



rijksuniversiteit
 groningen

Van Eurosceptische denktank naar politiek zwaargewicht: een onderzoek naar verklaringen waarom kiezers op Forum voor Democratie stemmen

Eljosha Boll | S2950626 | e.j.boll@student.rug.nl

Masterscriptie Sociologie | Rijksuniversiteit Groningen

Begeleider: Prof. dr. A. Flache | Referent: Dr. J. Dijkstra

Aantal woorden (exclusief bijlagen): 23062

Maart 2022 – December 2022

Engelse titel:

*From Eurosceptic think tank to political heavyweight: researching
explanations why voters vote for Forum for Democracy*

Abstract

In 2019 won de radicaal-rechts populistische partij Forum voor Democratie (FvD) massaal de Provinciale Statenverkiezingen en deed het haar intrede in de Eerste Kamer. Hierdoor werd de partij in 2019 een politiek zwaargewicht waar politiek Nederland niet meer omheen kon. Eerder onderzoek naar FvD laat zien welke waarden haar electoraat aanhangt en welke strategieën de partij gebruikte om aan populariteit te winnen. Er ontbreekt echter nog wetenschappelijke kennis waarom kiezers waarden aanhangen die ertoe leiden dat zij op FvD stemmen. Om meer inzicht te krijgen in deze verklaringen worden er in dit onderzoek allereerst theorieën en onderzoeken beschreven die in zijn algemeenheid verklaren waar steun voor radicaal-rechts populistische partijen vandaan komt. Vervolgens worden er aan de hand van deze theorieën en onderzoeken hypothesen opgesteld met betrekking tot het electoraat van FvD. Deze hypothesen worden middels verschillende regressieanalyses getoetst, waardoor er inzicht verkregen wordt in hoeverre de verklaringen gelden voor het electoraat van FvD. De steekproef die gebruikt wordt heeft een grootte van 1208 respondenten en is afkomstig uit het LISS-panel. Uit de resultaten bleek dat als kiezers minder politiek vertrouwen hebben, zij een grotere kans maken om op FvD te stemmen. Ook bleek dat wanneer kiezers een grotere mate van culturele etnische dreiging ervaren, zij een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Wanneer kiezers weinig politiek vertrouwen hebben *en* een hoge mate van culturele etnische dreiging ervaren, werd geschat dat zij 41,50% kans hebben om op FvD te stemmen. Daarnaast bleek ook dat lager opgeleiden een grotere kans hebben om op FvD te stemmen en dat dit verband deels verklaard kan worden doordat zij een grotere kans maken om zich cultureel etnisch bedreigd te voelen en minder politiek vertrouwen hebben.

Trefwoorden: *radicaal-rechts populisme – Forum voor Democratie – Nederlands electoraat – Provinciale Statenverkiezingen – politiek vertrouwen – culturele etnische dreiging – opleidingsniveau – LISS-panel*

Inhoudsopgave

1. Inleiding	p. 3
2. Van Eurosceptische denktank naar politiek zwaargewicht	p. 6
3. Theorie	p. 13
4. Data en methoden	p. 25
5. Resultaten	p. 34
6. Discussie en conclusie	p. 61
7. Eindnoten	p. 68
8. Bibliografie	p. 73
9. Bijlagen	p. 79

1. Inleiding

In het voorjaar van 2019 gebeurde er in het Nederlandse politieke landschap iets opvallends. De relatief nieuwe radicaal-rechts populistische partij Forum voor Democratie (FvD) werd bij de Provinciale Statenverkiezingen de grootste partij door maar liefst 14,53% van de stemmen binnen te slepen (Binnema & Vollaard, 2019; Documentatiecentrum Nederlandse Politieke Partijen [DNPP], 2022a). De partij maakte door deze overwinning een eind aan de overwinningssreeks van de VVD, de rechts-liberale partij van de zittende minister-president Mark Rutte, die bij die bij de voorgaande Provinciale Statenverkiezingen in 2015, de Tweede Kamer verkiezingen in 2017 en de gemeenteraadsverkiezingen in 2018, telkens als grootste uit de bus was gekomen (Binnema & Vollaard, 2019).

Door haar overwinning in de Provinciale Staten wist FvD binnen enkele weken haar intrede te realiseren in de Eerste Kamer. De Eerste Kamer wordt namelijk gekozen middels getrapte verkiezingen: eerst stemmen de inwoners van de verschillende provinciën bij de Provinciale Statenverkiezingen wie hen mag gaan vertegenwoordigen op provinciaal niveau en vervolgens kiezen de gekozen Provinciale Statenleden wie er plaats mogen nemen in de Eerste Kamer op nationaal niveau (Eerste Kamer der Staten-Generaal, z.d.). Omdat in de praktijk bijna alle Provinciale Statenleden bij de Eerste Kamer verkiezingen op iemand van hun eigen partij stemmen, staat winst op provinciaal niveau bijna altijd gelijk een toename van politieke invloed op nationaal niveau (ProDemos Den Haag, 2019; Binnema & Vollaard, 2021). Door de massale overwinning in de provinciën wist FvD daarom maar liefst twaalf Eerste Kamerzetels te bemachtigen en werd de partij, samen met de VVD, in één klap de grootste in de Eerste Kamer. Een krappe drie jaar na haar oprichting als politieke partij was FvD een politiek zwaargewicht geworden waar politiek Nederland niet meer omheen kon.

1.1 Probleemstelling

FvD kan gezien worden als radicaal-rechts populistische partij. Middels een populistische stijl van politiek bedrijven draagt zij een radicaal-rechtse politieke agenda uit, wat zich kenmerkt door nativisme, autoritarisme en anti-establishment retoriek. Er is nog weinig bekend over het electoraat van FvD. Bestaand wetenschappelijk onderzoek naar radicaal-rechts populisme in Nederland beperkt zich tot op heden voornamelijk tot de LPF (Lijst Pim Fortuyn) en de PVV (Partij voor de Vrijheid) (zie bijvoorbeeld Van Kessel, 2011; Voerman & Vossen, 2019; Hartevelt et al., 2021; De Jonge 2021b; Oudenampsen, 2021). Daarnaast geeft bestaand onderzoek naar FvD inzicht in welke waarden haar electoraat aanhangt (zie

Geurkink et al., 2020; Otjes, 2021) en in welke strategieën de partij gebruikte om aan populariteit te winnen onder het Nederlandse electoraat (zie De Jonge et al., 2021a). Echter, deze onderzoeken bieden weinig inzicht in de verklaringen *waarom* individuen waarden aanhangen die ertoe leiden dat zij op FvD stemmen. Dit onderzoek wil een bijdrage leveren aan het gedetailleerder in kaart brengen van het electoraat van FvD ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 door verschillende verklaringen te onderzoeken.

Er zijn twee redenen dat het electoraat van FvD in de tijdsperiode rondom de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 wordt onderzocht. De eerste reden is dat FvD populair was onder het Nederlandse electoraat ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019. Het onderzoek wil graag een bijdrage leveren aan het in kaart brengen van de beweegredenen van kiezers om op FvD te stemmen om zo de populariteit van de partij te duiden. Ten tweede maakt het onderzoek gebruik van secundaire data van het LISS-panel (Langlopende Internet Studies voor de Sociale wetenschappen panel). Data van het LISS-panel wordt beheerd door CentERdata dat onderdeel is van Tilburg University. Het LISS-panel is representatief voor de Nederlandse bevolking en middels een gerandomiseerde steekproef tot stand gekomen. Respondenten uit het LISS-panel worden op verschillende momenten benaderd in zogenaamde waves. Doordat het panel ook benaderd is in de periode naar aanloop van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019, geeft de data van het LISS-panel een unieke kans om de beweegredenen van het electoraat van FvD rondom de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 te onderzoeken. De probleemstelling die dit onderzoek wil beantwoorden is daarom als volgt: *wat zijn verklaringen uit de sociaal-politologische literatuur voor individuen om op radicaal-rechts populistische partijen te stemmen en in hoeverre gelden deze verklaringen voor het electoraat van Forum voor Democratie ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019?*

1.2 Relevantie

Het beantwoorden van de onderzoeksvraag is om verschillende redenen relevant. Zoals beschreven in het bovenstaande vult het onderzoek allereerst een leemte op in de wetenschappelijke kennis over radicaal-rechts populisme in Nederland en specifiek ook de leemte met betrekking tot het electoraat van FvD. Ten tweede draagt het onderzoek bij aan de kennis- en theorievorming over steun voor radicaal-rechts populisme in het algemeen, doordat bestaande sociologische en politicologische theorieën met betrekking tot steun voor radicaal-rechts populistische partijen getoetst worden. Een derde reden om het electoraat van FvD te onderzoeken uit zich in de maatschappelijke en beleidstechnische relevantie. FvD

bedrijft een populistische politieke stijl, waarbij het een tweedeling schetst tussen burgers en politici. Hierdoor draagt de partij een boodschap uit die mogelijk leidt tot polarisatie tussen burgers en politici. Een mogelijk gevolg van deze polariserende boodschap is dat centrumlinkse- en rechtse partijen meer gedwongen worden ook mee extremere posities innemen om niet aan populariteit onder het electoraat in te boeten (Mudde, 2013; Eatwell & Goodwin, 2018; Norris & Inglehart, 2019; De Jonge, 2021b). Dit kan leiden tot minder efficiënte beleidsvoering en polarisatie van het partijstelsel als geheel, wat op termijn negatieve gevolgen kan hebben voor de samenleving en de legitimiteit van de partijdemocratie (Sartori, 1976; Mair, 1997; Vallier, 2020). Ook blijkt uit onderzoek van bijvoorbeeld Van Kessel (2011) dat als kiezers eenmaal stemmen op een radicaal-rechts populistische partij, zij niet zonder meer terugkeren naar niet-radicaal rechts populistische partijen. Het is daarom voor politici en beleidsmakers van belang om inzicht te hebben in waar steun voor radicaal-rechts populisme vandaan komt, zodat zij tijdig hun werkzaamheden bij kunnen sturen. Doordat dit onderzoek in kaart brengt wat verklaringen zijn voor kiezers om op radicaal-rechts populistische partijen te stemmen, specifiek op FvD, hoopt dit onderzoek dan ook relevant te zijn voor politici en beleidsmakers.

1.3 Onderzoeksopzet

Om de probleemstelling te beantwoorden zullen er aan de hand van bestaande sociologische en politicologische theorieën verschillende hypothesen opgesteld worden die getoetst worden middels kwantitatieve data van het LISS-panel. Er zal gebruik gemaakt worden van verschillende lineaire en logistische regressiemodellen. In vergelijking tot andere onderzoeken naar steun voor radicaal-rechts populisme, biedt de LISS-data een unieke invalshoek. Veel onderzoeken maken gebruik van data op gemeentelijk, provinciaal en/of nationaal niveau (zoals bijvoorbeeld aantal inwoners per vierkante kilometer, gemiddeld inkomen of etnische samenstelling) om steun aan radicaal-rechts populistische partijen te verklaren (zie bijvoorbeeld Veul et al., 2016; Rydgren en Tyrberg, 2020; Harteveld et al., 2021). De data van het LISS-panel is echter vergaard op individueel niveau, wat dit onderzoek de mogelijkheid biedt om op individueel niveau verklaringen te toetsen. Door data op individueel niveau te gebruiken hoopt dit onderzoek daardoor ook zoveel mogelijk ecologische drogredenen te vermijden.¹

1.4 Hoofdstukindeling

De hoofdstukindeling van het onderzoek is als volgt: allereerst geeft het volgende hoofdstuk een beschrijving van FvD vanaf het ontstaan van de partij tot aan de Provinciale Statenverkiezingen van 2019. Dit hoofdstuk heeft als doel om FvD te duiden als een radicaal-rechts populistische partij (in het vervolg van het onderzoek zal er naar een radicaal-rechts populistische partij worden verwezen als RRPP). Ten tweede wordt theorie beschreven. Hierin worden verschillende verklaringen beschreven waarom individuen op RRPP's stemmen. In dit theoriehoofdstuk worden vervolgens hypothesen opgesteld, waarin verwachtingen uitgesproken worden met betrekking tot het electoraat van FvD. Na de theorie wordt in het data- en methoden hoofdstuk beschreven hoe de hypothesen getoetst gaan worden. Vervolgens worden in het resultatenhoofdstuk de beschrijvende statistieken en analyses besproken en worden de hypothesen getoetst. Afsluitend volgen de discussie en conclusie waarin de probleemstelling beantwoord zal worden, gereflecteerd wordt op het onderzoek en suggesties worden gedaan voor vervolgonderzoek.

2. Van Eurosceptische denktank naar politiek zwaargewicht

Het huidige hoofdstuk beschrijft FvD in de periode van haar oprichting in 2014 tot aan de Provinciale Statenverkiezingen in 2019. Dit hoofdstuk heeft daarmee als doel om te duiden wat voor type partij FvD was ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen in 2019.

2.1 Ontstaan Forum voor Democratie

In 2014 richtten Thierry Baudet en Henk Otten de denktank 'Forum voor Democratie' op (Aalberts, 2020). De denktank wordt opgericht met als doel om druk uit te oefenen op de Nederlandse politiek om democratische vernieuwingen te bewerkstelligen en de invloed van de Europese Unie terug te dringen (FvD, 2016a; Aalberts, 2020; Oudenampsen, 2021; DNPP, 2022a). De denktank is op het moment van oprichting expliciet niet partijgebonden, omdat zij naar eigen zeggen onderwerpen aansnijdt die de traditionele politieke tegenstellingen overstijgen (FvD, 2015). Eind 2016 komt er verandering in de niet-partijgebondenheid, wanneer de denktank besluit, in aanloop naar de Tweede Kamerverkiezingen die in maart 2017 plaats zullen vinden, om onder dezelfde naam verder te gaan als politieke partij. Een belangrijke reden voor de oprichting van de partij was de nasleep van het raadgevende referendum omtrent de associatieovereenkomst tussen de Europese Unie en Oekraïne. Ondanks dat de opkomst van het aantal stemgerechtigden relatief laag was (32,3%) stemde

61% tegen het associatieverdrag (Jacobs et al., 2016). De Nederlandse politiek negeerde echter grotendeels de uitslag van het referendum, wat Baudet en Otten tot het inzicht liet komen dat als zij de Nederlandse politiek wilden veranderen dit van binnenuit moest gebeuren (FvD, 2016b; Oudenampsen, 2021).

