Bovendien is dit effect statistisch niet significant, wat betekent dat we op basis van deze

analyse niet met voldoende zekerheid kunnen zeggen dat religieusheid samenhangt met participatie.

In model 4 en model 6, waarin ook de interactie met gender is opgenomen, zijn de odds respectievelijk 0.97 en 1.67. Ook deze effecten zijn niet significant ($p > 0.05$). De richting van het effect wisselt bovendien per model, wat erop wijst dat religieusheid geen stabiele voorspeller is van onconventionele politieke participatie.

Om de uitkomsten van model 2 verder te duiden, zijn de voorspelde kansen op onconventionele politieke participatie berekend voor zowel religieuze als niet-religieuze respondenten, waarbij het opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd op de mediaan zijn gehouden. Hieruit blijkt dat niet-religieuze respondenten een geschatte kans van 16,09% hebben op onconventionele politieke participatie, terwijl deze kans bij religieuze respondenten uitkomt op 18,84%. Hoewel dit wijst op een lichte toename van de kans voor religieuzen, is het verschil klein en komt overeen met het eerder besproken, niet-significante effect. De berekening van deze voorspelde kansen is opgenomen in bijlage 2.

Samenvattend laat geen van de modellen een statistisch overtuigend effect zien van religieusheid op de odds van deelname aan onconventionele politieke activiteiten. Daarnaast moet er rekening mee worden gehouden dat niet alle coëfficiënten uit model 2, 4 en 6 die gebruikt zijn, ook significant zijn. Dit is van belang omdat het interpreteren van niet-significante coëfficiënten kan leiden tot overschatting van het effect of tot conclusies die statistisch niet onderbouwd zijn. Op basis van de regressieanalyse wordt de eerste hypothese niet ondersteund.

Hypothese 2: Mensen die vaker religieuze bijeenkomsten bijwonen, hebben een hogere kans op onconventionele politieke participatie dan mensen die minder vaak een religieuze bijeenkomst bijwonen.

Deze hypothese is getoetst met behulp van model 3, waarin het bijwonen van religieuze bijeenkomsten is opgenomen als gecentreerde variabele. De regressiecoëfficiënt is -0.03 (SE = 0.06), wat niet significant is ($p > 0.05$). Omdat hogere waarden op het bijwonen van religieuze bijeenkomsten betekent dat iemand juist minder vaak een religieuze bijeenkomst bezoekt, betekent de negatieve coëfficiënt dat het vaker bijwonen van religieuze bijeenkomsten juist geassocieerd is met hogere odds op onconventionele politieke participatie naarmate iemand vaker deelneemt aan religieuze bijeenkomsten. De odds is 0.97, wat betekent dat de odds van participatie afneemt naarmate iemand minder vaak deelneemt aan religieuze bijeenkomsten.

Om de uitkomsten van model 3 verder te duiden, zijn de voorspelde kansen op onconventionele politieke participatie berekend voor respondenten die nooit of zelden religieuze bijeenkomsten bijwonen en voor respondenten die dit één keer per week of vaker doen. Hierbij zijn opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd constant gehouden

op de mediaan. Uit de berekening blijkt dat de geschatte kans op onconventionele participatie 11,80% bedraagt voor mensen die nooit of zelden religieuze bijeenkomsten bijwonen, tegenover 13,31% voor mensen die dit wekelijks of vaker doen. Dit betekent dat de kans op participatie licht toeneemt bij frequent religieus bezoek, maar het verschil is klein. Bovendien sluit dit aan bij het eerder besproken, niet-significante effect. De berekening van deze voorspelde kansen is opgenomen in Bijlage 2.

Geen van de modellen laat een statistisch overtuigend effect zien van het bijwonen van religieuze bijeenkomsten op de odds van deelname aan onconventionele politieke activiteiten. Daarnaast moet ook hier rekening worden gehouden met het feit dat niet alle coëfficiënten uit model 3, 5 en 6 die gebruikt zijn, ook significant zijn. Dit is van belang omdat het interpreteren van niet-significante coëfficiënten kan leiden tot overschatting van het effect of tot conclusies die statistisch niet onderbouwd zijn. Op basis van de regressieanalyse wordt de tweede hypothese niet ondersteund.

Hypothese 3: Het effect van religie op onconventionele politieke participatie is voor mannen sterker dan voor vrouwen.

Om deze hypothese te toetsen is gekeken naar interactietermen tussen religieusheid en gender in model 4 en tussen het bijwonen van religieuze diensten en gender in model 5. Daarnaast zijn beide interactiemodellen opgenomen in model 6, dus dit model wordt ook meegenomen. In model 4 is de coëfficiënt voor de interactie tussen religieusheid en gender 0.13 (SE = 0.31), wat overeenkomt met een odds van 1.14. Dit betekent dat de odds op participatie voor religieuze mannen ongeveer 14% hoger liggen dan voor religieuze vrouwen. In model 6 is de coëfficiënt voor diezelfde interactie -0.13 (SE = 0.39), wat neerkomt op een odds van 0.88, oftewel een daling van 12% in de odds voor mannen. De tegenovergestelde richtingen van het effect in beide modellen wijzen op instabiliteit. Geen van beide effecten is significant ($p > 0.05$) en dus is er geen statistisch bewijs voor een verschil tussen mannen en vrouwen in het effect van religieusheid op participatie.

Ook de interactie tussen het bijwonen van religieuze bijeenkomsten en gender is in model 5 ($b = 0.14$; OR = 1.15) en model 6 ($b = 0.17$; OR = 1.19) niet significant. Deze waarden geven aan dat de odds op participatie bij het frequent bijwonen van religieuze bijeenkomsten mogelijk iets sterker stijgen bij mannen dan bij vrouwen, maar ook hier geldt dat deze effecten statistisch niet overtuigend zijn.

Bij de controlevariabelen vallen twee voorspellers op die in elk model consequent positief en significant zijn: opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid. De odds voor opleidingsniveau ligt rond de 1.29, wat betekent dat bij elke stijging van één opleidingscategorie de odds op participatie met ongeveer 29% toenemen. Vertrouwen in de overheid blijkt ook een sterke voorspeller, met een odds van gemiddeld 1.38, oftewel een stijging van 38% in de odds per eenheid toename in vertrouwen. Leeftijd is in geen enkel

model significant; de odds liggen telkens rond de 0.98, wat duidt op een zeer beperkte, niet-significante daling van de odds bij toenemende leeftijd.

Samenvattend laten de modellen geen overtuigend bewijs zien voor verschillen tussen mannen en vrouwen in het effect van religieusheid of bijwonen van religieuze bijeenkomsten op onconventionele politieke participatie. De interactie-effecten zijn klein, niet significant en wisselend van richting. Hypothese 3 wordt daarmee niet ondersteund. Wel tonen de analyses dat opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid statistisch significante voorspellers zijn van onconventionele politieke participatie.

Tabel 3: Resultaten van de logistische regressieanalyse

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4			Model 5			Model 6			VIF
	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	<i>b</i>	<i>SE</i>	<i>Odds</i> <i>-ratio</i>	Model 6
Constante	-4.32 ***	0.41	0.01	-4.60 ***	0.49	0.01	-4.32 ***	0.41	0.01	-4.61 ***	1.00	0.01	-4.66 ***	0.47	0.01	-5.60 ***	1.24	0.00	
Religieus				0.16	0.16	1.17				-0.03	0.50	0.97				0.52	0.64	1.67	17.45
Bijwonen religieuze bijeenkomsten (Gecentreerd)							-0.03	0.50	0.97				-0.24	-0.3 6	0.78	-0.36	0.25	0.69	15.81
Vertrouwen in de overheid	0.32* **	0.09	1.38	0.32 ***	0.09	1.38	0.32 ***	0.09	1.38	0.32* **	0.09	1.37	0.32* **	0.09	1.38	0.33* **	0.09	1.38	1.07
Opleidingsniveau	0.25* **	0.04	1.29	0.25 ***	0.04	1.28	0.25 ***	0.04	1.29	0.25* **	0.04	1.29	0.26* **	0.04	1.29	0.25* **	0.04	1.29	1.10
Leeftijd	-0.03	0.02	0.97	-0.02	0.02	0.98	-0.03	0.02	0.97	-0.02	0.02	0.98	-0.02	0.02	0.98	-0.02	0.02	0.98	1.08
Religieusheid x gender										0.13	0.31	1.14				-0.13	0.39	0.88	41.91
Bijwonen religieuze bijeenkomsten x gender													0.14	0.13	1.15	0.17	0.16	1.19	15.12
Deviance (-2LL)	1651.5			1650.5			1651.2			1648.1			1647.9			1645.1			
χ^2 -toets (LR)				1.008 (M1-M2)			0.270 (M1-M3)			2.386 (M2-M4)			3.324 (M3-M5)			2.782 (M5-M6)			
Hosmer-Lemeshow	15,03 (df=8)			8.74 (df=8)			20.09* (df=9)			12.38 (df=8)			8.06 (df=8)			14.26 (df=8)			
<i>N</i>	2903			2903			2903			2903			2903			2903			

* significant bij $p < 0,05$, ** significant bij $p < 0,01$, *** significant bij $p < 0,00$; N=29

5. Conclusie

In dit onderzoek stond de vraag centraal: "In hoeverre speelt religie een rol in onconventionele politieke participatie? En wat is de rol van gender?" Het verband tussen religie en onconventionele politieke participatie en de invloed van gender op dit verband is onderzocht aan de hand van drie hypothesen. Waarbij religie onderverdeeld is in de twee verschillende variabelen religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten. Om antwoord te krijgen op deze onderzoeksvraag is er een regressieanalyse uitgevoerd.

Uit de theorie is het aannemelijk op basis van de sociale identiteitstheorie dat religieuzen een grotere kans hebben op deelname aan vormen van onconventionele politieke participatie dan niet-religieuzen (Hogg & Abrams, 1988). Uit de hypothesetoetsing en de onderzoeksresultaten is gebleken dat religieuzen een iets grotere kans hebben op onconventionele politieke participatie, maar het verschil is erg klein en niet significant. Hiermee wordt de eerste hypothese niet ondersteund. Religieuzen hebben geen grotere kans op onconventionele politieke participatie ten opzichte van niet-religieuzen.

De tweede hypothese heeft betrekking op het bijwonen van religieuze bijeenkomsten. Volgens de religieuze mobilisatietheorie zou het zijn dat personen die vaker religieuze bijeenkomsten bijwoonden, een grotere kans op onconventionele politieke participatie zouden hebben (Verba et al., 1995). Uit de hypothesetoetsing en de onderzoeksresultaten is gebleken dat mensen die vaker religieuze bijeenkomsten bezoeken een iets grotere kans hebben op onconventionele politieke participatie, maar het verschil is erg klein en niet significant. Tegen de verwachting in sluiten de onderzoeksresultaten niet aan bij de theorie. Hiermee wordt de tweede hypothese niet ondersteund. Mensen die vaker religieuze bijeenkomsten bezoeken hebben geen grotere kans op onconventionele politieke participatie ten opzichte van mensen die dit niet bezoeken.

De derde hypothese heeft betrekking op de invloed van gender op het verband tussen religie, dus religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten, en onconventionele politieke participatie. Uit de theorie blijkt dat onder andere door traditionele rolpatronen in religies de kans op onconventionele politieke participatie voor vrouwen minder hoog was dan voor mannen (Erzeel, 2005 ; Inglehart & Norris, 2003). Uit de hypothesetoetsing en de onderzoeksresultaten blijkt dat het effect voor mannen niet sterker is dan voor vrouwen. Hiermee wordt de derde hypothese ook niet ondersteund.

Tegen de verwachting in sluiten de onderzoeksresultaten niet aan bij de theorie. Het uitblijven van de significante resultaten impliceert dat er mogelijk andere factoren zijn die meespelen in het verklaren van onconventionele politieke participatie. In de

discussieparagraaf wordt verder ingegaan op enkele verklaringen waardoor de theorie en resultaten mogelijk niet overeenkomen met elkaar.