De ambities en doelen van de partij worden verder duidelijk wanneer zij in aanloop naar de Tweede Kamerverkiezingen van maart 2017 haar verkiezingsprogramma presenteert. Het partijprogramma opent kritisch en de partij stelt dat Nederland in een ‘‘existentiële crisis’’ verkeert (FvD, 2017, p. 1). Volgens de partij is Nederland niet meer in staat haar eigen grenzen te bewaken, wordt het land blootgesteld aan massa-immigratie, neemt de kans op terreur toe, is de kwaliteit van het onderwijs achteruitgegaan en is de veiligheid op straat afgenomen (FvD, 2017). Daarnaast destabiliseert de euro volgens de partij de economie en heeft Nederland door haar lidmaatschap van de Europese Unie haar soevereiniteit verloren (FvD, 2017). Ook staat volgens de partij de Nederlandse cultuur onder druk. Deze zorg komt tot uiting in punt twee van het verkiezingsprogramma, waar de partij pleit voor het invoeren van een wet genaamd ‘Wet Bescherming Nederlandse Waarden’ (FvD, 2017, p. 3). De partij stelt dat door de komst van, vooral Islamitische, immigranten Nederlandse kernwaarden in het gedrang zijn gekomen en wil met de wet een stevig signaal afgeven dat de Nederlandse wet altijd boven religieuze wetten geldt (FvD, 2017; Aalberts, 2020). Ook moet Nederland volgens de partij een immigratiebeleid invoeren dat gebaseerd is op het Australische model, waarbij Nederland zelf kan beslissen wie er worden toegelaten en dienen ‘‘[i]mmigranten met extreme politieke ideeën die niet in lijn zijn met de westerse beschaving [...] terstond te worden uitgezet naar het land van herkomst’’ (FvD, 2017, p. 20). Verder neemt de partij op economisch gebied een conservatief-liberale positie in waar zij pleit voor soepeler ontslagrecht, lagere belastingen en minder regeldruk voor midden- en kleinbedrijf (DNPP, 2022a).

De schuld van het ontstaan van de existentiële crisis legt FvD bij het ‘partijkartel’. Met het partijkartel refereert FvD aan een politiek systeem waar zittende politici onderling de macht verdelen, elkaar de hand boven het hoofd houden en niet meer handelen in het belang van de ‘gewone’ burger (FvD, 2017; Aalberts, 2020; DPNN, 2022a). Politici van het kartel leiden volgens Baudet aan ‘oikofobie’, ofwel een angst voor eigen cultuur en tradities (in tegenstelling tot xenofobie, wat duidt op angst voor het ander) (Baudet, 2013; Aalberts, 2020; Oudenampsen, 2021). Als gevolg van deze angst dringt het kartel volgens FvD de Nederlandse bevolking een linkse en kosmopolitische mening op, wat ertoe leidt dat de

Nederlandse cultuur en identiteit in verval raakt en de Nederlandse staat haar soevereiniteit kwijtraakt aan supranationale instanties zoals de Europese Unie (Aalberts, 2020).

FvD wil het kartel doorbreken door verschillende maatregelen te nemen. Allereerst moet de Nederlandse Publieke Omroep drastisch op de schop, omdat deze te veel als spreekbuis zou functioneren voor het partijkartel (FvD, 2017). Daarnaast wil de partij de burger dichter bij de politiek brengen door invoering van bindende referenda en volksinitiatieven, directe verkiezingen voor burgemeesters en minister-president en het gebruik stimuleren van digitale middelen om democratische participatie te bevorderen (FvD, 2017; De Jonge, 2021a). Ook pleit FvD voor een terugtrekking van Nederland uit de Europese Unie en wil het de invloed van supranationale instellingen zoals het Europese Hof voor de Rechten van de Mens en het Internationale Strafhof zoveel mogelijk inperken. (FvD, 2017; Aalberts, 2020).

2.2 Intrede in de Tweede Kamer

De boodschap van FvD blijkt aan te slaan bij een deel van de Nederlandse kiezers. Op 15 maart 2017 weet FvD ruim 187.000 stemmen binnen te slepen en komt het met twee zetels de Tweede Kamer binnen. De partij trekt vanaf haar intrede in de Tweede Kamer direct de aandacht. Het eerste opvallende moment vindt plaats kort na de verkiezingen, wanneer Baudet zijn maidenspeech in de Tweede Kamer geeft. In het Latijn vraagt Baudet zich hardop af hoelang het partijkartel het geduld van de Nederlandse bevolking op de proef stelt, terwijl zijn partij er klaar voor is om de Nederlandse staat en democratie te redden (Debat Gemist, 2017). De maanden erna staat Baudet geregeld in de schijnwerpers van verschillende mediakanalen, omdat hij bijvoorbeeld zijn piano laat meeverhuizen naar het Tweede Kamergebouw of wanneer hij in een militaire uitrusting de Tweede Kamer betreedt om aandacht te vragen voor het tekort aan materieel bij defensie (NOS, 2017; RTL Nieuws, 2017; De Graaf, 2017). De opvallende stijl van politiek bedrijven blijkt aan te slaan bij het Nederlandse electoraat en negen maanden na haar intrede in de Tweede Kamer klimt de partij naar vijftien zetels in de peilingen en telt de partij op 1 januari 2018 bijna 23000 leden (Aalberts, 2020; De Jonge, 2021a).

2.3 De Provinciale Statenverkiezingen van 2019 en intrede in de Eerste Kamer

Eind 2018 wordt bekend dat FvD in alle provinciën mee wil gaan doen aan de Provinciale Statenverkiezingen (NOS, 2018a; Barends, 2019). Wanneer de verkiezingscampagne van start gaat blijkt al gauw dat FvD maar één doel voor ogen heeft met deze verkiezingen:

succes boeken in de provinciën zodat het haar intrede kan maken in de Eerste Kamer (Hendrickx & Mebius, 2019; Aalberts, 2020).

Dat FvD enkel als doel heeft om in de Eerste Kamer te komen wordt extra benadrukt wanneer FvD geen aparte verkiezingsprogramma's presenteert die aansluiten bij de specifieke behoeften van de desbetreffende provinciën (Binnema & Vollaard, 2021). Na verloop van tijd verschijnen er op de website van de partij wel verschillende standpunten per provincie. De verschillen per provincie zijn echter gering en blijft het dicht bij de kern wat de FvD op nationaal niveau wil bewerkstelligen (Aalberts, 2020). De boodschap die de partij verkondigt is grotendeels in lijn met het verkiezingsprogramma van 2017. De partij is nog steeds Eurosceptisch, pleit voor een strenger immigratiebeleid en wil ook op provinciaal niveau de politiek dichterbij de burger brengen (Aalberts, 2020).

De partij heeft echter op twee punten haar koers bijgesteld. Op economisch vlak laat ze een iets linkser geluid horen waar zij pleit om, naast de in 2017 aangekondigde investeringen in de politie, nu ook meer te gaan investeren in het onderwijs en de zorg (RTL Nieuws, 2019; Hendrickx & Mebius, 2019). De bekostiging wil FvD realiseren door te stoppen met het Nederlandse immigratiebeleid en geen maatregelen te nemen om klimaatverandering tegen te gaan (RTL Nieuws, 2019). Volgens de partij besteedt de overheid te veel geld aan het opvangen van immigranten en zijn de kosten van de voorgestelde klimaatmaatregelen niet in verhouding met wat deze maatregelen Nederland zullen opleveren (FvD, 2017; RTL Talkshow, 2018; RTL Nieuws, 2019).

De tweede koerswijziging uit zich in hoe de partij denkt over duurzaamheid, de energietransitie en klimaatmaatregelen. Waar het in 2017 nog wil investeren in de energietransitie en duurzaamheid hoog in het vaandel heeft staan, is van dit standpunt in 2019 weinig terug te vinden (Hendrickx & Mebius, 2019). Aanleiding voor deze ommezwaai lijkt de Klimaatwet die door de Tweede Kamer eind 2018 werd aangenomen. In deze wet staat dat in Nederland de uitstoot van CO₂ in 2030 met 49% en in 2050 met 95% verminderd moet zijn ten opzichte van de CO₂ uitstoot in 1990 (NOS, 2018b; Rijksoverheid, z.d.). FvD stelt dat de invoering van deze wet tot enorme overheidsuitgaven zal leiden wat nadelige gevolgen zal hebben voor de koopkracht van Nederlandse burgers en de bekostiging van de publieke sector (NOS, 2019a; RTL Nieuws, 2019). Ook zullen de maatregelen die genoodzaakt zijn om aan de doelstellingen van de Klimaatwet te voldoen volgens de partij te veel het Nederlandse landschap aantasten, doordat weilanden van Nederlandse boeren zullen veranderen in dystopische zonne- en windmolenparken (RTL Talkshow, 2018; NOS, 2019a).

De koerswijzigingen blijken een succes en het verhaal dat FvD aan de kiezer verkoopt blijkt aan te slaan. Op 1 januari 2019 telt de partij maar liefst 30674 leden, een stijging van 34% in ledenaantallen in vergelijking met het jaar ervoor (DNPP, 2022b). Ook weet de partij bij de Provinciale Statenverkiezingen 14,53% van het totaal aantal stemmen binnen te slepen, goed voor 86 van de 570 zetels verdeeld over de verschillende provinciën (Kiesraad, 2019a). Enkele maanden later, wanneer de Provinciale Statenleden op 27 mei 2019 mogen stemmen wie er in de Eerste Kamer komen, weet FvD twaalf Eerste Kamerzetels te bemachtigen (Kiesraad, 2019b). Het plan om de Provinciale Statenverkiezingen aan te grijpen als opstap naar de Eerste Kamer is daarmee geslaagd. Een krappe drie jaar na haar oprichting als politieke partij is FvD een politiek zwaargewicht geworden waar politiek Nederland niet meer omheen kan.

2.4 Forum voor Democratie als Radicaal-Rechts Populistische Partij

Vanaf haar oprichting als politieke partij vertoont FvD al snel kenmerken van een RRPP. Ondanks dat er in de academische literatuur veel discussie is met betrekking tot wat er precies bedoeld wordt met radicaal-rechts populisme zijn er verschillende elementen te onderscheiden die typerend zijn voor RRPP's.

Met betrekking tot het radicaal-rechtse element zijn RRPP's te herkennen aan hun nativisme, autoritarisme en anti-establishment retoriek (De Jonge, 2021b). Met nativisme wordt bedoeld op een sterke voorkeur voor het behartigen van het eigen landsbelang en het weinig waarde hechten aan het vooruithelpen van andere landen en bevolkingsgroepen. RRPP's zien invloeden van buitenaf als een bedreiging voor de eigen staat en pleiten daarom vaak voor een streng immigratiebeleid en zijn tegen supranationalistische organisaties die de nationale soevereiniteit inperken (Rydgren, 2007; Otjes, 2021; De Jonge, 2021b). In hun nativisme zijn ook kenmerken van etno-pluralisme te herkennen. Etno-pluralisme duidt op het gescheiden houden van verschillende culturen en nationaliteiten zodat unieke nationale eigenschappen van landen en haar inwoners niet verloren gaan (Rydgren, 2007). Naast nativisme duidt autoritarisme op een sterke voorkeur voor een geordende maatschappij waarin degenen die buiten de orde treden streng gestraft moeten worden. Dit element kan bij RRPP's op twee manieren tot uiting komen: (1) een sterke nadruk op rechtsorde en handhaving en (2) het uitdragen van conservatieve ideaalbeelden (Otjes, 2021; De Jonge, 2021b). Het anti-establishment-element uit zich in een kritiek op het bestaande politieke systeem en zittende politici. RRPP's willen het bestaande politieke systeem hervormen en

pleiten vaak voor meer directe democratie waarin de burger het voor het zeggen krijgt (Mudde, 2019; De Jonge, 2021b).

Met betrekking tot FvD komt het rechts-radical element duidelijk naar voren in de partij haar kritische standpunten over immigratie, de Europese Unie, de Nederlandse cultuur, rechtsorde en handhaving en democratische vernieuwing. De partij verkondigt een sterk nativistische boodschap waarbij ze groot belang hecht aan het behouden en bevorderen van de Nederlandse soevereiniteit, cultuur en identiteit. Hierin kan ook een conservatieve boodschap herkend worden, doordat de partij bijvoorbeeld pleit voor het invoeren van de Wet Bescherming Nederlandse Waarden. Daarnaast is de partij ook uitgesproken etno-pluralistisch: ze wil graag samenwerken met andere landen, zolang de Nederlandse soevereiniteit en cultuur maar niet in het geding komt (FvD, 2017). Met betrekking tot het autoritaire element pleit FvD voor zwaardere straffen, forse investeringen in politie en het herinvoeren van grenscontroles (FvD, 2017; RTL Nieuws, 2019). Het anti-establishment-sentiment komt bij FvD tot uiting in de democratische vernieuwing die ze wil bewerkstelligen. FvD wil de Nederlandse democratie veranderen middels invoering van bindende referenda en volksinitiatieven, directe gekozen burgemeester- en minister-presidentsverkiezingen en wil het gebruik stimuleren van digitale middelen om democratische participatie onder burgers te bevorderen. Ze stelt dat de wil van het volk leidend moet zijn in politieke besluitvorming en dat de huidige democratie in Nederland drastisch op de schop moet. FvD verkondigt daarmee een politieke boodschap van radicale democratische hervorming zonder dat zij de huidige democratie als geheel wil ondermijnen. De partij onderscheidt zich hiermee van *extreemrechtse* bewegingen. Waar extreemrechtse bewegingen democratische waarden ondermijnen door via gewelddadige acties hun gelijk te behalen, proberen radicaal-rechtse bewegingen juist via de democratische weg (d.w.z. middels verkiezingen) het democratische systeem van binnenuit te hervormen (Mudde, 2019).

Het populistische element van RRPP's komt naar voren in de manier waarop RRPP's politiek bedrijven. Ondanks de contextuele verschillen en de moeilijk te definiëren aard van het concept, is er in de academische literatuur brede consensus dat populisme gezien kan worden als een stijl van politiek bedrijven die de maatschappij opdeelt in twee groepen die ogenschijnlijk tegenstrijdige belangen hebben: de corrupte elite en het gewone volk (Rydgren, 2007; Mudde, 2019; Norris & Inglehart, 2019; Otjes, 2021; De Jonge, 2021b). Tot de corrupte elite behoren volgens populistten zittende politici, mensen met hoge functies in de economie en wetenschap, en mainstream mediabedrijven (Norris & Inglehart, 2019; Kenny,

2020). Volgens populisten is de elite één homogene groep die louter in haar eigen belang handelt en het ‘gewone volk’ zoveel mogelijk politieke invloed probeert te ontzeggen (Rydgren, 2007; Norris & Inglehart, 2019; Kenny, 2020; Otjes, 2021; De Jonge, 2021b). Met het ‘gewone volk’ doelen populisten op het overgrote deel van de bevolking dat niet tot de elite behoort. Deze groep mensen wordt door populisten ook wel omschreven als de vergeten of stille meerderheid wier belangen niet meer behartigd worden door de corrupte elite (Canovan, 1999; Norris & Inglehart, 2019).