In het onderzoek is gecontroleerd voor opleidingsniveau, leeftijd en vertrouwen in de overheid. Opvallend aan dit onderzoek is dat uit de onderzoeksresultaten is gebleken dat opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid sterk samenhangt met de kans op onconventionele politieke participatie. Voor vervolgonderzoek is het aanbevolen om het verband tussen opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid in samenhang met onconventionele politieke participatie verder te onderzoeken.

Het antwoord op de onderzoeksvraag is dat religie slechts een kleine rol speelt in onconventionele politieke participatie in Nederland en dat er binnen dit onderzoek geen duidelijk verschil is gevonden tussen mannen en vrouwen in hoe religie hierop van invloed is.

6. Discussie

Dit onderzoek kent enkele beperkingen, maar ook sterke punten die mogelijk invloed hebben uitgeoefend op de resultaten van het onderzoek.

Het eerste deel van de verzamelde data is op een compleet willekeurige manier gedaan, wat bijdraagt aan de onafhankelijkheid van het onderzoek. Het tweede deel van de data is verzameld onder deelnemers van het LISS-panel, waarvan sommige respondenten uit hetzelfde huishouden afkomstig zijn. Voor dit onderzoek hebben 2443 mensen deelgenomen. Dit betekent dat er eigenlijk sprake is van schending van de assumptie van onafhankelijkheid. Een belangrijk gevolg hiervan is dat het model de variantie in de data onderschat. Dit verhoogt het risico op een type I-fout: het onterecht verwerpen van de nulhypothese (de hypothese dat er geen effect is). Wat ervoor zorgt dat effecten eerder als significant kunnen worden aangemerkt dan terecht is. Echter is dit waarschijnlijk niet het geval door de grootte van de dataset met 4839 respondenten en 2903 die er zijn overgebleven na de operationalisaties.

De variabele 'bijwonen van religieuze diensten' is ingedeeld in vijf antwoordcategorieën, waarin respondenten aangeven hoe vaak zij naar de kerk, moskee of een andere religieuze bijeenkomst gaan. De antwoordmogelijkheden waren: 1) één keer per week of vaker, 2) twee tot drie keer per maand, 3) één keer per maand, 4) minder dan één keer per maand en 5) zelden of nooit. Mogelijk had het onderzoek meer inzicht opgeleverd als de eerste categorie verder was uitgesplitst, door onderscheid te maken tussen twee, drie of zelfs meer bezoeken per week. Dit zou vooral relevant kunnen zijn geweest voor het moderatie-effect van gender, omdat het aannemelijk is dat traditionele rolpatronen vaak sterker aanwezig zijn in zeer gelovige gezinnen die zeer regelmatig religieuze bijeenkomsten bezoeken.

De omvang van de dataset is een sterk punt van dit onderzoek. Het hoge aantal respondenten en de twee verschillende wijze van respondenten verkrijgen, zorgt ervoor dat er sprake is van een brede en representatieve steekproef, waardoor de resultaten iets kunnen zeggen over de Nederlandse volwassen bevolking. Een ander sterk punt is dat de onderzoeksresultaten gebaseerd zijn op actuele gegevens. De gebruikte dataset, het Nationaal Kiezersonderzoek 2021, is verzameld rond de Tweede Kamerverkiezingen en geeft daardoor een actueel beeld van de Nederlandse samenleving.

Echter zit er aan de actualiteit van de dataset ook een nadeel. In 2020 brak de coronapandemie uit en dit resulteerde in verschillende maatregelen waardoor protesteren en demonstreren lastiger werd door het handhaven van de anderhalve meter regel (Rijksoverheid, 2020 ; Roorda & Brouwer, 2022). In de vragenlijst is er gevraagd naar deelname aan onconventionele politieke participatie in de afgelopen 5 jaar. Aangezien de

dataverzameling plaatsvond in 2021, een jaar na de invoering van coronamaatregelen en lockdowns, is het mogelijk dat het aantal deelnemers van onconventionele politieke participatie lager uitviel dan gebruikelijk zou zijn geweest zonder coronamaatregelen.

Een opvallende statistische bevinding is de lage Cronbach alpha ($\alpha = 0,41$). Dit duidt op een lage betrouwbaarheid van de afhankelijke variabele en kan ertoe hebben geleid dat effecten zijn onderschat. Hierdoor is het aannemelijk dat de gemeten samenhang tussen de religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten en onconventionele politieke participatie vertekend is. Het werkelijke verband zou eigenlijk sterker kunnen zijn dan uit de analyses blijkt. Deze lage waarde kan worden verklaard door het beperkte aantal items en de dichotome aard van de variabelen. Een aanbeveling zou zijn in vervolgonderzoek de variabele onconventionele politieke participatie verder uit te breiden door ook andere vormen toe te voegen, zoals online vormen van onconventionele politieke participatie of het tekenen van petitie's.

Een andere opvallende bevinding uit aanvullende analyses is dat na het verwijderen van uitbijters op basis van leverage en DFBETA, sommige verbanden plotseling wel significant worden. Zo wordt religieusheid en het bijwonen van religieuze diensten en de interacties met gender significant. Het feit dat slechts enkele datapunten zo'n groot effect hebben op de uitkomst, suggereert dat bepaalde verbanden mogelijk alleen onder specifieke omstandigheden bestaan. Het kan ook wijzen op heterogeniteit binnen de groep religieuzen: sommige subgroepen nemen deel aan onconventionele politieke participatie, terwijl anderen dat juist niet doen.

Tegelijkertijd is het belangrijk om deze aanvullende bevindingen met terughoudendheid te interpreteren. Het verwijderen van uitbijters is gerechtvaardigd als die punten onevenredig veel invloed uitoefenen, maar het risico bestaat dat hierdoor ook belangrijke variatie in de data verloren gaat. De resultaten zonder uitbijters zijn dus geen vervanging van het oorspronkelijke model, maar dienen als aanvulling die de gevoeligheid van de modellen blootlegt.

Een mogelijke verklaring voor het feit dat de onderzoeksresultaten niet in lijn liggen met de theorie kan zijn omdat de theorie grotendeels is gebaseerd op data uit de Verenigde Staten of uit andere landen en er in dit onderzoek is gewerkt met een Nederlandse dataset. Het is mogelijk dat de theorieën in de Verenigde Staten wel gelden, maar deze theorieën bij Nederlandse religieuzen en bezoekers van religieuze bijeenkomsten minder of niet gelden. Een verklaring hiervoor kan zijn dat religieuze betrokkenheid in Nederland afneemt (Schmeets, 2020). In dit onderzoek is daar wel rekening mee gehouden door niet alleen naar religieusheid te kijken, maar ook de mate van het bijwonen van religieuze diensten te onderzoeken. In vervolgonderzoek zou hier wel nog beter in verdiept kunnen worden,

eventueel door naar verschillende stromingen of gradaties binnen de religies te kijken of door andere religieuze variabelen mee te nemen.

Uit de data blijkt dat laagopgeleiden minder deelnemen aan vormen van onconventionele politieke participatie. Een beleidsaanbeveling zou zijn om toelichting over politieke participatie te geven op mbo scholen of via buurthuizen in buurten met een gemiddeld laag opleidingsniveau, leerlingen en bewoners in te lichten over hun rechten. Zoals het recht op demonstratie uit de grondwet. Ook is het belangrijk om mensen het gevoel te geven dat ze actief betrokken zijn bij maatschappelijke kwesties. Voorlichtingen en programma's zoals debatkmiddagen of samenwerkingen met maatschappelijke organisaties op het mbo of via buurthuizen kan ervoor zorgen dat meer laagopgeleiden deelnemen aan vormen van onconventionele politieke participatie.

Hoewel de resultaten niet wijzen op een verband tussen religie en onconventionele politieke participatie, levert dit onderzoek alsnog een waardevolle bijdrage aan het inzicht in wie zich binnen Nederland maatschappelijk en politiek uitspreekt. Juist het uitblijven van significante effecten benadrukt dat religie in de Nederlandse context mogelijk een andere rol speelt dan in andere studies. Daarmee draagt dit onderzoek bij aan de nuancering van bestaande theorieën en laat het zien dat religie niet overal dezelfde politieke implicaties heeft. De afwezigheid van duidelijke genderverschillen binnen de religieuze context biedt aanleiding tot heroverweging van veronderstellingen over uitsluiting of ondervertegenwoordiging van religieuze vrouwen bij vormen van onconventionele politieke participatie.

Tot slot draagt dit onderzoek bij aan het bredere maatschappelijke en wetenschappelijke debat over inclusie, representatie en gelijke kansen in politieke participatie, door te laten zien dat de rol van religie en gender genuanceerder en complexer is dan wordt aangenomen. Nu we weten dat religie geen voorspeller is voor onconventionele politieke participatie in Nederland en opleidingsniveau en vertrouwen in de overheid dit wel kunnen zijn, biedt het onderzoek voor beleidsmakers en onderzoekers nieuwe handvatten voor het bevorderen van gelijke kansen op politieke participatie.

7. Literatuurlijst

D'Agostino, G., Martinez Böhme, S., & Schmeets, H. (2024). *Politieke participatie van sociaaleconomische groepen*. Centraal Bureau voor de Statistiek.

Arikan, G., & Ben-Nun Bloom, P. (2019). Religion and Political Protest: A Cross-Country Analysis. *Comparative Political Studies*, 52(2), 246-276.

Ben-Nun Bloom, P., & Arikan, G. (2013). *A two-edged sword: The differential effect of religious belief and religious social context on attitudes towards democracy*. *Political Behavior*, 35(2), 249–276.

Coleman, J. S. (1990). *Foundations of social theory*. Harvard University Press.

Dagevos, J., & Vermeulen, F. (Red.). (2024). *Is de politiek er voor iedereen?* Sociaal en Cultureel Planbureau.

Van Deth, J. (2014). *A Conceptual Map of Political Participation*.

Van Enk, B., & Schmeets, H. (2019). *Vertrouwen en stemgedrag*. Centraal Bureau voor de Statistiek.

Erzeel, S. (2005). Politieke participatie van vrouwen en Islamitisch fundamentalisme in postrevolutionair Iran. *Res Publica*, 47(4), 443–466.

Fennema, M., & Tillie, J. (2001). Civic community, political participation and political trust of ethnic groups. *Connections*, 24(1), 26–41.

Geenen, M. (2024). Van vertrouwen naar actie: Een kwantitatief onderzoek naar de relatie tussen politiek vertrouwen, een persoonlijk verantwoordelijkheidsgevoel en politieke participatie onder jongeren. *Mens & Maatschappij*, 99(2), 154–188.

Van Groenigen, E., & Van Koperen, L. (2012). *Vrouwen politiek toch actief? Gender verschillen in non-conventionele politieke participatie*. Universiteit Utrecht.

De Hart, J., van Houwelingen, P., & Huijnk, W. (2022). *Religie in een pluriforme samenleving. Diversiteit en verandering in beeld. Deel 3: Buiten kerk en moskee*. Sociaal en Cultureel Planbureau.

Hogg, M. A., & Abrams, D. (1988). *Social identifications: A social psychology of intergroup relations and group processes*.

Huijnk, W. (2018). *De religieuze beleving van moslims in Nederland: Diversiteit en verandering in beeld*. Sociaal en Cultureel Planbureau.

Inglehart, R., & Norris, P. (2003). *Rising Tide: Gender Equality and Cultural Change Around the World*. Cambridge University Press.

Kalin, M., & Sambanis, N. (2018). How to think about social identity. *Annual Review of Political Science*, 21(1), 239–257.

Klandermans, B., Van der Toorn, J., & Van Stekelenburg, J. (2008). Embeddedness and identity: How immigrants turn grievances into action. *American Sociological Review*, 73(6), 992–1012.

Kollar, R., Geurts, N., & Spierings, N. (2023). Religiosity and electoral turnout among Muslims in Western Europe. *European Political Science Review*, 16(3), 393–412.