Volgens populisten is het van belang dat de politieke macht weer komt te liggen bij het gewone volk en populisten pleiten dan ook vaak voor het invoeren van bindende referenda om de wil van het volk in politieke besluitvorming leidend te maken (Rydgren, 2007; Mudde, 2019). Populisten schetsen daarmee een Manicheïstisch beeld van de maatschappij waarbij de zittende politici neergezet worden als kwaadwillend en corrupt en het gewone volk als goed en alwetend (Rydgren, 2007; De Jonge, 2021b). Met het schetsen van deze tweedeling hopen populistische politici dat kiezers het idee krijgen dat er nog maar één alternatief is dat hun politieke belangen kan behartigen, namelijk de populistische politicus (Rydgren, 2007; Norris & Inglehart, 2019). Om extra aan te dikken dat de populistische politicus anders is dan zittende politici, gebruiken populisten vaak direct en simpel taalgebruik, hebben ze vaak lak aan politieke correctheid en schuwen ze politieke taboes niet (Canovan, 1999; De Jonge, 2021b).

Met betrekking tot FvD kunnen populistisch kenmerken herkend worden in de politieke stijl die de partij hanteert. Allereerst deelt de partij het Nederlandse politieke landschap op in twee ogenschijnlijk tegengestelde groepen: de leden van het partijkartel en de ‘gewone’ Nederlandse burgers. Volgens FvD zijn zittende politici en de mainstream media corrupt, luisteren zij niet meer naar wat de Nederlandse burgers te zeggen hebben en handelen zij louter in hun eigen belang door een linkse en kosmopolitische mening te verkondigen. Daarentegen worden volgens FvD de belangen van de gewone Nederlander niet meer behartigd door het partijkartel en FvD pleit dan ook voor radicale democratische vernieuwingen waar de wil van het volk weer centraal komt te staan. Om aan te tonen dat FvD anders is dan de partijen die onderdeel zijn van het partijkartel schroomt Baudet niet om politieke taboes te doorbreken en heeft hij lak aan politieke correctheid. Bijvoorbeeld, Baudet zette in 2017 minister Hennis (voormalig minister van defensie) voor het blok door in een militaire uitrusting de Tweede Kamer te betreden en de partij ageerde naar aanloop van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 als één van de weinige partijen tegen de Klimaatwet van 2018. Ook besloot de partij na de tramaanslag in Utrecht in maart 2019 als enige

politieke partij haar verkiezingscampagne door te laten gaan (NRC, 2017; RTL Talkshow, 2018; Aalberts, 2020). Echter, op het gebied van simpel taalgebruik wijkt FvD enigszins af: Baudet gebruikt dure woorden (e.g. ‘partijkartel’, ‘kompanen’, ‘boreaal’) en hield Baudet zijn eerste bijdrage in de Tweede Kamer in het Latijn (Debat Gemist, 2017; NOS, 2019b).

Samenvattend, ondanks dat Baudet geen simpel taalgebruik hanteert, voldoet FvD aan vele andere typerende kenmerken waardoor de partij als RRPP gedefinieerd kan worden. Het volgende hoofdstuk bespreekt verschillende sociologische en politicologische theorieën die inzicht geven in waar steun voor FvD mogelijk vandaan komt. Aansluitend zullen verschillende hypothesen opgesteld worden die later in het onderzoek getoetst zullen worden.

3. Theorie

In dit hoofdstuk worden verschillende theorieën en onderzoeken besproken die verklaren waar steun voor RRPP's in zijn algemeenheid vandaan komt. Vervolgens worden er aan de hand van de besproken theorieën en onderzoeken hypothesen opgesteld, die verwachtingen uitspreken waarom individuen op FvD stemmen. Er wordt verwacht dat er verschillende factoren tegelijkertijd een rol spelen die verklaren waarom individuen op een RRPP als FvD zouden stemmen.

3.1 Economische relatieve deprivatie

Een eerste mogelijke verklaring voor individuen om op RRPP's te stemmen, is dat zij zich economisch relatief gedeprimeerd voelen. Relatieve deprivatie houdt in dat individuen het gevoel hebben dat zij of achtergesteld gaan raken, relatief ten opzichte van andere individuen of groepen in de maatschappij of omgeving waarin zij zich bevinden (Rydgren; 2007; Eatwell & Goodwin, 2018). Met betrekking tot het economische vlak kunnen individuen het idee krijgen dat zij vastzitten op hun economische positie en niet meer vooruitkomen of dat zij in de nabije toekomst een mogelijk verlies gaan ervaren van hun huidige economische positie (e.g. door het verliezen van een baan) (Eatwell & Goodwin, 2018; Mudde, 2019).

Ondanks dat economische relatieve deprivatie tot stand kan komen door *externe* maatschappelijke veranderingen (e.g. globalisering, neoliberalisering of economische- en vluchtelingen crises), refereert relatieve deprivatie aan in hoeverre individuen *intern* ervaren dat zij zijn achtergesteld of in de nabije toekomst achtergesteld kunnen raken (Minkenberg, 2000; Rydgren, 2007; Eatwell & Goodwin, 2018). In andere woorden, relatieve deprivatie refereert daarmee niet aan degene die *objectief* achtergesteld zijn (zoals bijvoorbeeld

individuen met een laag inkomen, werkelozen, of bewoners van achterstandswijken), maar aan degene die zich *subjectief* achtergesteld voelen. Gevoelens van relatieve deprivatie komen daarmee altijd tot stand in relatie tot wat een ander (of andere groep) wel heeft of wat het individu zelf mogelijk had in het verleden maar nu niet meer bezit (Damhuis, 2020).

Als gevolg van (de mogelijkheid tot) relatieve deprivatie, gaan individuen (bewust dan wel onbewust) opzoek naar manieren om deze gevoelens teniet te doen. Dit kan ertoe leiden dat zij negatieve gevoelens ontwikkelen tegenover de omgeving en de maatschappij waarin zij zich bevinden. Dit kan bijvoorbeeld leiden tot antipathie tegenover zittende politici en partijen, omdat zij in de ogen van deze individuen (mede)verantwoordelijk zijn voor het ontstaan van hun achtergesteldheid (Damhuis, 2020). Daarnaast kunnen gevoelens van economische relatieve deprivatie leiden tot antipathie tegenover etnische minderheden, doordat autochtonen het idee hebben dat zij met etnische minderheden moeten concurreren om schaarse goederen, zoals bijvoorbeeld woningen, banen, of sociale voorzieningen (Rydgren, 2007; Savelkoul & Scheepers, 2016; Damhuis, 2020). Dit kan leiden tot een verheerlijking van de eigen natiestaat en grenzen, als middel om een sterke identiteit aan te ontlenen om zo gevoelsmatig weer controle te krijgen over hun leven en toekomst (Rydgren, 2007; Eatwell & Goodwin, 2018). Dit kan weer leiden tot weerstand tegenover factoren die de natiestaat lijken te verzwakken, zoals bijvoorbeeld de Europese Unie, pro-Europese politici en (arbeids)migranten (Rydgren, 2007; Savelkoul & Scheepers, 2016; Mudde 2019; Damhuis, 2020; De Jonge, 2021b).

Doordat RRPP's door hun populistische stijl van politiek bedrijven vaak simpele oplossingen bieden voor complexe problemen, partijprogramma's aanbieden die de nationale belangen vooropstellen en een sterke nadruk leggen op het 'weer' vertegenwoordigen van de 'vergeten burgers', bieden RRPP's kiezers die zich economisch relatief gedeprimeerd voelen een aantrekkelijke optie om op te stemmen (Minkenberg, 2000 Savelkoul & Scheepers, 2016; Eatwell & Goodwin, 2018; Damhuis, 2020).

Met betrekking tot FvD wordt het geluid van de partij sterk gekenmerkt door de bovenstaande factoren: ze laat een nativistisch en populistisch geluid horen, waarin de 'vergeten' Nederlandse burger een centrale plek heeft. Ook ageert de partij sterk tegen zittende politici en regeringspartijen. Burgers die zich economisch relatief gedeprimeerd voelen, kunnen zich sterk aangetrokken voelen door de boodschap die FvD verkondigt, doordat het 'vergeten' burgers mogelijk weer het gevoel geeft dat ze gezien worden. De verwachting is dan ook dat individuen die zich economisch relatief gedeprimeerd voelen, FvD

als aantrekkelijke optie zien om op te stemmen. Gegeven deze verwachting kunnen daarom de volgende hypothesen geformuleerd worden:

H1a: naarmate individuen zich in het heden economisch relatief gedeprimeerd voelen, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

H1b: naarmate individuen het idee hebben dat zij in de toekomst zich economisch relatief gedeprimeerd zullen voelen, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

3.2 Etnische dreiging

Een tweede mogelijke verklaring voor individuen om op FvD te stemmen, kan zijn omdat zij zich etnisch bedreigd voelen. Etnische dreiging houdt in dat autochtonen zich bedreigd voelen door de aanwezigheid van personen met een migratieachtergrond (Rydgren, 2007; Veul et al. 2016). Dit kan tot uiting komen op economisch en cultureel vlak. Met betrekking tot het economische vlak kunnen autochtonen zich bedreigd voelen doordat ze het idee hebben dat ze met etnische minderheden moeten concurreren om schaarse goederen (Rydgren, 2007; Savelkoul & Scheepers, 2016; Damhuis, 2020). Met betrekking tot het culturele vlak kunnen autochtonen het idee krijgen dat door de aanwezigheid van etnische minderheden hun cultuur, normen en waarden of identiteit op het spel staat (Veul et al., 2016; Eatwell & Goodwin, 2018). Dit laatste kan zelfs leiden tot gevoelens van onveiligheid, doordat autochtonen het idee krijgen dat door de aanwezigheid van etnische minderheden met afwijkende normen en waarden de veiligheid in de maatschappij het geding komt (Eatwell & Goodwin, 2018; Damhuis, 2020; De Jonge, 2021b).

Als gevolg van gevoelens van etnische dreiging, gaan individuen (bewust, dan wel onbewust) op zoek naar manieren om de dreiging te verminderen. Dit kan ertoe leiden dat zij antipathie ontwikkelingen tegenover mensen met een andere nationaliteit of culturele achtergrond (Savelkoul & Scheepers, 2016; Eatwell & Goodwin, 2018; De Jonge, 2021b). Ook kan dit leiden tot afkeer tegen politici en partijen die meer geglobaliseerde en kosmopolitische idealen uitdragen (Harteveld et al., 2021). Dit kan er vervolgens ook aan bijdragen dat deze individuen negatief denken over supranationale organisaties zoals bijvoorbeeld de Europese Unie (Rydgren, 2007; De Jonge, 2021b).

Met betrekking tot FvD draagt de partij een boodschap die tegen haaks staat op geglobaliseerde en kosmopolitische idealen: ze is tegen de Europese Unie, voor strengere grenscontroles en stelt de nationale identiteit centraal. Ook maakt FvD zich in haar

boodschap hard voor ‘de’ Nederlandse burger, die door de kosmopolitische elite ‘vergeten’ is. Door deze sterk nativistische boodschap die de partij uitdraagt, is het de verwachting dat individuen die zich zowel cultureel als economisch etnisch bedreigd voelen, FvD als aantrekkelijke optie zien om op te stemmen. Gegeven het bovenstaande kunnen daarom de volgende hypothesen geformuleerd worden:

H2: naarmate individuen zich meer cultureel etnisch bedreigd voelen, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

H3: naarmate individuen zich meer economisch etnisch bedreigd voelen, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

3.3 Sociaal en politiek vertrouwen

Een derde mogelijke verklaring voor individuen om op RRPP's te stemmen, is dat zij minder sociaal- en politiek vertrouwen hebben. Sociaal vertrouwen houdt in dat individuen verwachten dat anderen in hun omgeving zich over het algemeen aan de geldende maatschappelijke normen en waarden houden en hen geen opzettelijke schade zullen toebrengen (Berning & Ziller, 2017; Vallier, 2020). Politiek vertrouwen heeft dezelfde strekking, alleen heeft dit betrekking op in hoeverre individuen geloven dat overheid, haar bestuursvorm en haar ambtenaren hun uiterste best doen om zo goed mogelijk de belangen van haar burgers na te streven (Eatwell & Goodwin, 2018; Vallier, 2020). Beide soorten van vertrouwen spreken daarmee een verwachting uit in hoeverre individuen geloven dat de ander (hetzij de overheid, hetzij de ander) geen slechte intenties heeft.

Met betrekking tot sociaal vertrouwen kan minder sociaal vertrouwen eraan bijdragen dat individuen op RRPP's stemmen. Wanneer een individu anderen weinig vertrouwt, is elke interactie met de ander er mogelijk één die hen kan benadelen. Dit kan mogelijk leiden tot negatieve stereotypingen en vooroordelen tegenover onbekende mensen of bevolkingsgroepen met afwijkende normen en waarden. Met betrekking tot hun politieke voorkeur kunnen individuen met minder sociaal vertrouwen vervolgens uitkomen bij RRPP's, omdat deze partijen niet-autochtone bevolkingsgroepen vaak wegzetten als een bedreiging voor de geldende normen en waarden (Berning & Ziller, 2017). Ook kunnen deze individuen bij RRPP's uitkomen, doordat zij vaak in hun partijprogramma's ook nadruk leggen op rechtsorde en handhaving en cultureel conservatieve standpunten uitdragen (Otjes,

2021; De Jonge, 2021b). Doordat RRPP's deze standpunten uitdragen, kunnen individuen het idee krijgen dat RRPP's hen beschermen tegen anderen met afwijkende normen en waarden.

Omdat FvD een sterke nadruk legt op het behouden van de 'eigen' Nederlandse cultuur met de daarbij behorende normen, waarden en tradities (bijvoorbeeld door het invoeren van de 'Wet Bescherming Nederlandse Waarden'), is de verwachting dat mensen met minder sociaal vertrouwen FvD als een aantrekkelijke optie zien om op te stemmen. Individuele kunnen daarmee een stem op FvD mogelijk zien als een oplossing voor het geringe sociale vertrouwen dat zij ervaren. Hieruit voortvloeiend kan daarom de volgende hypothese worden geformuleerd:

H4: naarmate individuen minder sociaal vertrouwen hebben, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

Met betrekking tot politiek vertrouwen kan minder politiek vertrouwen er ook aan bijdragen dat individuen RRPP's als aantrekkelijke optie zien om op te stemmen. Wanneer individuen minder politiek vertrouwen hebben, hebben zij weinig vertrouwen in dat de politiek voldoende functioneert om hun belangen te behartigen. Dit gevoel kan ontstaan doordat individuen teleurgesteld zijn in het functioneren van de politiek of doordat zij keer op keer teleurgesteld zijn door de verschillende besluiten die politici nemen (Vallier, 2020).

Net als bij gevoelens van relatieve deprivatie leidt dit er vervolgens toe dat individuen het gevoel krijgen dat zij er niet meer toe doen. Dit kan vervolgens leiden tot gering vertrouwen in zittende politici en partijen (Eatwell & Goodwin, 2018). Ook kan dit ertoe leiden dat individuen een afkeer krijgen tegen internationalisering, globalisering en supranationale organisaties zoals de Europese Unie. Processen als globalisering, internationalisering en 'Europeanisering' hebben er namelijk toe geleid dat nationale overheden minder soeverein zijn geworden. Hierdoor zijn politici afhankelijker van supranationale organisaties en regelgeving in hun besluitvorming, wat ertoe leidt dat zij op lokaal, regionaal en nationaal niveau in mindere mate in staat zijn om volledig de voorkeur van de individuele burgers te behartigen (Mair, 2002; Eatwell & Goodwin, 2018). Dit kan er vervolgens toe leiden dat burgers zich niet meer gehoord voelen en een afkeer ontwikkelen tegen supranationale organisaties zoals bijvoorbeeld de Europese Unie (Eatwell & Goodwin, 2018; Hertz, 2021).