Kollar, R., & Vermeulen, F. (2025). Islam and democracy? The meaning of Islam for descendants of migrants from Turkey and Morocco and how this connects to political participation. *Ethnic and Racial Studies*, 1–19.

Kranendonk, M., & Vermeulen, F. (2019). Does group identification foster political engagement? Evidence from Muslims in Western Europe. *Journal of Ethnic and Migration Studies*, 45(16), 3065–3083.

Kregting, J., & Sederel, C. (2013). Kerkelijke betrokkenheid in de 21ste eeuw. *Religie & Samenleving*, 8(1), 41–62

Lee, F. L. F. (2008). Between mobilization and resignation: Political attitudes and action orientations of youth in Hong Kong. *Asian Survey*, 48(6), 900–925.

Van der Meer, T., & Van Deth, J. (2010). Opkomstplicht: stimulans of frustratie? Een landenvergelijkende studie naar de gevolgen van opkomstplicht op politieke participatie. *Res Publica*, 52(1), 73–93

Melo, D. F., & Stockemer, D. (2014). Age and political participation in Germany, France and the UK: A comparative analysis. *Comparative European Politics*, 12(1), 33–53.

Michalski, P., Marchlewska, M., Furman, A., Szczepanska, D., Panayiotou, O., Molenda, Z., & Górka, P. (2021). To advise and scrutinize the government? Two types of political knowledge, political trust and unconventional participation. *Current Psychology*, 1–14.

Nederlands Dagblad. (2010, november 5). *Studenten omsingelen de Dom als protest*. Nederlands Dagblad.

Nielsen, J. S. (Ed.). (2013). *Muslim political participation in Europe*. Edinburgh University Press.

Norris, P. (2002). *Democratic Phoenix*. Cambridge: Cambridge University Press

Norris, P., & Inglehart, R. (2004). *Sacred and secular: Religion and politics worldwide*. Cambridge, UK and New York: Cambridge University Press.

NOS. (2025, maart 22). 'Zeker 10.000 mensen' bij demonstratie tegen racisme en fascisme in Amsterdam. NOS.

NOS. (2019, augustus 9). Honderdtal mensen bij demonstratie tegen boerkaverbod. NOS.

Putnam, R. D. (1995). Bowling alone: America's declining social capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65–78.

Read, J. G. (2003). The Sources of Gender Role Attitudes among Christian and Muslim ArabAmerican Women. *Sociology of Religion*, 64(2), 207.

Roorda, B., & Brouwer, J. (2022, 28 februari). *Demonstreren in coronatijd*. De Hofvijver, 12(128). Montesquieu Instituut.

Schaaf, R., Otjes, S. & Spierings, N. (2024). *The Role of Networks in Mobilization for Ethnic Minority Interest Parties*. Political Behavior

Schmeets, H. (2020). *Religie in Nederland*. Centraal Bureau voor de Statistiek.

Schmeets, H. (2019). *Religie en sociale cohesie*. Centraal Bureau voor de Statistiek.

Schlozman, K. & Verba, S. & Brady, H. (2012). *The Unheavenly Chorus: Unequal Political Voice and the Broken Promise of American Democracy*. Princeton: Princeton University Press

Schlozman, K. L., Brady, H. E., & Verba, S. (2018). *Unequal and Unrepresented: Political Inequality and the People's Voice in the New Gilded Age*.

Simon, B., & Klandermans, B. (2001). Politicized collective identity: A social psychological analysis. *American Psychologist*, 56(4), 319-331.

Sipma, T., Jacobs, K., Lubbers, M., Spierings, N. & Van der Meer, T.W.G (2021). Dutch Parliamentary Election Study 2021 (DPES/NKO 2021): Research description and codebook. Nijmegen: SKON.

Smets, K., & Van Ham, C. (2013). The embarrassment of riches? A meta-analysis of individual-level research on voter turnout. *Electoral Studies*, 32(2), 344–359.

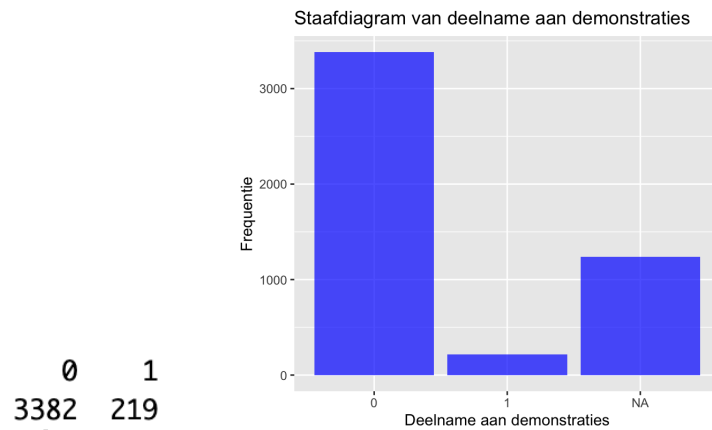
Verba, S., Schlozman, K. L., & Brady, H. E. (1995). *Voice and equality: Civic voluntarism in American politics*. Harvard University Press.

Van de Walle, S., & Kampen, J. K. (2004). Social Mood as Determinant for Consumer Confidence and Political Trust. In *Tijdschrift Voor Economie en Management: Vol. XLIX* (3).

Bijlage 1: Beschrijving van alle variabelen

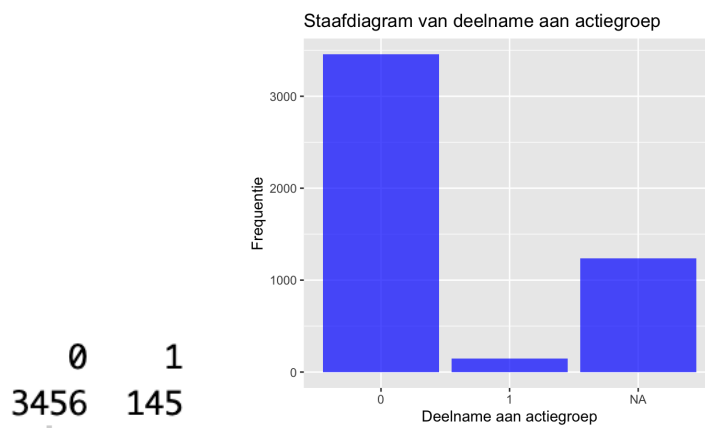
1. De oorspronkelijke variabele

1.1 Deelname aan demonstraties



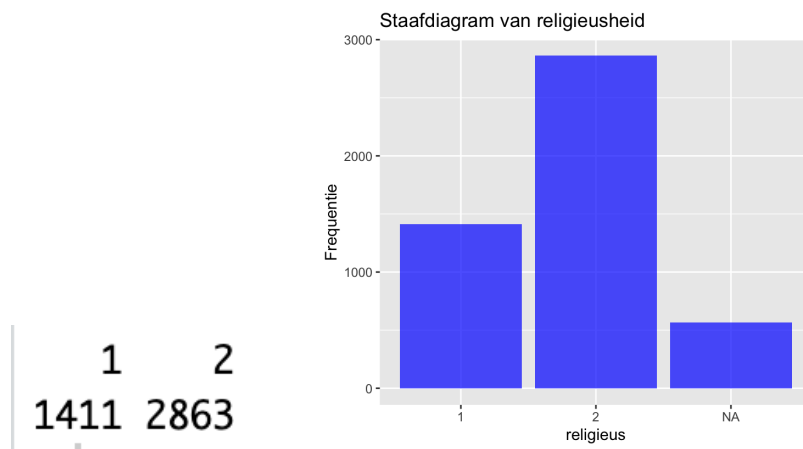
Uit de frequentietabel blijkt dat bij de oorspronkelijke variabele 219 wel eens hebben deelgenomen aan een demonstratie. Dat is 6.08%.

1.2 Deelname aan actiegroep



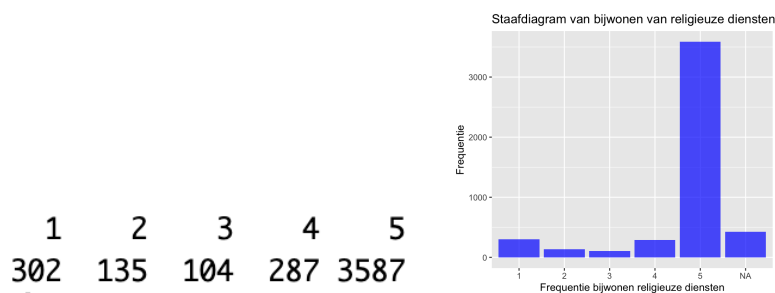
Uit de frequentietabel blijkt dat 145 wel eens hebben deelgenomen aan een actiegroep. Dat is 4.02%.

1.3 Religieusheid



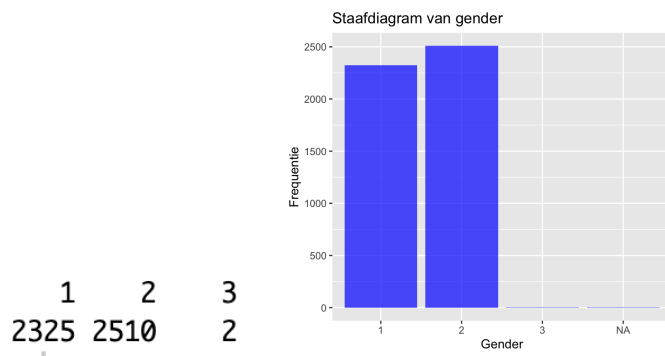
Uit de frequentietabel blijkt dat 1411 mensen zichzelf als religieus ervaren. Dat is 33.01%.

1.4 Het bijwonen van religieuze bijeenkomsten



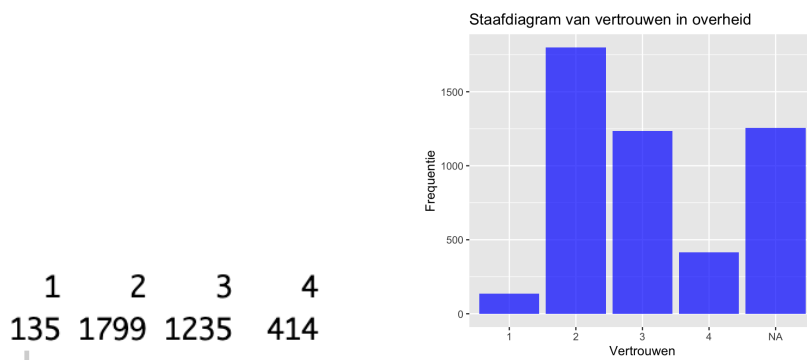
Uit de tabel blijkt dat de meeste mensen, namelijk 3587, zelden of nooit naar een religieuze bijeenkomst gaan. 302 mensen gaan minimaal 1 keer per week.

1.5 Gender



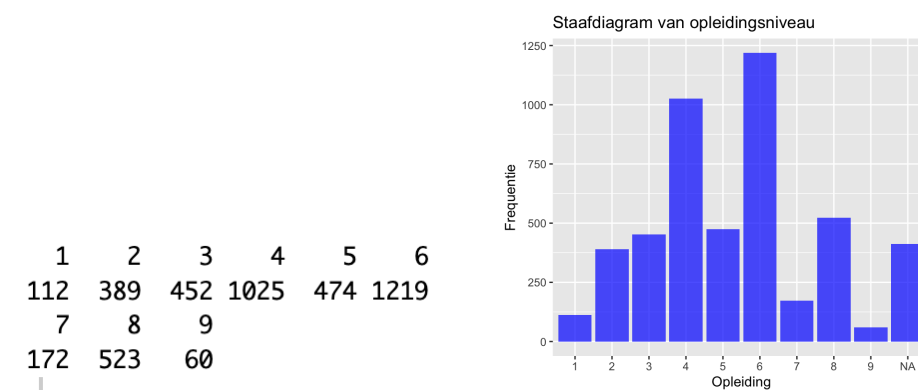
Er zijn 2325 mannen en 2510 vrouwen. Er zijn 2 mensen die zich categoriseren als "other".

1.6 Vertrouwen in de overheid



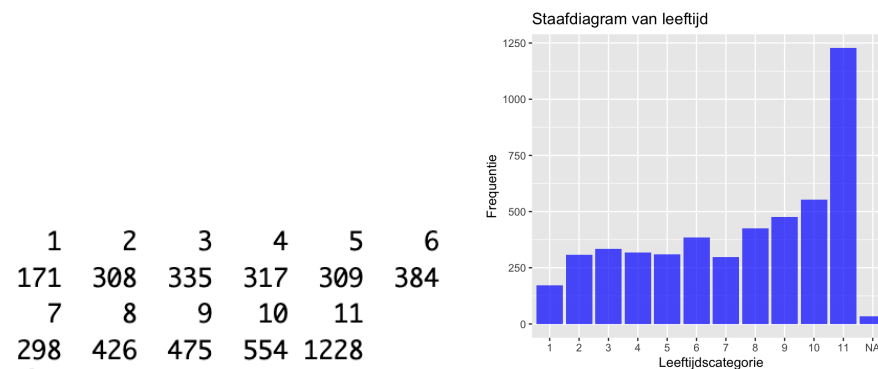
De meeste mensen hebben tamelijk veel vertrouwen in de overheid. Dit zijn 1799 mensen. 1235 mensen hebben niet zoveel vertrouwen in de overheid. Erg veel vertrouwen en helemaal geen vertrouwen wordt weinig genoemd.

1.7 Opleidingsniveau



Categorie 4 en 6 steken er uit. Dus 1025 mensen hebben als hoogst afgeronde opleiding een diploma van het Middelbaar algemeen beroepsonderwijs en 1219 mensen hebben als hoogst afgeronde een diploma van het Hoger beroepsonderwijs.

1.8 Leeftijd



1228 mensen vallen in de categorie 67 jaar of ouder. Dat is best logisch aangezien de andere leeftijdscategorieën allemaal per 5 jaar gaan.

1.2 Bewerkingen van de variabelen.

Mensen met een andere gelovige stroming dan het christendom of de islam is eruit gehaald. Niet-religieuzen zijn ook in de dataset gebleven. Other is eruit gefilterd bij gender. Deelname aan demonstraties en actiegroepen zijn samengevoegd tot een nieuwe dummyvariabele die de onconventionele politieke participatie meet. Daarna is er een nieuwe dataset aangemaakt en bij die dataset is vervolgens de missing data eruit gefilterd.

#wijzigingen in de dataset;

#niet gelovig, christenen en islam behouden. De rest eruit filteren.

```
nkos_sub <- filter(nkos, V351 == 1 | V351 == 2 | V351 == 3 | V351 == 4 | V351 == 5 | V351 == 6)
```

#other bij gender eruit filteren

```
nkos_sub1 <- filter(nkos_sub, V010 == 1 | V010 == 2)
```

```
#onconventionele politieke participatie -> nieuwe dummy gemaakt met protest en  
demonstratie
```

```
nkos_sub2 <- nkos_sub1 %>%  
  mutate(polpar = as.integer(V284 == 1 | V285 == 1 ))
```

```
#nieuwe dataset met mijn variabelen
```

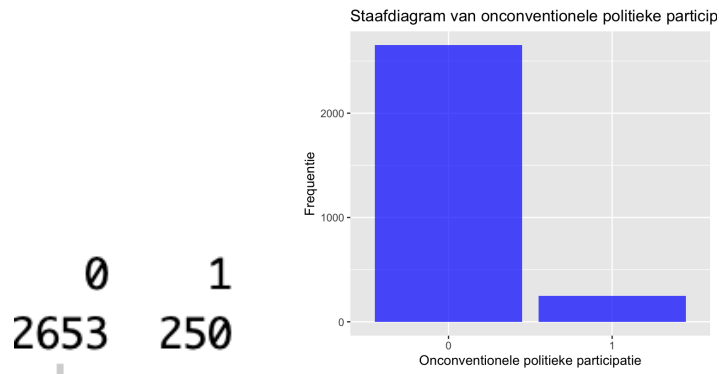
```
nkos_sub3 <- select(nkos_sub2,  
  polpar , V350 , V352 , V010 , V368 , S049 , V013 )
```

```
#missingdata eruit
```

```
nkos_sub4 <- filter(nkos_sub3,  
  complete.cases(nkos_sub3))
```

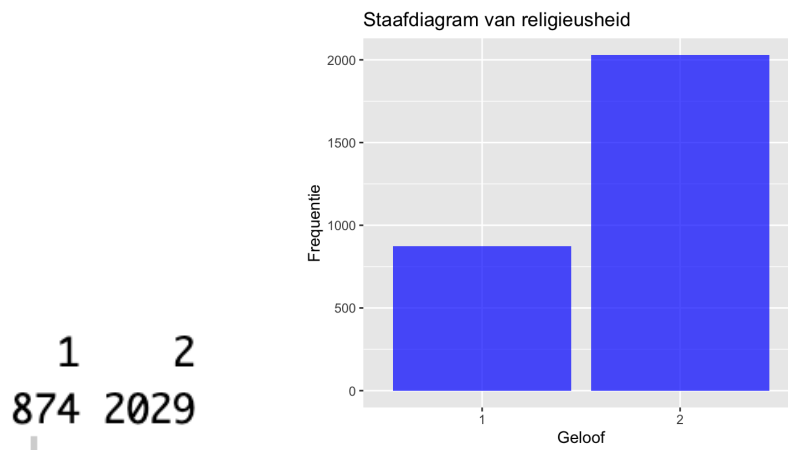
1.3 Nieuwe variabelen

1. 3.1 Onconventionele politieke participatie



250 mensen hebben wel eens deelgenomen aan vormen van onconventionele politieke participatie. Zoals deelname aan protestgroepen of demonstraties. Als ze aan een van beide hebben deelgenomen is er al sprake van onconventionele politieke participatie. 8.61% heeft wel eens deelgenomen aan onconventionele politieke participatie.

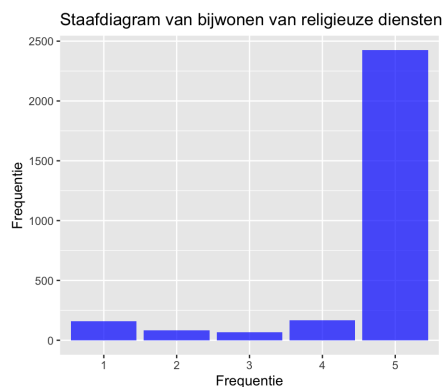
1. 3.2 Religieusheid



874 mensen beschouwen zichzelf als gelovig. Dat is 30.11%.

1. 3.3 Bijwonen van religieuze bijeenkomsten

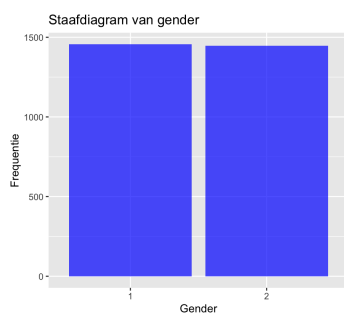
1	2	3	4	5
160	84	66	168	2425



In de nieuwe subset gaan mensen zelden tot nooit naar religieuze bijeenkomsten.

3.4 Gender

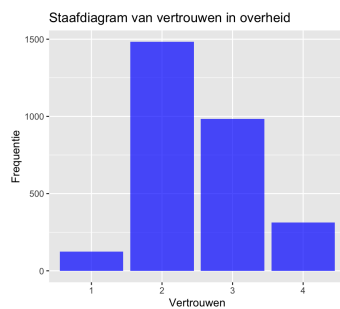
1	2
1456	1447



Mannen en vrouwen zijn nu bijna gelijk in de subset.

1. 3.5 Vertrouwen in de overheid

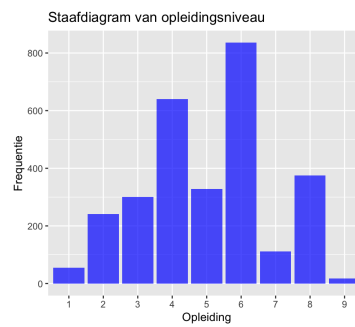
1	2	3	4
124	1483	984	312



1483 mensen in de subset hebben tamelijk veel vertrouwen in de overheid.

1. 3.6 Opleidingsniveau

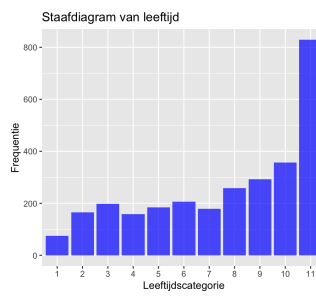
1	2	3	4	5	6	7	8
55	241	300	640	328	836	111	375
9							
17							



Categorie 4 en 6 steken er uit. Dus 640 mensen hebben als hoogst afgeronde opleiding een diploma van het Middelbaar algemeen beroepsonderwijs en 836 mensen hebben als hoogst afgeronde een diploma van het Hoger beroepsonderwijs.

1. 3.7 Leeftijd

1	2	3	4	5	6	7	8
75	165	198	158	185	206	179	258
9	10	11					
293	357	829					



De grootste categorie is 67 jaar of ouder. Dit is logisch omdat de andere categorieën per 5 levensjaren gaan.

R - script

```
#-----
> #-----BIJLAGE 1 VARIABELEN EN HUN TOTSTANDKOMING -----
> #-----
>
>
> library(tidyverse)
> library(haven)
> library(rms)
> library(car)
> library(plyr)
> library(dplyr)
> library(vcd)
>
> #Data NKOS inlezen
>
> nkos <- read_sav("DPES2021 v1.0.sav")
> view(nkos)
>
> #frequentietabellen NKOS
>
> #politieke interactie
>
> #demonstratie (285 ipv 286)
> frequentietabel1a <- table(nkos$V285)
> print(frequentietabel1a)

  0   1
3382 219
> attributes(nkos$V285)
$label
[1] "Did (not) join a demonstration"

$format.spss
[1] "F1.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"  "double"
```

```
$labels
```

Not mentioned	Mentioned
0	1
DK: Don't know	WS: Won't say
994	995
IC: Did not finish questionnaire	PA: Did not participate in post-election survey
996	998
NA: Item empty	
999	

```
>
```

```
> #actiegroep (284 ipv 285)
```

```
> frequentietabel1b <- table(nkos$V284)
```

```
> print(frequentietabel1b)
```

```
0 1
```

```
3456 145
```

```
> attributes(nkos$V284)
```

```
$label
```

```
[1] "Did (not) join a civic action group"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F1.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"  "double"
```

```
$labels
```

Not mentioned	Mentioned
0	1
DK: Don't know	WS: Won't say
994	995
IC: Did not finish questionnaire	PA: Did not participate in post-election survey
996	998

NA: Item empty

999

>

> #religieusheid

> frequentietabel2 <- table(nkos\$V350)

> print(frequentietabel2)

1 2

1411 2863

> attributes(nkos\$V350)

\$label

[1] "Respondent is religious"

\$format.spss

[1] "F3.0"

\$class

[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr" "double"

\$labels

Yes

No

1

2

INAP: Inapplicable due to routing

DK: Don't know

993

994

WS: Won't say

IC: Did not finish questionnaire

995

996

PA: Did not participate in pre-election survey

NA: Item empty

998

999

>

> #welk geloof. Alleen Christen en Islam meenemen --> rest eruit halen

> frequentietabel3 <- table(nkos\$V351)

> attributes(nkos\$V351)

\$label

[1] "Religious denomination"

```
$format.spss
```

```
[1] "F3.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr" "double"
```

```
$labels
```