Met betrekking tot politieke voorkeur kan dit leiden tot steun voor RRPP's, omdat zij zittende politici wegzetten als corrupt en de wil van 'de vergeten burger' weer centraal willen

stellen (Eatwell & Goodwin, 2018; Hertz, 2021). Ook kan dit leiden tot steun voor RRPP's, omdat RRPP's een nativistische boodschap uitdragen waarin zij in hun ogen het landsbelang 'weer' centraal stellen door te pleiten voor een streng immigratiebeleid en zij zich kritisch opstellen tegenover de supranationale instanties zoals de Europese Unie (Rydgren, 2007; Otjes, 2021; De Jonge, 2021b).

Omdat FvD een populistische politieke stijl bedrijft waarin zij een boodschap uitdraagt waarin ze weinig vertrouwen heeft in het huidige politieke systeem en zittende politici, partijen en supranationale organisaties wantrouwt, is de verwachting dat individuen die minder politiek vertrouwen hebben FvD als aantrekkelijke optie zien om op te stemmen. Hieruit voortvloeiend kan daarom de volgende hypothese geformuleerd worden:

H5: naarmate individuen minder politiek vertrouwen hebben, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

3.4 Opleidingsniveau

Een vierde mogelijke verklaring voor individuen om op RRPP's te stemmen is hun opleidingsniveau. Eerder onderzoek laat namelijk zien dat individuen met een lager opleidingsniveau oververtegenwoordigd zijn in het electoraat van RRPP's (Minkenberg, 2000; Rydgren, 2007; Savelkoul & Scheepers, 2016; Berning & Ziller, 2017; De Jonge, 2021b). Gegeven dat FvD een RRPP is, is de verwachting dat lager opgeleiden ook oververtegenwoordigd zijn in het electoraat van FvD en daarom kan de volgende hypothese geformuleerd worden:

H6: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben, is de kans groter dat zij op FvD stemmen.

Echter, het bovenstaande verklaart nog niet waarom de verwachting is dat lager opgeleiden een grotere kans maken om op RRPP's te stemmen. Ondanks dat het per individu natuurlijk verschilt in welke mate hun opleidingsniveau bepalend is voor de kans dat zij op een RRPP stemmen, blijkt uit eerder onderzoek dat lager opgeleiden een grotere kans maken om op RRPP's te stemmen omdat zij een grotere kans maken om (1) zich relatief gedepriveerd te voelen, (2) gevoelens van etnische dreiging te ervaren en (3) minder sociaal- en politiek vertrouwen te hebben (Norris, 2005; Rydgren, 2007; Ivarsflaten & Stubager, 2012; Werts et al., 2012; Grauel et al., 2013; Savelkoul & Scheepers, 2016; Berning & Ziller,

2017). Zoals beschreven in de voorgaande paragrafen zijn dit ook de factoren die bijdragen aan de kans dat individuen op RRPP's stemmen.

Een eerste verklaring voor lager opgeleiden individuen om zich relatief gedeprimeerd en etnisch bedreigd te voelen, heeft te maken met de positie die zij hebben op de arbeidsmarkt. Door verschillende maatschappelijke veranderingen zoals globalisering, het liberaliseren en flexibiliseren van de arbeidsmarkt en de afname van invloed van vakbonden, is de positie op de arbeidsmarkt van individuen met een lagere opleiding precair geworden (Norris, 2005; De Jonge, 2021b). Een gevolg is dat lager opgeleiden een grotere kans hebben om gevoelens van economische relatieve deprivatie te ervaren, doordat zij minder doorgroeimogelijkheden ervaren of hogere kansen ervaren om ontslagen te worden (Norris, 2005; Grauel et al., 2013; Savelkoul & Scheepers, 2016). Deze gevoelens kunnen ook gemakkelijk samengaan met gevoelens van economische etnische dreiging bij autochtone arbeiders, doordat de banen waar minder educatie voor nodig is ook relatief gemakkelijker opgepakt kunnen worden door arbeidsmigranten (Schneiders, 2008).

Een gevolg van deze gevoelens van economische relatieve deprivatie en etnische dreiging kunnen individuen kritisch worden op supranationale organisaties die voorstander zijn van toenemende globalisering en vrij verkeer van personen (zoals de Europese Unie) (Werts et al., 2012). Ook kunnen zij antipathie ontwikkelen tegenover etnische minderheden, omdat zij hen zien als de oorzaak van hun precaire arbeidspositie (Rydgren, 2007; Damhuis, 2020). Met betrekking tot steun voor FvD is dan ook de verwachting dat de steun onder lager opgeleiden aan FvD deels verklaard kan worden doordat zij meer gevoelens van economische relatieve deprivatie en etnische dreiging ervaren dan hoger opgeleiden. Hieruit voortvloeiend kunnen daarom de volgende hypothesen geformuleerd worden:

H7a: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij zich meer economisch relatief gedeprimeerd voelen over hun huidige economische situatie.

H7b: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij zich meer economisch relatief gedeprimeerd voelen over hun toekomstige economische situatie.

H8: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij zich meer economisch etnisch bedreigd voelen.

Aanvullend op de verwachting dat laagopgeleiden zich economisch relatief gedepriveerd en etnisch bedreigd voelen, is de verwachting ook dat zij een grotere kans maken dan hoogopgeleiden om zich cultureel etnisch bedreigd te voelen. Daarnaast maken zij een grotere kans om minder sociaal vertrouwen te hebben. Een verklaring hiervoor is dat uit eerder onderzoek blijkt dat laagopgeleiden minder vaak interetnische vriendschappen hebben, wat ertoe kan leiden dat negatieve stereotypingen en vooroordelen over etnische minderheden blijven bestaan (Savelkoul & Scheepers, 2016). Ook blijkt uit eerder onderzoek dat laagopgeleiden minder vaak in maatschappelijke organisaties en vrijwilligerswerk participeren dan hoogopgeleiden (Savelkoul & Scheepers, 2016). Doordat maatschappelijke en vrijwilligersorganisaties een belangrijke functie hebben in het samenbrengen van mensen met verschillende achtergronden, vertrouwen individuen die in deze organisaties participeren vaak meer de medemens wat ook zijn positieve weerslag kan hebben op empathie tegenover etnische minderheden (Savelkoul & Scheepers, 2016; Hertz, 2021). Daarnaast zijn laagopgeleiden vaak ook cultureel conservatiever, waardoor zij eerder gevoelens van culturele etnische dreiging kunnen ervaren door culturele veranderingen en/of de aanwezigheid van bevolkingsgroepen met afwijkende normen en waarden (Veul et al., 2016).

Met betrekking tot steun voor FvD is daarom ook de verwachting dat steun onder lager opgeleiden deels verklaard kan worden doordat zij een grotere kans maken om gevoelens van culturele etnische dreiging ervaren dan hoger opgeleiden. Ook is de verwachting dat het verband deels verklaard kan worden doordat laagopgeleiden een grotere kans hebben om minder sociaal vertrouwen te hebben dan hoger opgeleiden. Hieruit voortvloeiend kunnen daarom de volgende hypothesen geformuleerd worden:

H9: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij zich meer cultureel etnisch bedreigd voelen.

H10: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij minder sociaal vertrouwen hebben.

Als laatste is de verwachting met betrekking tot opleidingsniveau dat lager opgeleiden minder politiek vertrouwen hebben dan hoger opgeleiden. Naast dat deels verklaard kan worden doordat zij minder in maatschappelijke- en vrijwilligersorganisaties participeren, is het aantal jaren dat een individu onderwijs genoten heeft en het niveau dat zij daarbij gehaald heeft van invloed op de mate waarin individuen democratische waarden aanhangen en tolerant zijn tegenover etnische minderheden. Uit eerder onderzoek blijkt namelijk dat een hoger niveau van onderwijs kan bijdragen aan het internaliseren van democratische waarden en tolerantie tegenover andersdenkenden (Hello et al., 2002; Ivarsflaten & Stubager, 2012; De Jonge, 2021b). Dit kan vervolgens leiden tot meer vertrouwen in het democratische systeem, waardoor hoger opgeleiden meer politiek vertrouwen ervaren dan lager opgeleiden. Hieruit voortvloeiend kan daarom de volgende hypothese geformuleerd worden:

H11: naarmate individuen een lager opleidingsniveau hebben is de kans groter dat zij op FvD stemmen en dit verband kan deels verklaard worden doordat zij minder politiek vertrouwen hebben.

3.5 Leeftijd, geslacht en inkomen

In het bovenstaande is beschreven wat de verwachtingen zijn met betrekking wat mogelijke verklaringen zijn dat individuen de intentie hebben om op FvD te stemmen. Om deze verwachtingen zo zuiver mogelijk te kunnen meten, is het van belang dat er gecontroleerd wordt voor de invloed van verschillende factoren.

Een eerste factor waarvoor gecontroleerd zal worden is geslacht. Uit eerder onderzoek blijkt namelijk dat mannen oververtegenwoordigd zijn in het electoraat van RRPP (Immerzeel & Van der Lippe, 2015; Spierings & Zaslove, 2015; De Jonge, 2021b). Omdat verklaringen voor deze oververtegenwoordiging uiteenlopen, is het van belang dat er voor deze factor gecontroleerd wordt. Zo kan er zo zuiver mogelijk gekeken worden naar in hoeverre gevoelens van relatieve deprivatie, etnische dreiging en sociaal- en politiek wantrouwen van individuen van invloed zijn om de kans om op FvD te stemmen, ongeacht geslacht.

Een tweede factor waarvoor gecontroleerd zal worden is leeftijd. Onderzoek van Rekker (2018) toont aan dat jongeren, doordat zij zijn opgegroeid in tijden van toenemende globalisering en immigratie, in het algemeen positiever aankijken tegen Europeanisering, globalisering en immigratie dan voorgaande generaties. Hierdoor zijn zij mogelijk minder snel geneigd om FvD te stemmen. Echter, doordat FvD een relatief nieuwe partij was ten

tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 kan het ook juist zijn dat zij meer populariteit genieten onder jongeren doordat jonge kiezers nog geen stemgewoontes ontwikkeld hebben en daardoor meer vatbaar zijn voor de boodschap van nieuwe partijen (Van der Meer et al., 2018). Gegeven deze ambiguïteit met betrekking tot de verwachting wat het effect is van leeftijd op de kans om op FvD te stemmen, is het van belang dat er gecontroleerd wordt voor leeftijd.

Als laatste wordt er gecontroleerd voor inkomen. Uit voorgaand onderzoek blijkt dat de relatie tussen inkomen en radicaal-rechts populistisch stemmen ambigu is (Rydgren, 2020; Damhuis, 2020). Een mogelijke verklaring voor deze ambigue relatie zijn de verschillende effecten dat inkomen kan hebben op de beweegredenen van individuen om radicaal-rechts populistisch te stemmen. Enerzijds kan FvD voor lage inkomens een aantrekkelijk alternatief zijn, doordat zij hen mogelijk het gevoel geven dat de ‘vergeten burger’ er weer toe doet en zij hun kansen op de arbeidsmarkt doen laten toenemen door nativistische maatregelen. Anderzijds kan FvD voor hogere inkomens een aantrekkelijk alternatief zijn doordat zij economisch gezien een relatief klassiek-liberaal programma uitdragen. Gegeven deze ambiguïteit met betrekking tot de verwachting van wat het effect van inkomen op de kans om op FvD te stemmen, is het van belang dat er gecontroleerd wordt voor de mogelijke invloed van inkomen op de kans om op FvD te stemmen.

3.6 Conclusie theorie

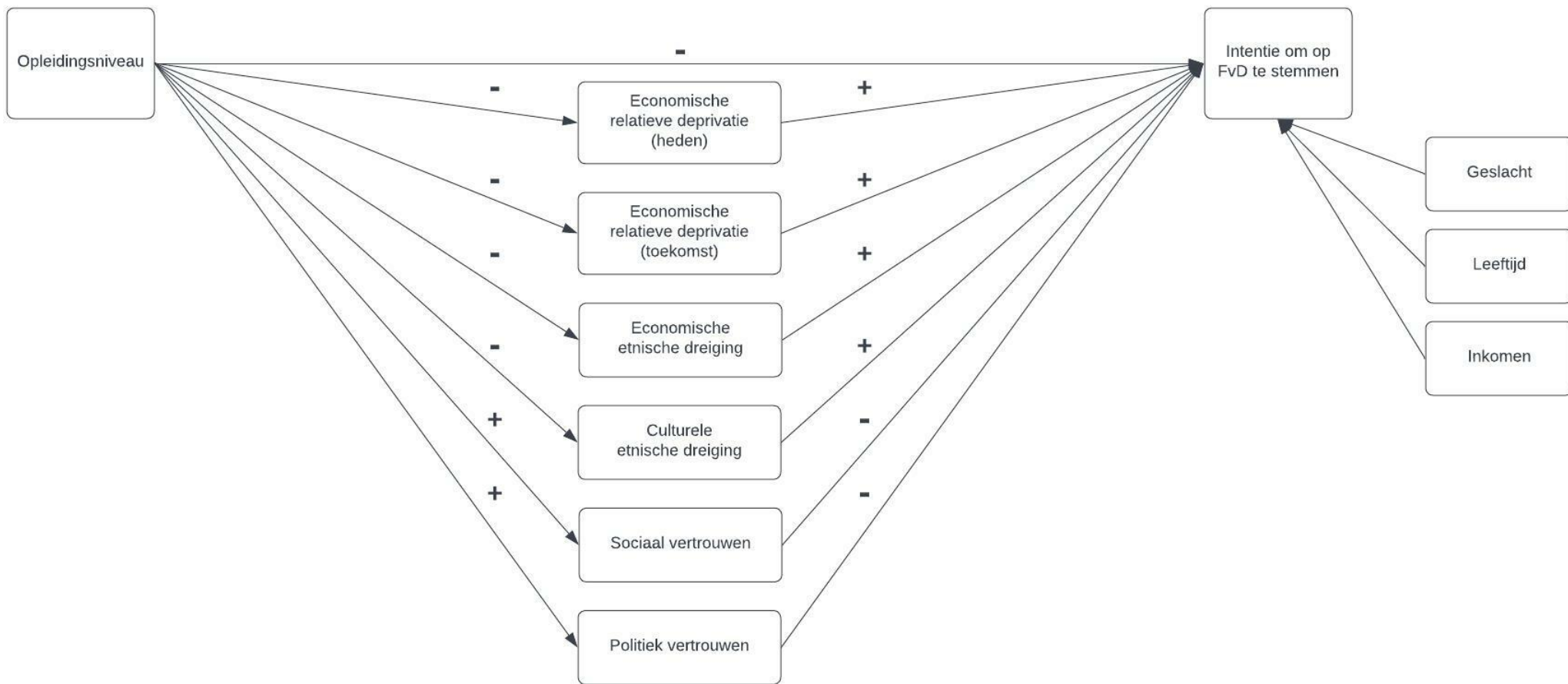
Gegeven het bovenstaande is de verwachting dat individuen verschillende redenen hebben om op FvD te stemmen. Het is echter van belang om een kritische noot te plaatsen bij de beschreven verwachtingen. Zoals beschreven is de verwachting dat individuen die zich *economisch* relatief gedepriveerd voelen, een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Echter, met betrekking tot relatieve deprivatie bestaat er ook nog een andere vorm naast de economische variant, namelijk *culturele* relatieve deprivatie.

Culturele relatieve deprivatie houdt in dat individuen het idee hebben dat hun manier van leven of hun normen en waarden er niet meer toe doen of in de nabije toekomst er niet meer toe zullen doen (Mudde 2019; Damhuis, 2020). Doordat RRPP's vaak een sterk nativistische boodschap uitdragen waar het behoud van nationale en conservatieve normen en waarden centraal staat, zijn RRPP's vaak een aantrekkelijke optie om op te stemmen voor individuen die zich cultureel relatief gedepriveerd voelen (Mudde, 2019; Damhuis, 2020).

Met betrekking tot FvD is dan ook de verwachting dat individuen die zich cultureel relatief gedepriveerd voelen, een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. De data

waarmee gewerkt wordt in dit onderzoek biedt echter niet de mogelijkheid om culturele relatieve deprivatie op een zuivere manier te onderzoeken. Doordat er gebruik wordt gemaakt van data van het LISS-panel (hierover meer in hoofdstuk 4) is het onderzoek gebonden aan de beschikbaarheid van items uit de dataset van het LISS-panel. Onder de deelnemers van het LISS-panel is er geen vragenlijst uitgezet die op een bevredigende manier het concept culturele relatieve deprivatie meet doordat (1) het niet alle aspecten van het concept meet, (2) de vragenlijsten waar delen van het concept in terug komen sterk verouderd zijn en (3) het aantal deelnemers die antwoord gaf op vragen omtrent culturele relatieve deprivatie dusdanig gering is waardoor de steekproef waarmee in dit onderzoek gewerkt wordt onbruikbaar zou worden. Er is daarom voor gekozen om culturele relatieve deprivatie niet op te nemen in het onderzoeksmodel.

Ondanks deze kritische noot zal het onderzoek de overige besproken factoren onderzoeken om te kijken in hoeverre deze verklaringen ook gelden voor het electoraat van FvD ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019. Het volledige onderzoeksmodel is te vinden in figuur 1. Het volgende hoofdstuk zal de data en analysemethoden bespreken. Vervolgens worden in het hoofdstuk erna de hypothesen getoetst en de resultaten besproken.



Figuur 1: het conceptuele model

4. Data en methoden

Het volgende hoofdstuk beschrijft de data en onderzoeksmethoden die gebruikt zijn om de hypothesen te toetsen. Het hoofdstuk is als volgt ingedeeld: allereerst wordt er beschreven van welke data gebruik is gemaakt en hoe de data is verzameld. Vervolgens worden de operationalisaties van de te meten concepten beschreven. Ter afsluiting wordt de analyseopzet besproken.

4.1 Het LISS panel

In dit onderzoek is er gebruik gemaakt van kwantitatieve data die vergaard is door het LISS-panel. Het LISS-panel bestaat uit meer dan 5000 huishoudens. Van elk huishouden kan ieder lid van het huishouden van zestien jaar en ouder meedoen aan het LISS-panel. Doordat er vaak meerdere respondenten per huishouden meedoen aan het panel, telt het LISS-panel meer dan 8000 individuele respondenten. De totstandkoming van het LISS-panel is gebeurd door een aselecte, representatieve steekproef te trekken onder Nederlandse gezinnen die permanent in Nederland verblijven en ook Nederlands spreken (Knoef & De Vos, 2009). De steekproef is getrokken uit het populatieregister van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). Het is niet mogelijk voor een huishouden of individu om zichzelf aan te melden voor deelname aan het LISS-panel. Huishoudens zonder internetconnectie worden door het LISS-panel voorzien van een computer met internetverbinding. De data wordt beheerd door CentERdata, wat verbonden is aan de Tilburg University (LISS Panel, 'About', z.d.).

Respondenten uit het LISS-panel worden maandelijks benaderd om online vragenlijsten in te vullen. Het invullen van de online vragenlijst kost gemiddeld vijftien tot dertig minuten. De respondenten kunnen zelf bepalen wanneer en of zij de vragenlijsten invullen. De vragenlijsten kaarten een breed scala van onderwerpen aan, zoals politieke voorkeur, economische situatie, persoonlijkheid en gezondheid. Ook kunnen externe onderzoekers vragenlijsten indienen die vervolgens uitgezet worden onder het LISS-panel. Doordat elke respondent een unieke ID-code aan zich gekoppeld krijgt, kunnen de antwoorden van de verschillende vragenlijsten gemakkelijk met elkaar vergeleken worden (LISS Panel, 'Use the Panel', z.d.)

4.2 Vragenlijsten

De data die voor dit onderzoek gebruikt is, is samengesteld uit verschillende vragenlijsten die zijn afgenomen onder leden van het LISS-panel. Omdat de Provinciale Statenverkiezingen

van 2019 plaatsvonden op 20 maart 2019, is er gekeken naar vragenlijsten die rondom deze datum uitgezet zijn. Uiteindelijk is er data uit vijf verschillende vragenlijsten gebruikt, waarmee de periode van dataverzameling uiteindelijk tussen 4 juni 2018 en 28 mei 2019 ligt.

De eerste vragenlijst waaruit data gebruikt is, is *Politics and Values – Wave 11*. De vragenlijst is afgenomen tussen december 2018 en maart 2019. Voor de vragenlijst zijn 6439 respondenten benaderd, waarvan 5641 (87,6%) de vragenlijst ingevuld hebben. De nonresponse kwam daarmee uit op 798 (12,4%). De tweede vragenlijst waaruit data gebruikt is, is *Economic Situation: Income – Wave 11*. De vragenlijst is afgenomen tussen juni 2019 en juli 2018. Voor de vragenlijst zijn 6673 respondenten benaderd, waarvan 5357 (80,3%) de vragenlijst hebben ingevuld. De nonresponse kwam daarmee uit op 1316 (19,7%). De derde vragenlijst waaruit data gebruikt is, is *Social and Cultural report – Part 1*. De vragenlijst is afgenomen tussen juni en augustus 2018. Voor de vragenlijst zijn 6673 respondenten benaderd, waarvan 5336 (80%) de vragenlijst ingevuld hebben. De nonresponse kwam daarmee uit op 1337 (20%). De vierde vragenlijst waaruit data gebruikt is, is *Personality – Wave 11*. De vragenlijst is afgenomen tussen mei en juni 2019. Voor de vragenlijst zijn 6218 respondenten benadert, waarvan 5075 (81,6%) de vragenlijst hebben ingevuld. De nonresponse kwam daarmee uit op 1143 (18,4%). Aanvullend zijn er achtergrondvariabelen geselecteerd uit de *Background variables* vragenlijst. Deze vragenlijst wordt bij begin van deelname aan het LISS-panel uitgezet onder alle respondenten. Vervolgens heeft ieder huishouden één contactpersoon die maandelijks de mogelijkheid heeft om de gegevens over de leden van het huishouden up-to-date te houden. De gegevens van de achtergrondvariabelen zijn per maand in te zien. Omdat de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 plaatsvonden in maart 2019, zijn de gegevens van de achtergrondvariabelen van deze maand gebruikt. Voor deze maand waren achtergrondgegevens van 9856 respondenten beschikbaar.

4.3 Samenstelling dataset

Zoals beschreven biedt de database van het LISS-panel de mogelijkheid om verschillende items uit verschillende vragenlijsten samen te voegen tot één dataset. Dit is voor dit onderzoek gedaan, waardoor er een dataset gecreëerd is met data over 9856 respondenten. In bijlage 1 is beschreven welke items er gebruikt zijn, uit welke vragenlijsten deze komen en wat de periode van dataverzameling van de vragenlijsten was.

Omdat het onderwerp van het onderzoek stemgedrag betreft zijn, als eerste stap, de respondenten onder de achttien jaar verwijderd uit de dataset. Dit betrof 1606 respondenten,

waardoor er 8250 respondenten overbleven. Vervolgens is er gekeken naar in hoeverre de respondenten antwoord hadden gegeven op de vragen die gebruikt zijn in dit onderzoek. Er bleken respondenten te zijn die niet op alle vragen antwoord hebben gegeven die gebruikt worden in dit onderzoek. Ook waren niet alle antwoorden die respondenten ingevuld hadden bruikbaar. Ontbrekende of onbruikbare antwoorden zijn aangemerkt als missende waarden. Respondenten met één of meerdere missende waarden zijn niet meegenomen in de analyses. Dit ging in totaal om 7042 respondenten, waardoor de uiteindelijke steekproefgrootte waarmee in dit onderzoek gewerkt wordt op 1208 uitkwam.

Om te controleren of de overgebleven respondenten van 18 jaar of ouder nog steeds een representatieve steekproef vormden, is er gekeken naar in hoeverre de gemiddelden van de overgebleven respondenten van 18 jaar of ouder ($N = 1208$) overeenkomen met de gemiddelden van de respondenten van 18 jaar of ouder die niet meegenomen werden in het huidige onderzoek ($N = 7042$). De volledige uitwerking hiervan is beschreven in bijlage 2.

Opvallend is dat er significante verschillen zijn gevonden voor de gemiddelden van netto-inkomen, economische relatieve deprivatie (heden), economische etnische dreiging, sociaal vertrouwen, politiek vertrouwen, leeftijd en opleidingsniveau. De meeste verschillen zijn erg klein, waardoor het niet de verwachting is dat gebruikte steekproef niet representatief meer is voor de populatie. Het verschil in gemiddelde leeftijd is echter wel groot: de gemiddelde leeftijd van de groep respondenten van 18 jaar of ouder die wel meegenomen is in de steekproef is 58,39 jaar ($SE = 15,56$), terwijl de gemiddelde leeftijd voor de groep respondenten van 18 jaar of ouder die niet meegenomen is in de steekproef 48,56 jaar is ($SE = 18,44$). In het afsluitende hoofdstuk van dit onderzoek zal er dieper ingegaan worden op wat dit mogelijk voor de conclusies van het onderzoek betekent.

4.4 Operationalisaties

Het onderzoeksmodel zoals weergegeven in figuur 1, bestaat in totaal uit elf concepten. In de onderstaande alinea's wordt per concept beschreven hoe deze geoperationaliseerd zijn. Gedetailleerde informatie met betrekking tot de originele naam en bijbehorende antwoordcategorieën van de items, hercoderingen en schaalconstructies is te vinden in bijlage 2.

Intentie om op FvD te stemmen is de uitkomstvariabele van het onderzoeksmodel. De intentie om op FvD te stemmen werd gemeten aan de hand van de volgende vraag: *als er vandaag verkiezingen voor de Tweede Kamer zouden zijn, wat zou u dan*

stemmen? Doordat deze vraag aan de respondenten is gesteld in de periode tussen 3 december 2018 en 26 maart 2019, geeft het een indicatie van de intentie van de partij waarop de respondenten zouden stemmen ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019.

De antwoordcategorieën die de respondenten in konden vullen waren als volgt: (1) ik zou niet stemmen, (2) VVD, (3) PVV, (4) CDA, (5) D66, (6) GroenLinks, (7) SP, (8) PvdA, (9) ChristenUnie, (10) Partij voor de Dieren, (11) 50PLUS, (12) SGP, (13) DENK, (14) Forum voor Democratie, (15) Blanco, (16) andere partij, (998) ik wil het niet zeggen, (999) ik weet het niet. De antwoordcategorieën 998 en 999 zijn aangemerkt als missende waarden. Vervolgens is er een dummy-variabele van het item gemaakt, waarbij antwoordcategorie 14 (intentie om op FvD te stemmen) de waarde 1 heeft gekregen en de antwoordcategorieën 1 t/m 13, 15 en 16 de waarde 0 hebben gekregen. Wanneer een respondent de waarde 1 toegekend heeft gekregen, betekent dit dat de respondent de intentie heeft om op FvD te stemmen, waar de waarde 0 staat voor de intentie om niet te stemmen, op een andere partij dan FvD te stemmen of blanco te stemmen.

Geslacht is gemeten door de respondent te vragen naar zijn of haar geslacht. In het originele item stond de waarde 1 voor man en 2 voor vrouw. Het item is gehercodeerd zodat de waarde 0 voor man staat en 1 voor vrouw.

Leeftijd is afgeleid uit de geboortedatum die de respondent heeft ingevuld bij deelname aan het LISS-panel. De leeftijd van de respondent in de dataset is de leeftijd die hij of zij had in maart 2019.

Inkomen is gemeten door de respondent te vragen naar het netto-inkomen. De respondent kon kiezen uit de volgende antwoordcategorieën: (0) geen inkomen, (1) EUR 500 of minder, (2) EUR 501 t/m 1000, (3) EUR 1001 t/m 1500, (4) EUR 1501 t/m 2000, (5) EUR 2001 t/m 2500, (6) EUR 2501 t/m 3000, (7) EUR 3001, t/m 3500, (8) EUR 3501 t/m 4000, (9) EUR 4001 t/m 4500, (10) EUR 4501 t/m 5000, (11) EUR 5001 t/m 7500, (12) meer dan EUR 7500, (13) weet ik niet, (14) dat wil ik niet zeggen. De antwoordcategorieën 13 en 14 zijn aangemerkt als missende waarden.

Opleidingsniveau is gemeten door de respondent te vragen naar de hoogst behaalde niveau van onderwijs waar de respondent ook een diploma voor behaald heeft. De antwoordcategorieën die de respondenten in konden vullen waren als volgt: (1) basisschool,

(2) vmbo, (3) havo/vwo, (4) mbo, (5) hbo, (6) wo. Een hogere score op deze variabele betekent dat de respondent een hoger niveau van onderwijs genoten heeft en daarvoor een diploma behaald heeft.

Echter, wanneer opleidingsniveau op de bovenstaande manier wordt meegenomen in de analyses, wordt er impliciet aangenomen dat wanneer een respondent één niveau stijgt in onderwijsniveau, dit telkens eenzelfde effect zal hebben op de uitkomstvariabele. Bijvoorbeeld, wanneer een respondent na de basisschool een vmbo-diploma behaald heeft, wordt verwacht dat dit eenzelfde effect teweeg zal brengen op de intentie om op FvD te stemmen wanneer iemand na het mbo zijn hbo-diploma behaald. Dit is echter niet reëel, omdat uit eerder onderzoek blijkt dat niet alleen het hoogst behaalde onderwijsniveau, maar ook het aantal jaren dat iemand onderwijs krijgt van invloed is op de kans dat individuen radicaal-rechts populistisch stemmen (Kołczyńska, 2020).