	None	Roman-Catholic
	1	2
	Dutch Reformed	Calvinist
	3	4
Protestant Church of the Netherlands		Islam
	5	6
Other	INAP: Inapplicable due to routing	
7	993	
DK: Don't know	WS: Won't say	
994	995	
IC: Did not finish questionnaire	PA: Did not participate in pre-election survey	
996	998	
NA: Item empty		
999		

```
> print(frequentietabel3)
```

```
  1  2  3  4  5  6  7
2483 887 217 125 278 117 209
>
> #kerkgang en moskeegang
> frequentietabel3a <- table(nkos$V352)
> attributes(nkos$V352)
```

```
$label
```

```
[1] "Attendance of religious services"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F3.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr" "double"
```

```
$labels
```

Once a week or more	2 or 3 times a month
1	2
Once a month	Several times a year
3	4
(almost) Never	INAP: Inapplicable due to routing
5	993
DK: Don't know	WS: Won't say
994	995
IC: Did not finish questionnaire PA: Did not participate in pre-election survey	
996	998
NA: Item empty	
999	

```
> print(frequentietabel3a)
```

```
  1  2  3  4  5
302 135 104 287 3587
>
> #gender
> frequentietabel4 <- table(nkos$V010)
> attributes(nkos$V010)
$label
[1] "Gender"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F1.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr" "double"
```

```
$labels
```

Male	Female
1	2
Other, namely	INAP: Inapplicable due to routing

3	993
IC: Did not finish questionnaire PA: Did not participate in pre-election survey	
996	998
NA: Item empty	
999	

```
> print(frequentietabel4)
```

```
  1  2  3
2325 2510  2
```

```
>
```

```
> #controle variabele opleidingsniveau
```

```
> frequentietabel5a <- table(nkos$V368)
```

```
> attributes(nkos$V368)
```

```
$label
```

```
[1] "Highest education (completed) of respondent"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F3.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"  "double"
```

```
$labels
```

Elementary / primary

1

Secondary lower vocational (e.g., VMBO-B, VMBO-K, praktijkonderwijs, VGLO, LAVO, LTS, Huishoudschool)

2

Secondary higher vocational (e.g., VMBO-T, MAVO, MULO, 3-jarige

HBS)

3

Tertiary vocational (i.e., MBO, MTS)

4

Higher secondary (i.e., HAVO, VWO, HBS, Gymnasium,

Atheneum)

5

Tertiary higher vocational (i.e., HBO, HTS, HEAO, Kweekschool, Sociale of Pedagogische Academie)

6

University Bachelor

7

University Master

8

Not applicable

9

INAP: Inapplicable due to routing

993

DK: Don't know

994

WS: Won't say

995

IC: Did not finish questionnaire

996

PA: Did not participate in pre-election survey

998

NA: Item empty

999

```
> print(frequentietabel5a)
```

```
  1  2  3  4  5  6  7  8  9
112 389 452 1025 474 1219 172 523 60
```

```
>
```

```
>
```

```
> #controle variabele vertrouwen in de overheid (regering)
```

```
> frequentietabel5b <- table(nkos$S049)
```

```
> attributes(nkos$S049)
```

```
$label
```

```
[1] "Trust: Government"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F3.0"
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"  "double"
```

```
$labels
```

Very much	Fairly much
1	2
Not so much	No trust at all
3	4
Not applicable	DK: Don't know
7	994
WS: Won't say	IC: Did not finish questionnaire
995	996
PA: Did not participate in post-election survey	NA: Item empty
998	999

```
> print(frequentietabel5b)
```

```
  1  2  3  4  
135 1799 1235 414
```

```
>
```

```
> #controlevariabele leeftijd
```

```
> frequentietabel5d <- table(nkos$V013)
```

```
> attributes(nkos$V013)
```

```
$label
```

```
[1] "Age at election day in categories"
```

```
$format.spss
```

```
[1] "F8.2"
```

```
$display_width
```

```
[1] 10
```

```
$class
```

```
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"  "double"
```

```
$labels
```

18-20 years	21-25 years
-------------	-------------

1	2
26-30 years	31-35 years
3	4
36-40 years	41-46 years
5	6
46-50 years	51-55 years
7	8
56-60 years	61-66 years
9	10
67 years and older PA: Did not participate in pre-election survey	
11	998
NA: Item empty	
999	

```
> print(frequentietabel5d)
```

```

  1  2  3  4  5  6  7  8  9 10 11
171 308 335 317 309 384 298 426 475 554 1228
>
>
> # 1. Onconventionele politieke participatie - demonstraties
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V285))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van deelname aan demonstraties ", x = "Deelname aan
demonstraties", y = "Frequentie")
>
> # 1b. Onconventionele politieke participatie - actiegroep
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V284))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van deelname aan actiegroep ", x = "Deelname aan
actiegroep", y = "Frequentie")
>
> #2. Religieusheid (V350)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V350))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van religieusheid ", x = "religieus", y = "Frequentie")
>

```

```

> # 3. Kerk-/moskeebezoek (V352)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V352))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van bijwonen van religieuze diensten ", x = "Frequentie
bijwonen religieuze diensten", y = "Frequentie")
>
> # 4. Gender (V010)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V010))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van gender ", x = "Gender", y = "Frequentie")
>
> # 5. Opleidingsniveau (V368)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V368))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van opleidingsniveau ", x = "Opleiding", y = "Frequentie")
>
> # 6. Vertrouwen in de overheid (S049)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(S049))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van vertrouwen in overheid ", x = "Vertrouwen", y =
"Frequentie")
>
> # 7 Leeftijdscategorieën (V013)
> ggplot(nkos, aes(x = factor(V013))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van leeftijd ", x = "Leeftijdscategorie", y = "Frequentie")
>
>
>
> #wijzigingen in de dataset;
>
> #niet gelovig, christenen en islam behouden. De rest eruit filteren.
> nkos_sub <- filter(nkos, V351 == 1 | V351 == 2 | V351 == 3 | V351 == 4 | V351 == 5 | V351
== 6)
>
> #other bij gender eruit filteren
> nkos_sub1 <- filter(nkos_sub, V010 == 1 | V010 == 2)

```

```

>
> #onconventionele politieke participatie -> nieuwe dummy gemaakt met protest en
demonstratie
> nkos_sub2 <- nkos_sub1 %>%
+   mutate(polpar = as.integer(V284 == 1 | V285 == 1 ))
>
> #checken polpar
> frequentietabel1c <- table(nkos_sub2$polpar)
> print(frequentietabel1c)

```

```

  0    1
2876 266
> attributes(nkos_sub2$polpar)
NULL
>
> #kruistabel polpar en religieus
> kruistabel1 <- table(nkos_sub2$polpar, nkos_sub2$V350)
> print(kruistabel1)

```

```

    1    2
0 865 1908
1  65  192
>
> #chi kwadraat
> chi_test <- chisq.test(kruistabel1)
> print(chi_test)

```

Pearson's Chi-squared test with Yates' continuity correction

```

data: kruistabel1
X-squared = 3.5788, df = 1, p-value = 0.05852

```

```

>
> #nieuwe dataset met mijn variabelen
> nkos_sub3 <- select(nkos_sub2,
+   polpar , V350 , V352 , V010 , V368 , S049 , V013 )
>

```

```

> #missingdata eruit
> nkos_sub4 <- filter(nkos_sub3,
+                     complete.cases(nkos_sub3))
>
>
> #nieuwe freq tabellen met nieuwe dataset
> # 1. Frequentie onconventionele politieke participatie
> freq_polpar <- table(nkos_sub4$polpar)
> print(freq_polpar)

```

```

0 1
2653 250

```

```

>
> # 2. Religieus (V350)
> freq_geloof <- table(nkos_sub4$V350)
> print(freq_geloof)

```

```

1 2
874 2029
>
> # 3. Kerk-/moskeebezoek (V352)
> freq_kerk_moskee <- table(nkos_sub4$V352)
> print(freq_kerk_moskee)

```

```

1 2 3 4 5
160 84 66 168 2425

```

```

>
> # 4. Gender (V010)
> freq_gender <- table(nkos_sub4$V010)
> print(freq_gender)

```

```

1 2
1456 1447

```

```

>
> # 5. Opleidingsniveau (V368)
> freq_opleiding <- table(nkos_sub4$V368)
> print(freq_opleiding)

```

```

1 2 3 4 5 6 7 8 9
55 241 300 640 328 836 111 375 17
>
> # 6. Vertrouwen in de overheid (S049 - Regering)
> freq_trust_government <- table(nkos_sub4$S049)
> print(freq_trust_government)

1 2 3 4
124 1483 984 312
>
> # 7. Leeftijd in categorieën (V013)
> freq_leeftijd <- table(nkos_sub4$V013)
> print(freq_leeftijd)

1 2 3 4 5 6 7 8 9 10 11
75 165 198 158 185 206 179 258 293 357 829
>
> #staafdiagramen met nieuwe dataset
>
> # 1. Onconventionele politieke participatie (polpar)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(polpar))) +
+ geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+ labs(title = "Staafdiagram van onconventionele politieke participatie ", x =
"Onconventionele politieke participatie", y = "Frequentie")
>
> #2. Religieusheid (V350)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(V350))) +
+ geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+ labs(title = "Staafdiagram van religieusheid ", x = "Geloof", y = "Frequentie")
>
> # 3. Kerk-/moskeebezoek (V352)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(V352))) +
+ geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+ labs(title = "Staafdiagram van bijwonen van religieuze diensten ", x = "Frequentie", y =
"Frequentie")
>

```

```

> # 4. Gender (V010)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(V010))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van gender ", x = "Gender", y = "Frequentie")
>
> # 5. Opleidingsniveau (V368)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(V368))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van opleidingsniveau ", x = "Opleiding", y = "Frequentie")
>
> # 6. Vertrouwen in de overheid (S049)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(S049))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van vertrouwen in overheid ", x = "Vertrouwen", y =
"Frequentie")
>
> # 7 Leeftijdscategorieën (V013)
> ggplot(nkos_sub4, aes(x = factor(V013))) +
+   geom_bar(fill = "blue", alpha = 0.7) +
+   labs(title = "Staafdiagram van leeftijd ", x = "Leeftijdscategorie", y = "Frequentie")

```

Toelichting bij R-script

Ik heb eerst bij alle oorspronkelijke variabelen de frequentietabellen gemaakt en gecontroleerd dat ik de goede code variabele heb gebruikt door het label van de gestelde vraag op te vragen met de code attributes. Vervolgens heb ik de staafdiagrammen geplot, die hierboven zijn terug te zien. Daarna heb ik wijzigingen in mijn dataset toegepast, zoals de dummyvariabele maken van de variabele onconventionele politieke participatie. Ook heb ik de missing data's eruit gefilterd. Vervolgens heb ik weer nieuwe frequentietabellen gemaakt om te kijken wat het verschil is in de variabele tussen de originele dataset en de nieuwe subset.

Bijlage 2: Overzicht van de analyses

1. Bivariate statistieken.

Eerst heb ik alle bivariate statistieken per gebruikte variabelen geschat, de mediaan, minimum en maximum, gemiddelde en de standaardfout. Dit is weergegeven in Tabel 1. Dit heb ik geschat met de code summary en de code van het gemiddelde en de standaarddeviatie. Bij onconventionele politieke participatie was het gemiddelde bijvoorbeeld 0.08611781. Dus in Tabel 1 heb ik neergezet dat 8,61% van de respondenten deelnam aan vormen van onconventionele politieke participatie.

Vervolgens heb ik met behulp van de Cramers V alle correlaties tussen de variabelen uitgerekend. Deze resultaten zijn weergegeven in Tabel 2. Daarna heb ik met de Chi-kwadraat berekend of de correlaties ook significant zijn. Lang niet alle variabelen hangen samen met elkaar of de correlaties zijn wel significant, maar relatief zwak.

```
#-----
> #-----RESULTATEN EN HUN TOTSTANDKOMING -----
> #-----
>
> #bivariate statistieken per variabele
> summary(nkos_sub4$polpar)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
0.00000 0.00000 0.00000 0.08612 0.00000 1.00000
> mean(nkos_sub4$polpar)
[1] 0.08611781
> sd(nkos_sub4$polpar)
[1] 0.2805863
>
> summary(nkos_sub4$V350)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  1.000  2.000  1.699  2.000  2.000
> mean(nkos_sub4$V350)
[1] 1.698932
> sd(nkos_sub4$V350)
[1] 0.4588012
>
```

```

> summary(nkos_sub4$V352)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  5.000  5.000  4.589  5.000  5.000
> mean(nkos_sub4$V352)
[1] 4.58939
> sd(nkos_sub4$V352)
[1] 1.059653
>
> summary(nkos_sub4$V010)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  1.000  1.000  1.498  2.000  2.000
> mean(nkos_sub4$V010)
[1] 1.49845
> sd(nkos_sub4$V010)
[1] 0.5000837
>
> summary(nkos_sub4$V368)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  4.000  5.000  5.023  6.000  9.000
> mean(nkos_sub4$V368)
[1] 5.023424
> sd(nkos_sub4$V368)
[1] 1.839007
>
> summary(nkos_sub4$S049)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  2.000  2.000  2.511  3.000  4.000
> mean(nkos_sub4$S049)
[1] 2.511195
> sd(nkos_sub4$S049)
[1] 0.7419186
>
> summary(nkos_sub4$V013)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.   Max.
 1.000  5.000  9.000  7.728 11.000 11.000
> mean(nkos_sub4$V013)
[1] 7.728212

```

```

> sd(nkos_sub4$V013)
[1] 3.146359
>
> #correlatie Cramers V --> alleen maar categorische variabelen
> library(vcd)
>
> #polpar en religieusheid
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$V350))$cramer
[1] 0.03283589
>
> #polpar en bijwonen religieuze bijeenkomsten
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$V352))$cramer
[1] 0.03760164
>
> #polpar en gender
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$V010))$cramer
[1] 0.02550972
>
> #polpar en opleidingsniveau
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$V368))$cramer
[1] 0.1307425
>
> #polpar en vertrouwen in de overheid
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$S049))$cramer
[1] 0.04850228
>
> #polar en leeftijd
> assocstats(table(nkos_sub4$polpar, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.08777892
>
> # V350 en V352
> assocstats(table(nkos_sub4$V350, nkos_sub4$V352))$cramer
[1] 0.5841567
>
> # V350 en V010
> assocstats(table(nkos_sub4$V350, nkos_sub4$V010))$cramer
[1] 0.04709117

```

```

>
> # V350 en V368
> assocstats(table(nkos_sub4$V350, nkos_sub4$V368))$cramer
[1] 0.123329
>
> # V350 en S049
> assocstats(table(nkos_sub4$V350, nkos_sub4$S049))$cramer
[1] 0.02907604
>
> # V350 en V013
> assocstats(table(nkos_sub4$V350, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.2052658
>
> # V352 en V010
> assocstats(table(nkos_sub4$V352, nkos_sub4$V010))$cramer
[1] 0.03512111
>
> # V352 en V368
> assocstats(table(nkos_sub4$V352, nkos_sub4$V368))$cramer
[1] 0.05052559
>
> # V352 en S049
> assocstats(table(nkos_sub4$V352, nkos_sub4$S049))$cramer
[1] 0.04353285
>
> # V352 en V013
> assocstats(table(nkos_sub4$V352, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.09090682
>
> # V010 en V368
> assocstats(table(nkos_sub4$V010, nkos_sub4$V368))$cramer
[1] 0.08316896
>
> # V010 en S049
> assocstats(table(nkos_sub4$V010, nkos_sub4$S049))$cramer
[1] 0.05302389
>

```

```

> # V010 en V013
> assocstats(table(nkos_sub4$V010, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.1104611
>
> # V368 en S049
> assocstats(table(nkos_sub4$V368, nkos_sub4$S049))$cramer
[1] 0.1561091
>
> # V368 en V013
> assocstats(table(nkos_sub4$V368, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.1748632
>
> # S049 en V013
> assocstats(table(nkos_sub4$S049, nkos_sub4$V013))$cramer
[1] 0.07975201
>
>
> # Definieer de variabelen die je wilt analyseren
> vars <- c("polpar", "V350", "V352", "V010", "V368", "S049", "V013")
>
> # Loop door alle unieke combinaties
> for (i in 1:(length(vars) - 1)) {
+   for (j in (i + 1):length(vars)) {
+
+     var1 <- vars[i]
+     var2 <- vars[j]
+
+     # Variabelen eerst omzetten naar factor of numeric
+     x <- as.factor(nkos_sub4[[var1]])
+     y <- as.factor(nkos_sub4[[var2]])
+
+     # Maak een kruistabel
+     tbl <- table(na.omit(data.frame(x, y)))
+
+     # Voer chi-kwadraattoets uit
+     result <- chisq.test(tbl)
+
+

```

```

+ # Print resultaat
+ cat("Chi-kwadraat tussen", var1, "en", var2, ":\n")
+ cat(" X-squared =", round(result$statistic, 2),
+     "| df =", result$parameter,
+     "| p =", round(result$p.value, 4))
+
+ if (result$p.value < 0.001) {
+   cat(" ***\n")
+ } else if (result$p.value < 0.01) {
+   cat(" **\n")
+ } else if (result$p.value < 0.05) {
+   cat(" *\n")
+ } else {
+   cat(" (ns)\n")
+ }
+
+ cat("\n")
+ }
+ }

```

Chi-kwadraat tussen polpar en V350 :

X-squared = 2.88 | df = 1 | p = 0.0897 (ns)

Chi-kwadraat tussen polpar en V352 :

X-squared = 4.1 | df = 4 | p = 0.392 (ns)

Chi-kwadraat tussen polpar en V010 :

X-squared = 1.71 | df = 1 | p = 0.1908 (ns)

Chi-kwadraat tussen polpar en V368 :

X-squared = 49.62 | df = 8 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen polpar en S049 :

X-squared = 6.83 | df = 3 | p = 0.0775 (ns)

Chi-kwadraat tussen polpar en V013 :

X-squared = 22.37 | df = 10 | p = 0.0133 *

Chi-kwadraat tussen V350 en V352 :

X-squared = 990.62 | df = 4 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen V350 en V010 :

X-squared = 6.23 | df = 1 | p = 0.0125 *

Chi-kwadraat tussen V350 en V368 :

X-squared = 44.15 | df = 8 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen V350 en S049 :

X-squared = 2.45 | df = 3 | p = 0.4836 (ns)

Chi-kwadraat tussen V350 en V013 :

X-squared = 122.32 | df = 10 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen V352 en V010 :

X-squared = 3.58 | df = 4 | p = 0.4657 (ns)

Chi-kwadraat tussen V352 en V368 :

X-squared = 29.64 | df = 32 | p = 0.5863 (ns)

Chi-kwadraat tussen V352 en S049 :

X-squared = 16.5 | df = 12 | p = 0.1692 (ns)

Chi-kwadraat tussen V352 en V013 :

X-squared = 95.96 | df = 40 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen V010 en V368 :

X-squared = 20.08 | df = 8 | p = 0.01 *

Chi-kwadraat tussen V010 en S049 :

X-squared = 8.16 | df = 3 | p = 0.0428 *

Chi-kwadraat tussen V010 en V013 :

X-squared = 35.42 | df = 10 | p = 1e-04 ***

Chi-kwadraat tussen V368 en S049 :

X-squared = 212.24 | df = 24 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen V368 en V013 :

X-squared = 710.12 | df = 80 | p = 0 ***

Chi-kwadraat tussen S049 en V013 :

X-squared = 55.39 | df = 30 | p = 0.0032 **

Toelichting bij het R-script van de bivariate statistieken.

Eerst heb ik alle bivariate statistieken per gebruikte variabelen geschat, de mediaan, minimum en maximum, gemiddelde en de standaardfout. Dit is weergegeven in Tabel 1. Dit heb ik geschat met de code summary en de code van het gemiddelde en de standaarddeviatie. Bij onconventionele politieke participatie was het gemiddelde bijvoorbeeld 0.08611781. Dus in Tabel 1 heb ik neergezet dat 8,61% van de respondenten deelnam aan vormen van onconventionele politieke participatie.

Vervolgens heb ik met behulp van de Cramers V alle correlaties tussen de variabelen uitgerekend. Deze resultaten zijn weergegeven in Tabel 2. Daarna heb ik met de Chi-kwadraat berekend of de correlaties ook significant zijn. Lang niet alle variabelen hangen samen met elkaar of de correlaties zijn wel significant, maar relatief zwak.

2. Hypothesetoetsing

Voor de hypothesetoetsing worden er 6 verschillende modellen geschat.

In model 1 worden alleen de controlevariabelen opgenomen. In model 2 wordt religieusheid toegevoegd (hypothese I), en in model 3 het bijwonen van religieuze bijeenkomsten (hypothese II). Model 4 en 5 toetsen het modererende effect van gender door afzonderlijk een interactieterm met religieusheid en met bijeenkomsten toe te voegen (hypothese III). In model 6 worden beide interactietermen gecombineerd om het gezamenlijke modererende effect van gender te analyseren.

De eerste hypothese toets ik het model met religieusheid, onconventionele politieke participatie en de controlevariabelen, dus model 2.

De tweede hypothese toets ik met het model bijwonen van religieuze diensten, onconventionele politieke participatie en de controlevariabelen, dus model 3.

De derde hypothese toets ik met het model, religieusheid, bijwonen van religieuze diensten, onconventionele politieke participatie en de controlevariabelen, dus model 4, 5 en 6.

Gebruikte codes:

```
#-----
> #-----HYPOTHESETOETSING EN HUN TOTSTANDKOMING -----
> #-----
>
> #modal 1a (Gebruik ik niet in mijn stuk, maar om te laten zien dat religieusheid
> # en bijwonen op zichzelf (zonder controle variabelen) ook niks verklaren)
>
> model1a <- glm(polpar ~ V350,
+       data = nkos_sub4,
+       family = binomial)
> summary(model1a)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V350, family = binomial, data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.4397	-0.4397	-0.4397	-0.3868	2.2934

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-2.8228	0.2726	-10.355	<2e-16 ***
V350	0.2676	0.1516	1.765	0.0776 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
 Residual deviance: 1700.6 on 2901 degrees of freedom
 AIC: 1704.6

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
>
> #model 1b
> model1b <- glm(polpar ~ V352_c,
+               data = nkos_sub4,
+               family = binomial)
> summary(model1b)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V352_c, family = binomial, data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.4282	-0.4239	-0.4239	-0.4239	2.2154

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-2.361998	0.066159	-35.702	<2e-16 ***
V352_c	-0.005223	0.062075	-0.084	0.933

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1703.8 on 2901 degrees of freedom
AIC: 1707.8

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
>
> #model 1 --> Deze modellen ga ik gebruiken
> model1 <- glm(polpar ~ V368 + S049 + V013,
+               data = nkos_sub4,
+               family = binomial)
> summary(model1)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V368 + S049 + V013, family = binomial,  
     data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7769	-0.4684	-0.3996	-0.3207	2.6895

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-4.31826	0.40536	-10.653	< 2e-16 ***
V368	0.25186	0.03927	6.414	1.42e-10 ***
S049	0.31944	0.09110	3.506	0.000454 ***
V013	-0.02697	0.02123	-1.270	0.203998

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1651.5 on 2899 degrees of freedom
AIC: 1659.5

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> hlttest(model1)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	291	13	10.35542
2	320	15	15.56435
3	286	9	16.11930
4	300	21	20.19228
5	319	32	24.95217
6	285	20	24.26597

7	268	16	25.67607
8	294	43	32.41903
9	276	37	35.92891
10	264	44	44.52650

Statistic = 15.02638
degrees of freedom = 8
p-value = 0.058635