Daarom is ervoor gekozen om in navolging van eerder onderzoek (zie Van der Paauw & Flache, 2012; Veul et al., 2016; Otjes, 2017; Rydgren, 2020) opleidingsniveau te verdelen tussen afgestudeerden aan hoger- en universitaironderwijs versus degene die dat niet zijn. Opleidingsniveau wordt dus gemeten aan de hand van een dummy-variabele waar de respondenten die hoger- of universitaironderwijs hebben afgerond hebben de waarde 1 hebben toegekend hebben gekregen en respondenten die dit niet behaald hebben de waarde 0 toegekend hebben gekregen.

Economische relatieve deprivatie (heden) is gemeten aan de hand van één item.

Economische relatieve deprivatie met betrekking tot het heden houdt in dat individuen het gevoel hebben dat ze op economisch vlak achtergesteld *zijn*. Dit gevoel van achtergesteldheid is altijd relatief, d.w.z. in vergelijking tot anderen in hun omgeving, de maatschappelijke norm of een ideaalbeeld dat zij henzelf hebben opgelegd. Het item dat economische relatieve deprivatie (heden) meet, meet in hoeverre respondenten tevreden zijn over hun huidige financiële situatie. De vraag die aan de respondenten gesteld is, was als volgt: *hoe tevreden bent u over uw financiële situatie?* Het item meet echter niet expliciet op welke manier respondenten tot de afweging komen dat zij wel of niet tevreden zijn over hun huidige situatie. Het relatieve aspect van economische relatieve deprivatie wordt daarmee niet expliciet gemeten door dit item. Desalniettemin geeft het item een indruk van hoe individuen denken over hun financiële situatie in het heden.

Als antwoord op het item konden respondenten antwoord geven op een schaal van 0 tot 10, waar 0 stond voor 'helemaal niet tevreden' en 10 voor 'helemaal tevreden'.

Antwoordcategorie 999 kon ingevuld worden als de respondenten het antwoord op de vraag niet wisten. Deze antwoordcategorie is aangeduid als missende waarde. Ook zijn de originele antwoordcategorieën gespiegeld, zodat een hogere score staat voor het minder tevreden zijn over de huidige financiële situatie.

Economische relatieve deprivatie (toekomst) is gemeten aan de hand van één item. Het item dat economische relatieve deprivatie (toekomst) meet, meet in hoeverre individuen verwachten dat hun financiële situatie de komende twaalf maanden zal verbeteren of verslechteren. Economische relatieve deprivatie met betrekking tot de toekomst houdt in dat individuen het gevoel hebben dat ze op economisch vlak achtergesteld gaan worden. Dit gevoel van achtergesteldheid is altijd relatief, d.w.z. in vergelijking tot anderen in hun omgeving, de maatschappelijke norm of een ideaalbeeld dat zij henzelf hebben opgelegd.

Het item dat economische relatieve deprivatie (toekomst) meet geeft een indicatie van in hoeverre respondenten het idee hebben dat zij in de toekomst economische deprivatie gaan ervaren, relatief ten opzichte van hun huidige economische situatie. De vraag die aan de respondent gesteld is, was als volgt: *verwacht u dat uw financiële situatie de komende 12 maanden zal verbeteren of verslechteren?* Respondenten konden antwoord geven op een schaal van 1 tot 5, waar 1 stond voor ‘zal sterk verbeteren’ en 5 voor ‘zal sterk verslechteren’. Een hogere score op dit item staat daarmee voor het meer ervaren van economische relatieve deprivatie in de toekomst. Antwoordcategorie 99 kon ingevuld worden als de respondenten het antwoord op de vraag niet wisten. Deze antwoordcategorie is aangeduid als missende waarde.

Economische etnische dreiging is gemeten aan de hand van één item. De vraag die aan de respondent gesteld is, was als volgt: *is het volgens u over het algemeen slecht of goed voor de Nederlandse economie dat mensen uit andere landen hier komen wonen?* Ondanks dat economische etnische dreiging ook inhoudt dat autochtonen zich bedreigd voelen door etnische minderheden doordat ze moeten concurreren om schaarse goederen zoals woningen, banen of sociale voorzieningen, geeft het item een indruk in hoeverre respondenten vinden dat etnische minderheden in het algemeen hun economische situatie beïnvloeden.

Respondenten konden antwoord geven op het item op een schaal van 0 tot 10, waar 0 stond voor ‘slecht voor de economie’ en 10 voor ‘goed voor de economie’.

Antwoordcategorie 11 kon gegeven worden door respondenten als zij het antwoord niet wisten. Deze antwoordcategorie is aangeduid als missende waarde. Ook zijn de originele

antwoordcategorieën gespiegeld, zodat een hogere score staat voor het meer ervaren van economische etnische dreiging.

Culturele etnische dreiging is gemeten aan de hand van één item. De vraag die aan de respondent gesteld is, was als volgt: *vindt u dat het culturele leven in Nederland over het algemeen ondermijnd of verrijkt is door mensen uit andere landen die hier zijn komen wonen?* Het item meet daarmee in hoeverre respondenten vinden dat de Nederlandse *cultuur* ondermijnd of verrijkt wordt door de komst van etnische minderheden. Echter, culturele etnische dreiging hoeft niet louter te gaan over de Nederlandse cultuur; het houdt in dat (autochtone) individuen het idee krijgen dat door de aanwezigheid van etnische minderheden hun normen en waarden, identiteit en/of cultuur onder druk komt te staan, hetzij de lokale, regionale of nationale cultuur en/of identiteit. Desalniettemin, met oog op de beschikbare data en beoogde doelgroep (namelijk het Nederlandse electoraat), is de verwachting dat dit item een goede indicatie geeft in hoeverre respondenten zich cultureel etnisch bedreigd voelt.

Respondenten konden antwoord geven op het item op een schaal van 0 tot 10, waar 0 stond voor ‘culturele leven is ondermijnd’ en 10 voor ‘culturele leven is verrijkt’. Antwoordcategorie 11 kon gegeven worden door respondenten als zij het antwoord niet wisten. Deze antwoordcategorie is aangeduid als missende waarde. Ook zijn de originele antwoordcategorieën gespiegeld, zodat een hogere score staat voor het meer ervaren van culturele etnische dreiging.

Sociaal vertrouwen is gemeten aan de hand van één item. De vraag die aan de respondent gesteld is, was als volgt: *denkt u, in het algemeen, dat de meeste mensen te vertrouwen zijn, of dat je niet voorzichtig genoeg kunt zijn in de omgang met mensen?* Wat opvalt is dat het item gaat over de *omgang* met mensen, i.e. het item meet of respondenten vinden dat mensen te vertrouwen zijn in de omgang met elkaar. Echter, sociaal vertrouwen kan ook gaan over in hoeverre een individu verwacht dat anderen bijdragen aan bijvoorbeeld collectieve goederen (e.g. het betalen van belastingen aan een overheid om te voorzien in collectieve voorzieningen) (Dijkstra, 2013). Met oog op de beschikbare data, is het niet mogelijk om dit aspect van sociaal vertrouwen te meten. Ondanks de eenzijdige benadering van het concept sociaal vertrouwen, is de verwachting dat het beschikbare item wel een goede indruk geeft in hoeverre respondenten andere mensen vertrouwen in de omgang.

Om aan te geven hoeveel sociaal vertrouwen respondenten hadden, konden zij antwoord geven op een schaal van 0 tot 10, waar 0 stond voor ‘je kunt niet voorzichtig

genoeg zijn' en 10 voor 'de meeste mensen zijn te vertrouwen'. Een hogere score op dit item staat daarmee voor het ervaren van meer sociaal vertrouwen.

Politiek vertrouwen is gemeten aan de hand van schaalconstructie dat bestaat uit vier items. Het eerste item vroeg de respondent naar vertrouwen in de Nederlandse regering. Het tweede item vroeg de respondent naar vertrouwen in het Nederlandse parlement. Het derde item vroeg de respondent naar vertrouwen in politici. Het vierde item vroeg de respondent naar vertrouwen in politieke partijen. De vraag die telkens aan de respondent gesteld werd was als volgt: *kunt u op een schaal van 0 tot 10 aangeven hoeveel vertrouwen u persoonlijk hebt in elk van de volgende instellingen?*, waarna vervolgens onder andere de vier bovengenoemde instellingen aan bod kwamen. Respondenten konden antwoord geven op een schaal van 0 tot 10, waar 0 stond voor 'helemaal geen vertrouwen' en 10 voor 'volledig vertrouwen'. Antwoordcategorie 999 kon gegeven worden als respondenten als zij het antwoord niet wisten. Deze antwoordcategorie is aangeduid als missende waarde.

Van de vier items is een schaalconstructie gemaakt die het concept 'politiek vertrouwen' meet. Er is gekozen om schaalconstructie van de vier items te maken, omdat het concept politiek vertrouwen meerdere aspecten omvat. Namelijk, politiek vertrouwen geeft aan in hoeverre individuen geloven dat de overheid, haar bestuursvorm en haar ambtenaren hun uiterste best zullen doen om zo goed mogelijk het belang van burgers na te streven (Vallier, 2020). Door de items te combineren die zowel vragen naar het functioneren van de overheid en haar bestuursvorm (i.e. regering, parlement, politieke partijen) en haar ambtenaren (i.e. politici), hoopt de schaalconstructie een goed beeld te geven in hoeverre respondenten politiek vertrouwen hebben. Een hogere score op de schaalconstructie staat voor het ervaren van meer politiek vertrouwen.

Om te controleren of de items goed bij elkaar passen, is er een *Cronbach's Alfa* uitgerekend. Deze was 0,96, wat aangeeft dat het een zeer betrouwbare schaal is. De schaalconstructie geeft het samengenumen gemiddelde weer van de antwoorden op de individuele items. Respondenten moesten ten minste drie van de vier vragen beantwoord hebben voordat zij meegenomen werden in de schaalconstructie. Dit is gedaan zodat hoe dan ook vertrouwen in politici en/of partijen *en* vertrouwen in de overheid en/of het parlement gemeten wordt.

4.5 Analyseopzet

Om tot een antwoord komen op de onderzoeksvraag, worden er in het volgende hoofdstuk verschillende resultaten getoond die berekend zijn aan de hand van verschillende statistische analyses. Allereerst worden univariate en bivariate statistieken van en tussen de items getoond om een eerste indruk te krijgen van de verdeling en samenhang tussen de concepten uit het onderzoeksmodel. Vervolgens worden er verschillende regressiemodellen geschat om de hypothesen te toetsen.

Het eerste regressiemodel (model 1) bestaat uit de uitkomstvariabele intentie om op FvD te stemmen en de controlevariabelen geslacht, leeftijd en inkomen. Dit eerste model geeft een indruk van het effect van de controlevariabelen op de uitkomstvariabele. Omdat de uitkomstvariabele van dit model een binaire variabele is, wordt er gebruik gemaakt van een binair logistisch regressiemodel.

Vervolgens worden in model 2 t/m 6 afzonderlijk van elkaar de effecten van economische relatieve deprivatie in het heden (model 2a), economische relatieve deprivatie in de toekomst (model 2b), economische etnische dreiging (model 3), culturele etnische dreiging (model 4), sociaal vertrouwen (model 5), en politiek vertrouwen (model 6), gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en inkomen, op de uitkomstvariabele intentie om op FvD te stemmen geschat. Door deze effecten los van elkaar te schatten, wordt er een eerste indruk verkregen van de verwachte effecten zoals opgesteld in hypothesen 1 t/m 5. Omdat de uitkomstvariabele een binaire variabele is, wordt er gebruik gemaakt van binaire logistische regressiemodellen.

Vervolgens wordt er in model 7 het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen geschat, gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en inkomen. Door dit model te schatten wordt er een antwoord verkregen op de vraag of lager opgeleiden een grotere kans maken om op FvD te stemmen (zoals gesteld in hypothese 6). Omdat de uitkomstvariabele een binaire variabele is, wordt er gebruik gemaakt van een binair logistisch regressiemodel.

Vervolgens worden in model 8a t/m 12 het effect van opleidingsniveau op economische relatieve deprivatie in het heden (model 8a) economische relatieve deprivatie in de toekomst (model 8b), economische etnische dreiging (model 9), culturele etnische dreiging (model 10), sociaal vertrouwen (model 11) en politiek vertrouwen (model 12) geschat. Dit wordt gedaan, omdat er voordat er verondersteld kan worden dat het mogelijke verband tussen opleidingsniveau en de intentie om op FvD te stemmen (deels) verklaard kan worden door economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen (zoals gesteld in hypothesen 7

t/m 11), er allereerst een effect moet zijn van opleidingsniveau op economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. In andere woorden, modellen 8a t/m 12 geven antwoord op de vraag of er aan de eerste voorwaarde voldaan kan worden dat het mogelijke verband tussen opleidingsniveau en de intentie om op FvD te stemmen gemedieerd wordt door economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen.

Afsluitend worden model 13 (het eindmodel) en model 13a t/m d geschat, waar intentie om op FvD te stemmen de uitkomstvariabele is. Omdat de uitkomstvariabele een binaire variabele is, wordt er gebruik gemaakt van een binaire logistische regressiemodellen. In model 13 zijn de controlevariabelen geslacht, leeftijd en inkomen en de overige variabelen opleidingsniveau, economische relatieve deprivatie (heden), economische relatieve deprivatie (toekomst), economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen opgenomen. Dit model geeft weer in hoeverre de verschillende verwachtingen, gecontroleerd voor elkaar, van invloed zijn op de intentie om voor FvD te stemmen. Dit model geven daarmee definitief antwoord op de verwachtingen zoals gesteld in hypothesen 1 t/m 5. Daarnaast geven de uitkomsten van dit model in vergelijking met model 7 t/m 12 antwoord op de vraag in hoeverre het verwachte effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen direct verloopt of indirect verloopt via de overige variabelen uit het model. Ook worden de betrouwbaarheidsintervallen van het geschatte effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen overlappen uit model 7 en 13 met elkaar vergeleken. Deze vergelijking geeft uitsluitsel in hoeverre het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen gemedieerd wordt. De vergelijkingen tussen de modellen en de betrouwbaarheidsintervallen geven daarmee definitief antwoord op hypothesen 7 t/m 11. Daarnaast geeft een vergelijking tussen model 7, 13 en 13a t/m d een indruk op welke manier opleidingsniveau gemedieerd wordt door de overige variabelen en wat voor onderlinge invloed de variabelen op elkaar hebben.

5. Resultaten

In het volgende hoofdstuk worden de resultaten weergegeven van de uitgevoerde analyses en worden de hypothesen getoetst. Eerst zullen univariate en bivariate statistieken besproken worden. Vervolgens zullen er verschillende regressieanalyses uitgevoerd worden. Afsluitend wordt er besproken of de data ondersteuning biedt voor de opgestelde hypothesen.