```
> exp(coef(model1))
(Intercept)    V368    S049    V013
0.01332302 1.28641641 1.37635052 0.97339171
>
> #model 2
> model2 <- glm(polpar ~ V350 + V368 + S049 + V013,
+             data = nkos_sub4,
+             family = binomial)
> summary(model2)
```

Call:
glm(formula = polpar ~ V350 + V368 + S049 + V013, family = binomial,
data = nkos_sub4)

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7912	-0.4585	-0.3934	-0.3198	2.6802

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-4.59737	0.49419	-9.303	< 2e-16 ***
V350	0.15459	0.15543	0.995	0.319917
V368	0.24937	0.03932	6.342	2.27e-10 ***
S049	0.31966	0.09114	3.507	0.000453 ***
V013	-0.02356	0.02152	-1.095	0.273482

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1650.5 on 2898 degrees of freedom
AIC: 1660.5

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> hlttest(model2)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
-------	------	----------	----------

1	287	14	10.02732
2	291	14	13.84803
3	295	8	16.60806
4	282	18	18.49471
5	294	25	22.21114
6	302	26	25.41615
7	289	25	27.26523
8	293	37	31.79600
9	301	42	38.89564
10	269	41	45.43773

Statistic = 8.73727
degrees of freedom = 8
p-value = 0.36494

```
>  
> #model 3  
> model3 <- glm(polpar ~ V352_c + V368 + S049 + V013,  
+ data = nkos_sub4,  
+ family = binomial)  
> summary(model3)
```

Call:

glm(formula = polpar ~ V352_c + V368 + S049 + V013, family = binomial,

```
data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7731	-0.4667	-0.4003	-0.3223	2.6951

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-4.31927	0.40552	-10.651	< 2e-16 ***
V352_c	-0.03311	0.06302	-0.525	0.599323
V368	0.25237	0.03929	6.423	1.34e-10 ***
S049	0.32140	0.09122	3.523	0.000426 ***
V013	-0.02788	0.02129	-1.309	0.190403

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1651.2 on 2898 degrees of freedom
AIC: 1661.2

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> h1test(model3)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	292	14	10.378479
2	281	12	13.480173
3	291	9	16.075127
4	281	19	18.394489
5	306	32	23.431401
6	281	19	23.450917
7	290	16	27.006077
8	288	43	30.995668

9	289	38	36.550429
10	290	46	46.868505
11	14	2	3.368736

Statistic = 20.08659
degrees of freedom = 9
p-value = 0.017386

```
>
> #model 4
> model4 <- glm(polpar ~ V350*V010 + V368 + S049 + V013,
+             data = nkos_sub4,
+             family = binomial)
> summary(model4)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V350 * V010 + V368 + S049 + V013, family = binomial,
    data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8295	-0.4637	-0.3917	-0.3170	2.6984

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-4.61146	0.99878	-4.617	3.89e-06 ***
V350	-0.03249	0.49663	-0.065	0.947841
V010	-0.02172	0.55275	-0.039	0.968654
V368	0.25205	0.03953	6.375	1.83e-10 ***
S049	0.31535	0.09141	3.450	0.000561 ***
V013	-0.01918	0.02175	-0.882	0.377805
V350:V010	0.12775	0.30717	0.416	0.677475

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1648.1 on 2896 degrees of freedom
AIC: 1662.1

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> h1test(model4)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
-------	------	----------	----------

1	290	17	9.924488
2	293	11	13.854747
3	293	14	16.404032
4	295	16	19.349532
5	294	17	21.941238
6	293	23	24.499227
7	295	36	28.266653
8	286	26	31.097574
9	288	43	37.406585
10	276	47	47.255924

Statistic = 12.37731
degrees of freedom = 8
p-value = 0.13515

```
>
```

```
> #model 5
```

```
> model5 <- glm(polpar ~ V352_c*V010 + V368 + S049 + V013,
```

```
+ data = nkos_sub4,
```

```
+ family = binomial)
```

```
> summary(model5)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V352_c * V010 + V368 + S049 + V013, family = binomial,  
data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8132	-0.4623	-0.3880	-0.3134	2.6610

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-4.66343	0.47129	-9.895	< 2e-16 ***
V352_c	-0.24334	0.19474	-1.250	0.21146
V010	0.19538	0.13567	1.440	0.14982
V368	0.25458	0.03950	6.445	1.16e-10 ***
S049	0.32052	0.09165	3.497	0.00047 ***
V013	-0.02304	0.02152	-1.071	0.28436
V352_c:V010	0.14125	0.12648	1.117	0.26407

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
Residual deviance: 1647.9 on 2896 degrees of freedom
AIC: 1661.9

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> h1test(model5)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	293	16	10.08199
2	290	10	13.48618
3	293	15	16.49998
4	310	16	20.31290
5	291	17	21.77914
6	291	27	24.74807
7	292	30	27.94260
8	293	33	32.07138

9	296	44	39.05300
10	254	42	44.02475

Statistic = 8.05693
degrees of freedom = 8
p-value = 0.42793

```
>
> #model 6
> model6 <- glm(polpar ~ V350*V010 + V352_c*V010 + V368 + S049 + V013,
+             data = nkos_sub4,
+             family = binomial)
> summary(model6)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V350 * V010 + V352_c * V010 + V368 + S049 +
    V013, family = binomial, data = nkos_sub4)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8348	-0.4650	-0.3907	-0.3164	2.7351

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-5.60283	1.23845	-4.524	6.07e-06 ***
V350	0.51485	0.63984	0.805	0.421020
V010	0.43526	0.69150	0.629	0.529062
V352_c	-0.36449	0.24760	-1.472	0.140994
V368	0.25119	0.03957	6.348	2.18e-10 ***
S049	0.32478	0.09183	3.537	0.000405 ***
V013	-0.01798	0.02173	-0.827	0.408133
V350:V010	-0.13144	0.38746	-0.339	0.734433
V010:V352_c	0.17186	0.15717	1.093	0.274183

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1703.8 on 2902 degrees of freedom
 Residual deviance: 1645.1 on 2894 degrees of freedom
 AIC: 1663.1

Number of Fisher Scoring iterations: 5

```
> hlttest(model6)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	290	17	9.528919
2	291	8	13.585674
3	293	14	16.052683
4	295	16	19.090726
5	290	20	21.504213
6	289	21	24.138225
7	291	36	27.824163
8	300	28	32.678558
9	292	44	38.318802
10	272	46	47.278038

Statistic = 14.2566

degrees of freedom = 8

p-value = 0.075318

```
>
```

```
> #χ2 -toets (LR)
```

```
>
```

```
> anova(model1, model2, test = "LRT")
```

Analysis of Deviance Table

Model 1: polpar ~ V368 + S049 + V013

Model 2: polpar ~ V350 + V368 + S049 + V013

	Resid. Df	Resid. Dev	Df Deviance	Pr(>Chi)
1	2899	1651.5		

```
2 2898 1650.5 1 1.0078 0.3154
```

```
>
```

```
> anova(model1, model3, test = "LRT")
```

Analysis of Deviance Table

Model 1: polpar ~ V368 + S049 + V013

Model 2: polpar ~ V352_c + V368 + S049 + V013

Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)

```
1 2899 1651.5
```

```
2 2898 1651.2 1 0.26956 0.6036
```

```
>
```

```
> anova(model2, model4, test = "LRT")
```

Analysis of Deviance Table

Model 1: polpar ~ V350 + V368 + S049 + V013

Model 2: polpar ~ V350 * V010 + V368 + S049 + V013

Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)

```
1 2898 1650.5
```

```
2 2896 1648.1 2 2.386 0.3033
```

```
>
```

```
> anova(model3, model5, test = "LRT")
```

Analysis of Deviance Table

Model 1: polpar ~ V352_c + V368 + S049 + V013

Model 2: polpar ~ V352_c * V010 + V368 + S049 + V013

Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)

```
1 2898 1651.2
```

```
2 2896 1647.9 2 3.324 0.1898
```

```
>
```

```
> anova(model5, model6, test = "LRT")
```

Analysis of Deviance Table

Model 1: polpar ~ V352_c * V010 + V368 + S049 + V013

Model 2: polpar ~ V350 * V010 + V352_c * V010 + V368 + S049 + V013

Resid. Df Resid. Dev Df Deviance Pr(>Chi)

```
1 2896 1647.9
```

```
2 2894 1645.1 2 2.7817 0.2489
```

```

>
> #odds ratio van alle modellen
> exp(coef(model1))
(Intercept)    V368    S049    V013
0.01332302 1.28641641 1.37635052 0.97339171
> exp(coef(model2))
(Intercept)    V350    V368    S049    V013
0.01007833 1.16718123 1.28321288 1.37666137 0.97671186
> exp(coef(model3))
(Intercept)  V352_c    V368    S049    V013
0.01330959 0.96743070 1.28707437 1.37905637 0.97250953
> exp(coef(model4))
(Intercept)    V350    V010    V368    S049    V013  V350:V010
0.009937291 0.968033420 0.978513177 1.286655471 1.370739470 0.980998770
1.136274413
> exp(coef(model5))
(Intercept)  V352_c    V010    V368    S049    V013  V352_c:V010
0.009434047 0.784004943 1.215777948 1.289926083 1.377837414 0.977221786
1.151715938
> exp(coef(model6))
(Intercept)    V350    V010    V352_c    V368    S049    V013  V350:V010
0.003687427 1.673380901 1.545360684 0.694551049 1.285549122 1.383730336
0.982183516 0.876832167
V010:V352_c
1.187509684
>
> #Modelassumptions
> #VIF - score checken, dus multicolineratieit
> vif(model6)
there are higher-order terms (interactions) in this model
consider setting type = 'predictor'; see ?vif
      V350    V010    V352_c    V368    S049    V013  V350:V010  V010:V352_c
17.452155 26.596578 15.811746 1.102082 1.070203 1.080347 41.914130
15.119518

```

3. Kansberekening

De kansberekening is berekend met google spreadsheet. Hieronder is de som weergegeven. Voor de eerste hypothese zijn de coëfficiënten uit model 2 gebruikt. Voor de controlevariabelen is de mediaan genomen uit tabel 1.

Kansen berekenen religieusheid Model 2					Kansen berekenen religieusheid Model 2				
		-4,6		-4,6			-4,6		-4,6
Religieusheid	Niet religieus	0,16	1	0,16	Religieusheid	Wel religieus	0,16	2	0,32
Vertrouwen	Mediaan	0,32	5	1,6	Vertrouwen	Mediaan	0,32	5	1,6
Opleidingsniveau	Mediaan	0,25	2	0,5	Opleidingsniveau	Mediaan	0,25	2	0,5
Leeftijd	Mediaan	-0,02	9	-0,18	Leeftijd	Mediaan	-0,02	9	-0,18
				+					+
		Logodds =		-2,52			Logodds =		-2,36
		E*logodds	Odds =	0,08045960675			E*logodds	Odds =	0,0944202232
		odds/1+odds	Kans =	0,1609192135			odds/1+odds	Kans =	0,1888404464

Tabel 4: Weergave kansen op onconventionele politieke participatie op basis van model 2

	Mediaan opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd
Niet religieus	16,09% kans op onconventionele politieke participatie
Wel religieus	18,84% kans op onconventionele politieke participatie

Voor de tweede hypothese zijn de coëfficiënten uit model 3 gebruikt. Voor de controlevariabelen is de mediaan genomen uit Tabel 1.

Kansen berekenen bijwonen religieuze bijeenkomsten Model 3					Kansen berekenen bijwonen religieuze bijeenkomsten Model 3				
		-4,6		-4,6			-4,6		-4,6
Religieuze bijeenkomst	Nooit of zelden	-0,03	5	-0,15	Religieuze bijeenkomst	1 keer per week	-0,03	1	-0,03
Vertrouwen	Mediaan	0,32	5	1,6	Vertrouwen	Mediaan	0,32	5	1,6
Opleidingsniveau	Mediaan	0,25	2	0,5	Opleidingsniveau	Mediaan	0,25	2	0,5
Leeftijd	Mediaan	-0,02	9	-0,18	Leeftijd	Mediaan	-0,02	9	-0,18
				+					+
		Logodds =		-2,83			Logodds =		-2,71
		E*logodds	Odds =	0,05901285367			E*logodds	Odds =	0,06653680672
		odds/1+odds	Kans =	0,1180257073			odds/1+odds	Kans =	0,1330736134

Tabel 5: Weergave kansen op onconventionele politieke participatie op basis van model 3

	Mediaan opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd
Nooit of zelden bijwonen religieuze bijeenkomsten	11,80% kans op onconventionele politieke participatie
1 keer per week of vaker bijwonen religieuze bijeenkomsten	13,31% kans op onconventionele politieke participatie

Bijlage 3: Uitbijters en multicollineariteit

R script

```
> #-----
> #-----UITBIJTERS EN HUN TOTSTANDKOMING -----
> #-----
> #leverage
> nkos_sub4 <- mutate(nkos_sub4,
+       lever = hatvalues(model6))
> view(nkos_sub4)
>
> #dfbeta
> nkos_sub4 <- mutate(nkos_sub4,
+       dfbeta = dfbeta(model6))
>
> #uitbijters eruit filteren
> view(nkos_sub4)
> nkos_sub5 <- filter(nkos_sub4,
+       lever < 0.02)
> view(nkos_sub5)
>
> nkos_sub6 <- filter(nkos_sub5,
+       dfbeta[, "V350"] < 0.0371)
>
> nkos_sub7 <- filter(nkos_sub6,
+       dfbeta[, "V350"] > -0.0371)
>
> nkos_sub8 <- filter(nkos_sub7,
+       dfbeta[, "V352_c"] < 0.0371)
>
> nkos_sub9 <- filter(nkos_sub8,
+       dfbeta[, "V352_c"] > -0.0371)
>
> view(nkos_sub9)
>
```

```
> #eindmodel opnieuw schatten met dataset zonder uitbijters
> model6b <- glm(polpar ~ V350*V010 + V352_c*V010 + V368 + S049 + V013,
+               data = nkos_sub9,
+               family = binomial)
> summary(model6b)
```

Call:

```
glm(formula = polpar ~ V350 * V010 + V352_c * V010 + V368 + S049 +
    V013, family = binomial, data = nkos_sub9)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.8692	-0.4497	-0.3687	-0.2741	2.9204

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-14.73273	3.14305	-4.687	2.77e-06 ***
V350	5.24988	1.64352	3.194	0.00140 **
V010	4.98891	1.60778	3.103	0.00192 **
V352_c	-1.00922	0.50795	-1.987	0.04694 *
V368	0.23730	0.04254	5.578	2.44e-08 ***
S049	0.26588	0.09893	2.688	0.00720 **
V013	-0.02214	0.02313	-0.957	0.33851
V350:V010	-2.42358	0.85374	-2.839	0.00453 **
V010:V352_c	0.46808	0.27253	1.718	0.08588 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1532.2 on 2865 degrees of freedom
Residual deviance: 1447.0 on 2857 degrees of freedom
AIC: 1465

Number of Fisher Scoring iterations: 7

```
> hlttest(model6b)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group Size Observed Expected

1	286	1	1.751391
2	288	15	9.278442
3	290	11	13.302476
4	284	13	15.927336
5	283	16	18.760411
6	284	18	21.272259
7	288	30	25.193496
8	281	30	28.467165
9	287	33	34.408550
10	287	47	45.589677
11	8	2	2.048798

Statistic = 7.1525

degrees of freedom = 9

p-value = 0.62125

```
> exp(coef(model6b))
```

```
(Intercept)    V350    V010    V352_c    V368    S049    V013  
3.996269e-07 1.905435e+02 1.467762e+02 3.645031e-01 1.267817e+00 1.304576e+00  
9.781076e-01  
V350:V010 V010:V352_c  
8.860355e-02 1.596923e+00
```

1. Uitbijters

Hieronder is de output weergegeven. Gerangschikt vanaf de hoogste leverage waarde.

lever
0.034810364
0.023205475
0.022338466
0.019953998
0.019696305
0.019416833
0.019243094
0.018958754
0.018169583
0.017664936
0.017630680
0.017278358
0.017189232
0.016543664
0.016543664

Hieronder is de output weergegeven. Gerangschikt vanaf de hoogste en laagste dfbeta waarde van de variabele religieusheid

dfbeta[, "V350"]	dfbeta[, "V350"]
0.04628237	-0.100970427
0.04570865	-0.099113884
0.04365879	-0.096400928
0.04169107	-0.096296403
0.03880759	-0.095687510
0.03839045	-0.086361653
0.03816977	-0.086361653
0.03775988	-0.080583218
0.03766397	-0.071011027
0.03716375	-0.068524810
0.03664626	-0.067093047
0.03664626	-0.065119561
0.03620857	-0.063136297
0.03620857	-0.057086908
0.03620857	-0.056372700

Hieronder is de output weergegeven. Gerangschikt vanaf de hoogste en laagste dfbeta waarde van bijwonen van religieuze bijeenkomsten

dfbeta[, "V352_c"]	dfbeta[, "V352_c"]
0.029054773	-0.041511028
0.028545538	-0.039710912
0.028228200	-0.039054269
0.028198043	-0.039020745
0.027801751	-0.038950966
0.027079400	-0.038205120
0.024695653	-0.036061203
0.024695653	-0.035814296
0.023463894	-0.028928523
0.022109839	-0.019109249
0.022065576	-0.017923307
0.021607314	-0.017236310
0.020802041	-0.016275614
0.020399752	-0.015948798

Er is gecontroleerd op invloedrijke observaties die mogelijk een vertekend beeld geven van de resultaten. Hiervoor zijn twee maten gebruikt: leverage en DFBETA. Leverage geeft aan in hoeverre een case een uitzonderlijke combinatie van waarden op de voorspellers heeft. DFBETA laat zien hoeveel een individuele case de regressiecoëfficiënt van een variabele beïnvloedt.

Met behulp van een vuistregel voor leverage is een ruimere grens van 0,02 gehanteerd. Voor DFBETA is gekozen voor een grens afgeleid van $2/\sqrt{n} = 0.0371$. Er zijn alleen cases verwijderd die een te grote invloed hadden op de kernvariabelen: religieusheid (V350) en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten (V352_c). In totaal zijn 38 observaties verwijderd, waardoor een nieuwe dataset met 2866 respondenten is ontstaan.

Daarna is het eindmodel, model 6 opnieuw geschat maar dan met de dataset waar de outliers uit zijn verwijderd. Het hergeschatte model (model6b) levert verrassende resultaten op. Variabelen die in het oorspronkelijke model niet significant waren, zoals religieusheid, gender en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten, zijn nu ineens wél significant. Sterker nog: de odds ratio's zijn niet alleen statistisch significant, maar ook groter. Zo heeft religieusheid ineens een odds ratio van ruim 190, en gender van bijna 147. Ook de interactie tussen religieusheid en gender is nu significant, met een negatief effect. De fit van het model is verbeterd: de Hosmer-Lemeshow test laat een niet-significante waarde zien ($p = 0.62$), wat wijst op een goede overeenkomst tussen geobserveerde en voorspelde waarden.

Dat de effecten van religieuze variabelen door het verwijderen van slechts enkele invloedrijke observaties zo sterk omslaan van volledig niet-significant naar overtuigend significant is erg opvallend. Het roept de vraag op hoe nauwkeurig de oorspronkelijke

bevindingen zijn. De resultaten suggereren dat een klein aantal respondenten in de oorspronkelijke dataset een onevenredig grote invloed had op de regressiecoëfficiënten. Tegelijkertijd dwingt deze uitkomst tot voorzichtigheid: het feit dat een paar observaties zulke grote impact hebben, wijst mogelijk op een kwetsbaar model of op structurele verschillen binnen de subgroep religieuzen die moeilijk op te vangen zijn in een logistisch model. Kortom: deze heranalyse biedt geen nieuwe goede conclusies, maar laat zien hoe gevoelig de uitkomsten zijn.

Daarnaast is er nog gekeken naar de antwoorden bij de invloedrijke cases, om uit te sluiten dat het systematische fouten betreft zoals dat iemand bij alle waarden 1 heeft ingevuld. De case met de hoogste leverage betreft namelijk een religieuze jonge man die 1 keer per week of vaker een religieuze bijeenkomst bijwoont met een hoog opleidingsniveau en tamelijk veel vertrouwen in de overheid. Dit zijn allemaal voorspellers voor deelname aan onconventionele politieke participatie, maar hij heeft niet deelgenomen aan vormen van onconventionele politieke participatie.

De case met hoge DFBETA-waarden voor religieusheid en voor het voor het bijwonen van religieuze bijeenkomsten zijn vooral mannen van verschillende leeftijden, relatief hoog opgeleiden met een gemiddeld vertrouwen in de overheid, maar die juist niet religieus zijn of religieuze bijeenkomsten bijwonen en die juist wel deelnemen aan onconventionele politieke participatie.

Hierdoor is het aannemelijk dat deze cases veel invloed hebben op de uitkomsten. Het gaat voornamelijk om religieuzen die juist niet protesteren of niet-religieuzen die juist wel protesteren. Als je deze personen weglaat uit de steekproef, geeft dat juist een vertekend beeld omdat je daarmee precies de uitzonderingen verwijdert die laten zien dat religie en onconventionele politieke participatie niet altijd in lijn lopen met de theoretische verwachtingen. Deze observaties zijn juist belangrijk om de diversiteit binnen religieuze en niet-religieuze groepen te begrijpen. Door deze gevallen uit te sluiten, wordt het beeld dat religieuzen vaker participeren en niet-religieuzen minder, kunstmatig versterkt, terwijl dit blijkbaar wel de realiteit is. Daarom is er ook voor gekozen om de hypothesetoetsing en de conclusies te baseren op de dataset waar de uitbijters nog in zitten.

2. Multicollineariteit

```
> vif(model6)
there are higher-order terms (interactions) in this model
consider setting type = 'predictor'; see ?vif
      V350      V010      V352_c      V368      S049      V013      V350:V010      V010:V352_c
17.452155  26.596578  15.811746   1.102082   1.070203   1.080347  41.914130   15.119518
> |
```

In model 6 zijn de VIF-waarden (Variance Inflation Factors) berekend om te controleren op multicollineariteit. Deze maat geeft aan in hoeverre de voorspellers onderling samenhangen. Er wordt gebruikgemaakt van de vuistregel waarbij een VIF-waarde boven de 4 doorgaans als aandachtspunt gezien wordt.

In dit model laten met name de variabelen religieusheid (V350), gender (V010), en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten (V352_c) hoge VIF-scores zien en ook de interactietermen tussen deze variabelen. De hoogste VIF-waarde in het model ligt zelfs boven de 40. De verhoogde scores voor religieusheid en gender zijn deels te verklaren doordat het dichotome variabelen (dummies) zijn. De hoge VIF bij het bijwonen van religieuze bijeenkomsten, ondanks dat deze variabele is gecentreerd, kan verklaard worden door de inhoudelijke overlap: respondenten die regelmatig religieuze bijeenkomsten bijwonen, beschouwen zichzelf vaak ook als religieus.

Centreren van de variabelen heeft niet geholpen om de multicollineariteit zo erg te verlagen. De variabele bijwonen van religieuze diensten is al gecentreerd en wat normaal de VIF-scores verlaagt. Echter is er nog steeds sprake van hoge multicollineariteit. Waarschijnlijk dus verklaarbaar door de samenhang tussen de variabelen religieusheid en het bijwonen van religieuze bijeenkomsten.

Voor de interactietermen is het hoge VIF-niveau makkelijk te verklaren, omdat interacties per definitie sterk samenhangen met de variabelen waaruit ze zijn opgebouwd. De controlevariabelen, opleidingsniveau, vertrouwen in de overheid en leeftijd hebben daarentegen lage VIF-waarden (rond de 1), wat wijst op een stabiele en onafhankelijke bijdrage aan het model.

Samenvattend is er sprake van multicollineariteit tussen de religieuze variabelen en daarmee ook tussen de religieuze interactievariabelen, wat mogelijk ook verklaart waarom deze variabelen geen significant effect vertonen in het model. Het is belangrijk om met deze samenhang rekening te houden bij de interpretatie van de regressieresultaten.