5.1 Descriptieve statistieken

In tabel 1 zijn de descriptieve statistieken van de individuele variabelen uit het onderzoeksmodel weergegeven. De variabele intentie om op FvD te stemmen is ongelijk verdeeld, waar 9% van de steekproef aangeeft dat het de intentie heeft om op FvD te gaan stemmen. Dit betreft in totaal 109 respondenten. Het percentage respondenten dat ten tijde van de Provinciale Verkiezingen van 2019 de intentie heeft om op FvD te stemmen ligt daarmee in de steekproef lager dan het aantal stemgerechtigden dat daadwerkelijk in 2019 op FvD stemden. Dit betrof namelijk 14,53% (Binnema & Vollaard, 2019).

Met betrekking tot de variabele geslacht is de variabele in de steekproef redelijk gelijk verdeeld, waar 51,2% man en 48,8% vrouw is. Ook is de variabele opleidingsniveau redelijk gelijk verdeeld, waar 59,1% van de respondenten laagopgeleid is en 40,9% hoogopgeleid is. De gemiddelde leeftijd van de steekproef is 58,39 jaar ($SE = 15,56$).

Daarnaast valt op dat gemiddeld genomen respondenten weinig economische relatieve deprivatie ervaren, zowel met betrekking tot het heden ($gem. = 2,97$; $SE = 1,62$) als de toekomst ($gem. = 3,00$; $SE = 0,67$). Met betrekking tot economische en culturele etnische dreiging zijn de variabelen ietwat rechtsscheef verdeeld, wat erop duidt dat respondenten gemiddeld minder dan meer etnische dreiging ervaren. Dit is te zien in figuur 2 en 3, waar de verdelingen naar links hellen. Daarentegen zijn de variabelen sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen linksscheef verdeeld, wat erop duidt dat er overwegend meer respondenten zijn met gemiddeld een sterk sociaal- en politiek vertrouwen. Dit is te zien in figuur 4 en 5, waar de verdelingen naar rechts hellen. Echter, zoals ook te zien is in figuur 2 t/m 5 bevatten deze variabelen weinig extreme uitbijters. Dit is gunstig met betrekking tot de schattingen van effecten van deze variabelen in de regressieanalyses, omdat anders de schattingen als gevolg van extreme uitbijters een vertekend beeld zouden kunnen geven.

5.2 Bivariate statistieken

Om een beeld te krijgen van de samenhang tussen de variabelen die zijn opgenomen in het onderzoeksmodel zijn *Pearsons* correlaties uitgerekend. Om een indruk te krijgen van de samenhang tussen twee dichotome variabelen zijn in plaats van de *Pearsons* correlaties *Cramers V*'s uitgerekend. De bivariate analyses zijn weergegeven in tabel 2.

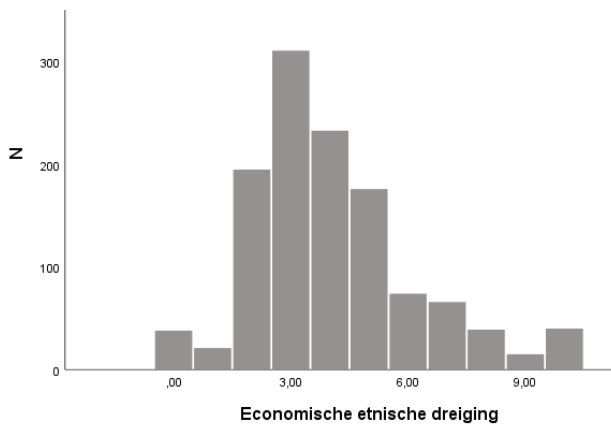
Met betrekking tot de intentie om op FvD te stemmen hangt deze variabele zwak samen met de meeste andere variabelen uit het onderzoeksmodel. Echter, er is een kleine positieve samenhang tussen de intentie om op FvD te stemmen en culturele etnische dreiging ($r = 0,24$; $p < 0,01$). Dit is in lijn met de verwachting die in hypothese 2 is uitgesproken,

namelijk dat individuen die zich meer cultureel etnisch bedreigd voelen, een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Daarnaast hangt de intentie om op FvD te stemmen licht negatief samen met politiek vertrouwen ($r = -0,26$; $p < 0,01$). Dit is in lijn met de verwachting die in hypothese 5 is uitgesproken, namelijk dat individuen die minder politiek vertrouwen hebben, een grotere kans hebben om op FvD te stemmen.

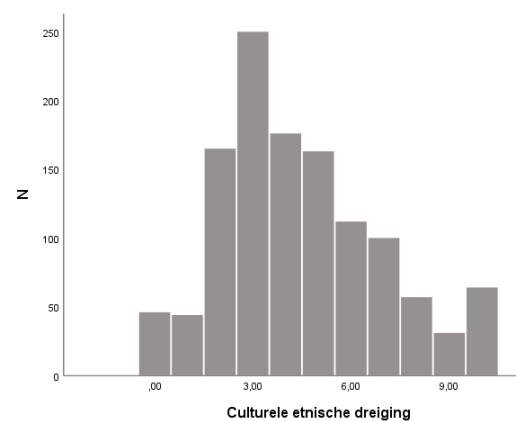
Tabel 1: Frequentieverdelingen van de in de analyse opgenomen variabelen

<i>Variabele</i>	<i>Gemiddelde (standaarddeviatie)^a</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>	<i>N totaal</i>
Intentie om op FvD te stemmen (niet-FvD=0; wel-FvD=1)	91% niet 9% wel	0	1	1208
Geslacht (man=0; vrouw=1)	51,2% man 48,8% vrouw	0	1	1208
Leeftijd	58,39 (15,56)	18	91	1208
Inkomen	4,05 (2,03)	0	12	1208
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)	59,1% laag 40,9% hoog	0	1	1208
Economische relatieve deprivatie (heden)	2,97 (1,62)	0	10	1208
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	3,00 (0,67)	1	5	1208
Economische etnische dreiging	4,06 (2,11)	0	10	1208
Culturele etnische dreiging	4,50 (2,46)	0	10	1208
Sociaal vertrouwen	6,25 (2,16)	0	10	1208
Politiek vertrouwen (schaal 4 items)	5,28 (1,98)	0	10	1208

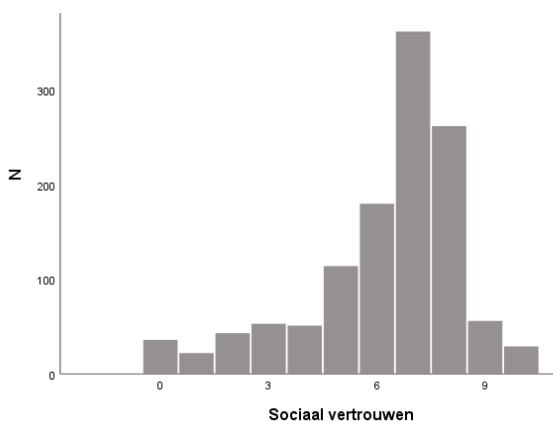
^a Bij dummy-variabelen is de frequentieverdeling vermeld in percentages



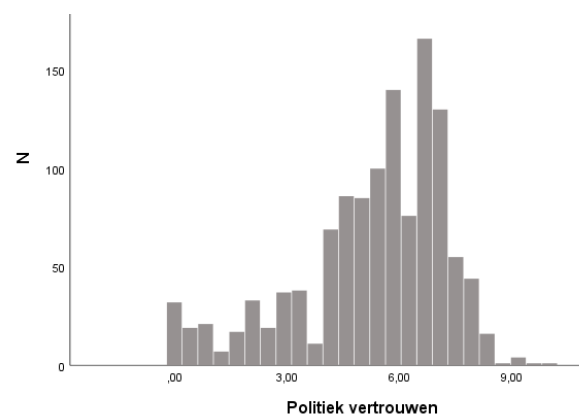
Figuur 2: verdeling economische etnische dreiging



Figuur 3: verdeling culturele etnische dreiging



Figuur 4: verdeling sociaal vertrouwen



Figuur 5: verdeling politiek vertrouwen

Met betrekking tot opleidingsniveau hangt de variabele significant samen met de meeste variabelen uit het onderzoeksmodel (met uitzondering op de variabele geslacht). Opvallend is dat de intentie om op FvD te stemmen licht positief, significant, samenhangt met opleidingsniveau ($r = 0,10$; $p < 0,01$), terwijl de verwachting uit de theorie is deze variabelen negatief samen zouden hangen. In lijn met de verwachtingen zoals opgesteld in hypothesen 7 t/m 11, hangt opleidingsniveau negatief samen met economische relatieve deprivatie ($r = -0,16$; $p < 0,01$ en $r = -0,08$; $p < 0,01$), economische etnische dreiging ($r = -0,18$; $p < 0,01$) en culturele etnische dreiging ($r = -0,23$; $p < 0,01$) en hangt het positief samen met sociaal vertrouwen ($r = 0,22$; $p < 0,01$) en politiek vertrouwen ($r = 0,24$; $p < 0,01$). De gevonden correlaties zijn echter zwak (dat wil zeggen, kleiner dan 0,30 (Pallant, 2020)) en de verwachting is daarom niet dat de samenhang tussen de variabelen van versturende invloed is op de modelschattingen.

Met betrekking tot culturele etnische dreiging en economische etnische dreiging is het opvallend dat er een sterke positieve samenhang is tussen deze variabelen ($r = 0,68$; $p < 0,01$). Daarnaast valt ook op dat politiek vertrouwen en sociaal vertrouwen sterk positief met

elkaar samenhangen ($r = 0,44$; $p < 0,01$). Mogelijk heeft de sterke samenhang tussen deze variabelen negatieve invloed op de betrouwbaarheid van de modelschattingen. In het vervolg van dit hoofdstuk zal er daarom gecontroleerd worden of er niet te veel sprake is van multicollineariteit aan de hand van *VIF*-scores. Deze scores zijn te vinden in tabel 5 en moeten uitwijzen of de sterke correlaties problematisch zijn voor de modelschattingen.

Tabel 2: Correlaties tussen de in de analyse opgenomen variabelen

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.	8.	9.	10.	11.
1. Intentie om op FvD te stemmen (niet-FvD=0; wel-FvD=1)	-	0,09*** ^a	0,02	0,02	0,10*** ^a	0,06*	0,02	0,17**	0,24**	-0,18**	-0,26**
2. Geslacht (man=0; vrouw=1)		-	-0,05	-0,44**	0,08*** ^a	0,05	0,07*	0,05	-0,12**	-0,01	0,04
3. Leeftijd			-	-0,01	-0,21**	-0,14**	0,29**	0,02	0,05	0,07*	-0,06*
4. Inkomen				-	0,36**	-0,29**	-0,07*	-0,15**	-0,06*	0,17**	0,12**
5. Opleidingsniveau (laag=0; 1=hoog)					-	-0,16**	-0,08**	-0,18**	-0,23**	0,22**	0,24**
6. Economische relatieve deprivatie (heden)						-	0,08**	0,20**	0,15**	-0,32**	-0,31**
7. Economische relatieve deprivatie (toekomst)							-	0,14**	0,10**	-0,07*	-0,13**
8. Economische etnische dreiging								-	0,68**	-0,29**	-0,32**
9. Culturele etnische dreiging									-	-0,34**	-0,35**
10. Sociaal vertrouwen										-	0,44**
11. Politiek vertrouwen											-

* significant bij $p < 0,05$; ** significant bij $p < 0,01$; tweezijdige toets; $N = 1208$; ^a *Cramers V* in plaats van *Pearsons* correlatie

5.3 Modelschattingen

De volgende paragrafen gaan in op de modelschattingen. Omdat er grotendeels gebruik wordt gemaakt van logistische regressie, zullen, om de geschatte modellen gemakkelijker te interpreteren, meermaals ook de uitkomsten van de logistische regressieanalyses omgerekend worden naar kansen. Dit wordt gedaan zodat er een concreet beeld ontstaat wat de invloed van de onafhankelijke variabelen uit het onderzoeksmodel zijn op de intentie om op FvD te stemmen. Belangrijk om op te merken is dat de geschatte effecten geen causale verbanden maar cross-sectionele verbanden aantonen: zij tonen louter aan dat wanneer individuen aan bepaalde kenmerken voldoen (e.g. een bepaald geslacht, gecombineerd met een bepaalde leeftijd en bepaalde mate van politiek vertrouwen) zij een bepaalde kans hebben om op FvD te stemmen. Er is daarmee niet getoetst wat het met de kans om op FvD te stemmen doet als een individu bijvoorbeeld een daling in politiek vertrouwen ervaart; er is alleen getoetst dat er bij bepaalde waarde(n) van (een) onafhankelijke variabele(n) een bepaalde kans hoort om op FvD te stemmen.

De hellingen van de logistische regressiemodellen zoals vermeld in tabel 3, 5 en 7 geven het effect van de onafhankelijke variabele op de uitkomstvariabele in *log-odds* weer. Dat wil zeggen, de geschatte effecten laten zien dat bij verandering van één eenheid van de onafhankelijke variabele, een verandering *b*-eenheden in de *log-odds* van de uitkomstvariabele plaatsvindt (Siero et al., 2009). Dit is echter geen gemakkelijk interpreteerbare eenheid. Naast dat ook de *odds-ratio*'s (*OR*) vermeld worden (en daarmee een indruk wordt verkregen of de kans toe- of afneemt), zullen er zoveel mogelijk *log-odds* worden omschreven naar kansen. Om van de *log-odds* naar de kans te komen worden er een aantal wiskundige stappen genomen. Allereerst wordt de *log-odds* van uitkomstvariabele berekend middels de volgende formule: $Logit[P(y=1)] = \text{constante} + b_1 * x_1 + b_2 * x_2 + \text{etc.}$ Vervolgens wordt deze *log-odds* omgezet naar de *odds* door de *e* macht te nemen van de *log-odds*. Vervolgens wordt de *odds* omgezet naar een kans door de *odds* te delen door $(1+odds)$. Om de procentuele kans uit te rekenen, wordt deze kans vervolgens keer 100% gedaan. Wanneer er wordt gecontroleerd voor andere variabelen, worden de steekproefgemiddelden van deze variabelen meegenomen in berekening. Deze steekproefgemiddelden zijn te vinden in tabel 1. De volledige berekeningen van de kansen zijn te vinden in de eindnoten.

5.3.1 Modelschattingen 1 t/m 7

In tabel 3 zijn model 1 t/m 7 weergegeven. Deze modellen zijn gebruikt om een eerste indruk te krijgen van wat de individuele effecten zijn van de variabelen op de intentie om op FvD te

stemmen. In het onderstaande worden de uitkomsten van deze modellen en de daarbij bijbehorende kansen beschreven. Vervolgens wordt er een voorlopige conclusie gegeven over de verwachte effecten zoals opgesteld in hypothesen 1 t/m 6.

Model 1 bestaat uit de uitkomstvariabele intentie om op FvD te stemmen en de controlevariabelen geslacht, leeftijd, en inkomen. Dit eerste model geeft het effect weer van de controlevariabelen op de uitkomstvariabele intentie om op FvD te stemmen. Uit de modelschatting blijkt dat de leeftijd en inkomen nauwelijks van invloed zijn op de intentie om op FvD te stemmen. Doordat de (*OR*) van leeftijd 1,00 is, betekent dit dat bij elke toename van één levensjaar, de *odds* van de intentie om op FvD te stemmen 1,00 keer zo groot wordt. Hetzelfde geldt voor inkomen, waar de *OR* bijna één is (*OR* = 0,94). Concreet betekent dit dat er geen effect plaatsvindt als de leeftijd verandert, gezien de *OR* telkens met één vermenigvuldigd wordt. Er is wel een sterk significant effect gevonden van geslacht op de intentie om op FvD te stemmen ($b = -0,78; p < 0,01$). De *OR* is 0,46, wat betekent dat de *odds* van vrouwen om op FvD te stemmen 0,46 keer zo groot is als die van mannen, oftewel de kans om op FvD te stemmen is kleiner voor vrouwen dan voor mannen. Ter illustratie, de kans voor een vrouw om op FvD te stemmen is 4,91%², terwijl deze kans voor mannen 10,12%³ is.

Model 2a geeft het effect van economische relatieve deprivatie (heden) weer op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd voor leeftijd geslacht en inkomen. Economische relatieve deprivatie in het heden is van positieve, significante, invloed op de kans om op FvD te stemmen ($b = 0,13; p < 0,05$). Dat wil zeggen, wanneer een respondent meer economische relatieve deprivatie ervaart in het heden, zal deze een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een man die zich zeer sterk economisch relatief gedepriveerd voelt in het heden is 30,00%⁴, terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man die zich helemaal niet economisch relatief gedepriveerd voelt over zijn huidige situatie 10,46%⁵ is. Voor een vrouw zijn deze kansen respectievelijk 17,12%⁶ en 5,33%⁷. Daarnaast geeft model 2b geeft het effect van economische relatieve deprivatie (toekomst) weer op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect is positief, maar niet significant bevonden ($b = 0,13; p = 0,42$).

Model 3 geeft het effect van economische etnische dreiging weer op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect van economische etnische dreiging is sterk positief ($b = 0,25; p < 0,01$), dat wil zeggen wanneer een individu zich economisch etnisch bedreigd voelt, zal hij een grotere kans maken om op FvD te stemmen. Dit is ook terug te zien in de *OR*: wanneer gevoelens van economische etnische

dreiging met één eenheid toeneemt, wordt de *odds* om op FvD te stemmen 1,26 keer zo groot. Ter illustratie, de kans om op FvD voor een man die zich sterk economisch etnisch bedreigd voelt is 24,14%⁸, terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man die zich helemaal niet economisch etnisch bedreigd voelt 2,55%⁹ is. Voor vrouwen zijn deze kansen respectievelijk 13,18%¹⁰ en 1,23%¹¹.

Model 4 geeft het effect van culturele etnische dreiging weer op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect van culturele etnische dreiging is sterk positief ($b = 0,30$; $p < 0,01$). Dat wil zeggen dat wanneer een individu zich cultureel etnisch bedreigd voelt, zal deze een grotere kans maken om op FvD te stemmen. Dit is ook terug te zien in de *OR* die boven 1 ligt ($OR = 1,36$). Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een man die zich sterk cultureel etnisch bedreigd voelt, gecontroleerd voor de overige variabelen uit het model, is 28,08%¹², terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man die zich helemaal niet cultureel etnisch bedreigd voelt 1,91%¹³ is. Voor vrouwen zijn deze kansen respectievelijk 19,15%¹⁴ en 1,17%¹⁵.

Model 5 geeft het effect weer van sociaal vertrouwen op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect van sociaal vertrouwen is sterk negatief ($b = -0,25$; $p < 0,01$), wat inhoudt dat naarmate respondenten meer sociaal vertrouwen ervaren, zij een kleinere kans maken om op FvD te stemmen. Dit is ook terug te zien in de *OR* die onder de 1 ligt ($OR = 0,78$). Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een man die erg veel sociaal vertrouwen heeft is 5,14%¹⁶, terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man met geen sociaal vertrouwen 39,76%¹⁷ is. Voor vrouwen zijn deze kansen respectievelijk 2,67%¹⁸ en 25,06%¹⁹.

Model 6 geeft het effect weer van politiek vertrouwen op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect van politiek vertrouwen is sterk negatief ($b = -0,38$; $p < 0,01$). Dit houdt in dat naarmate respondenten meer politiek vertrouwen hebben, zij een kleinere kans maken om op FvD te stemmen. Dit is ook terug te zien in de *OR*, die onder de 1 ligt ($OR = 0,68$). Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een man die hoog scoort op politiek vertrouwen is 1,57%²⁰, terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man met geen politiek vertrouwen 41,61%²¹ is. Voor vrouwen zijn deze kansen respectievelijk 0,88%²² en 28,31%²³.

Model 7 geeft het effect weer van opleidingsniveau op de kans om op FvD te stemmen, gecontroleerd leeftijd, geslacht en inkomen. Het effect van opleidingsniveau is negatief ($b = -0,86$; $p < 0,01$). Dit betekent dat respondenten met een hoog opleidingsniveau minder kans maken om op FvD te stemmen dan respondenten met een laag opleidingsniveau.

Deze negatieve relatie is ook terug te zien in de *OR* die onder de 1 ligt ($OR = 0,43$). Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een man met een hoge opleiding is 7,59%²⁴, terwijl de kans om op FvD te stemmen voor een man met een lage opleiding 16,26%²⁵ is. Voor vrouwen zijn deze kansen respectievelijk 3,85%²⁶ en 8,64%²⁷.

5.3.2 Conclusie modelschattingen 1 t/m 7

Met betrekking tot de controlevariabelen heeft geslacht in elk model een sterk significant effect op de intentie om op FvD te stemmen. Model 1 t/m 6 laten een sterk verschil zien tussen mannen en vrouwen met betrekking tot de kans om op FvD te stemmen. Bijvoorbeeld, gecontroleerd voor inkomen en leeftijd hebben mannen 10,12% kans om op FvD te stemmen, terwijl dat voor vrouwen 4,91% is en waar bijvoorbeeld mannen met een zwak sociaal vertrouwen 39,76% kans maken om op FvD te stemmen is dat voor vrouwen 25,06%. Opvallend is dat de overige controlevariabelen inkomen en leeftijd bijna geen effect hebben op de kans om op FvD te stemmen.

Met betrekking tot hypothesen 1 t/m 6 is er door de modellen 2 t/m 7 een eerste indruk verkregen van hoe de onafhankelijke variabelen uit het onderzoeksmodel van invloed zijn op de afhankelijke variabele intentie om op FvD te stemmen. Met betrekking tot economische relatieve deprivatie laat model 2a allereerst een positief significant effect zien van economische relatieve deprivatie in het heden op de kans om op FvD te stemmen. Er is daarmee voorlopig ondersteuning gevonden voor hypothese 1a. Er is geen significant effect gevonden van economische relatieve deprivatie (toekomst) op de kans om op FvD te stemmen ($b = 0,13$; $OR = 1,14$; $p = 0,42$). Er is daarmee voorlopig geen ondersteuning gevonden voor hypothese 1b. Echter, het eindmodel (model 13) moet definitief uitwijzen of deze gevonden effecten ook standhouden wanneer de variabelen voor elkaar controleren.

Daarnaast laten de model 3 t/m 6 zien dat de opgestelde verwachtingen zoals gesteld in hypothesen 2 t/m 5, wanneer zij apart van elkaar getoetst worden (gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en inkomen), van gemiddeld tot sterke, significante, invloed zijn op de kans om op FvD te stemmen. Bijvoorbeeld, opvallend is hoe groot het effect van politiek vertrouwen is op de kans om op FvD te stemmen: waar mannen en vrouwen zonder politiek vertrouwen respectievelijk 41,61% en 28,31% kans maken om op FvD te stemmen, is de kans voor mannen en vrouwen met een groot politiek vertrouwen respectievelijk maar 1,57% en 0,88%. Ook met betrekking tot sociaal vertrouwen is het verschil groot: waar mannen en vrouwen zonder sociaal vertrouwen respectievelijk 39,76% en 25,06% kans maken om op FvD te stemmen, is de kans voor mannen en vrouwen met een groot sociaal vertrouwen

respectievelijk 5,14% en 2,67%. Echter, voordat er gesteld wordt dat er ook ondersteuning is gevonden voor hypothesen 2 t/m 5, moet het eindmodel (model 13) uitwijzen of deze significante effecten ook standhouden wanneer zij controleren voor elkaar.

Met betrekking tot het effect van opleidingsniveau op de kans om op FvD te stemmen, biedt model 7 ondersteuning voor hypothese 6: gecontroleerd voor inkomen, leeftijd en geslacht heeft opleidingsniveau een sterk significant effect op de kans om op FvD te stemmen ($b = -0,86$; $OR = 0,43$ $p < 0,01$). Waar mannen en vrouwen met een laag opleidingsniveau respectievelijk 16,26% en 8,64% kans hebben om op FvD te stemmen, ligt deze kans voor hoogopgeleiden mannen en vrouwen bijna ruim twee keer zo laag met respectievelijk 7,59% en 3,85%.

Vanuit de theorie wordt verwacht dat het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen (deels) gemedieerd wordt door de overige variabelen uit het model (met uitzondering van de controlevariabelen). Om dit mogelijke mediatieverband te onderzoeken worden in de volgende paragraaf modellen 8 t/m 12 besproken. Deze modellen geven antwoord op wat het effect van opleidingsniveau is op de variabelen economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. Vervolgens zullen in de paragrafen erna model 13 en model 13a t/m d besproken worden. Een vergelijking van de resultaten van model 13 met modellen 2 t/m 12 moet uiteindelijk uitsluitsel bieden of en in hoeverre het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen gemedieerd wordt. Deze vergelijking geeft daarmee antwoord op de gestelde verwachtingen zoals beschreven in hypothesen 7 t/m 11. Ook geeft model 13 uitsluitsel of er ondersteuning is voor hypothesen 1 t/m 5. Daarnaast geven een vergelijking van model 7, 13 en 13a t/m d inzicht in welke variabelen de meeste invloed hebben op het mogelijke mediatieverband tussen opleidingsniveau en de intentie om op FvD te stemmen en hoe de verschillende variabelen in het model van invloed op elkaar zijn.

Tabel 3: Logistische modelschattingen met intentie om FvD te stemmen als uitkomstvariabele (N = 1208)

	Model 1			Model 2a			Model 2b			Model 3		
	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>
Constante	-1,94 (0,50)			-2,65 (0,62)			-2,23 (0,62)			-3,24 (0,59)		
Geslacht (man=0; vrouw=1)	-0,78 (0,24)	0,46	<0,01**	-0,73 (0,24)	0,48	<0,01**	-0,79 (0,24)	0,45	<0,01**	-0,74 (0,24)	0,48	<0,01**
Leeftijd	0,00 (0,06)	1,00	0,62	0,01 (0,01)	1,01	0,41	0,00 (0,01)	1,00	0,81	0,00 (0,01)	1,00	0,65
Inkomen	-0,06 (0,06)	0,94	0,31	-0,02 (0,06)	0,98	0,78	-0,06 (0,06)	0,95	0,32	-0,1 (0,06)	0,99	0,83
Economische relatieve deprivatie (heden)				0,13 (0,06)	1,14	<0,05*						
Economische relatieve deprivatie (toekomst)							0,13 (0,16)	1,14	0,42			
Economische etnische dreiging										0,25 (0,04)	1,28	<0,01**
Culturele etnische dreiging												
Sociaal vertrouwen												
Politiek vertrouwen												
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)												
<i>Deviance</i> (-2LL)	720,03			716,05			719,37			688,31		
<i>X²-toets</i> (LR)	12,19	(df = 3)	<0,01**	16,18	(df = 4)	<0,01**	12,85	(df = 4)	<0,05*	43,92	(df = 4)	<0,01**
<i>Hosmer-Lemeshow</i>	3,18	(df = 8)	0,92	2,49	(df = 8)	0,96	6,33	(df = 8)	0,61	12,31	(df = 8)	0,14

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$

Tabel 3 (vervolg): Logistische modelschattingen met intentie om FvD te stemmen als uitkomstvariabele (N = 1208)

	Model 4			Model 5			Model 6			Model 7		
	b (SE)	OR	p	b (SE)	OR	p	b (SE)	OR	p	b (SE)	OR	p
Constante	-3,90 (0,62)			-1,04 (0,53)			-0,42 (0,56)			-1,72 (0,52)		
Geslacht (0=man; 1=vrouw)	-0,50 (0,25)	0,61	<0,05*	-0,68 (0,24)	0,51	<0,01**	-0,59 (0,24)	0,55	<0,05*	-0,72 (0,24)	0,49	<0,01**
Leeftijd	0,00 (0,01)	1,00	0,59	0,01 (0,01)	1,00	0,28	0,00 (0,01)	1,00	0,91	0,00 (0,01)	1,00	0,85
Inkomen	-0,01 (0,06)	0,99	0,93	0,01 (0,06)	1,00	0,93	0,02 (0,06)	1,02	0,76	0,02 (0,06)	1,02	0,77
Economische relatieve deprivatie (heden)												
Economische relatieve deprivatie (toekomst)												
Economische etnische dreiging												
Culturele etnische dreiging	0,30 (0,04)	1,36	<0,01**									
Sociaal vertrouwen				-0,25 (0,04)	0,78	<0,01**						
Politiek vertrouwen							-0,38 (0,05)	0,68	<0,01**			
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)										-0,86 (0,25)	0,43	<0,01**
<i>Deviance (-2LL)</i>	662,61			684,76			652,13			707,01		
<i>X²-toets (LR)</i>	69,61 (df = 4)		<0,01**	47,47 (df = 4)		<0,01**	80,10 (df = 4)		<0,01**	25,13 (df = 4)		<0,01**
<i>Hosmer-Lemeshow</i>	8,54 (df = 8)		0,38	4,18 (df = 8)		0,84	3,51 (df = 8)		0,90	5,54 (df = 8)		0,70

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$

5.3.3 Modelschattingen 8 t/m 12

In tabel 4 zijn model 8 t/m 12 weergegeven. De modellen 8 t/m 12 betreffen verschillende lineaire regressiemodellen om te onderzoeken wat het effect is van opleidingsniveau op economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. In alle modellen wordt gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en inkomen.

Om de invloed van opleidingsniveau op economische relatieve deprivatie te schatten, zijn er twee modellen geschat. Het eerste model betreft model 8a, waar het effect van opleidingsniveau, gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en inkomen op economische relatieve deprivatie in het heden is geschat. Het effect van opleidingsniveau is negatief en significant bevonden, maar is relatief zwak ($b = -0,30; p < 0,01$). Concreet betekent dit dat wanneer een respondent van een laag naar een hoog opleidingsniveau gaat, zij gemiddeld een daling van 0,30 punt op een schaal van 0 tot 10 zal ervaren met betrekking tot gevoelens van economische relatieve deprivatie over haar huidige situatie. Het tweede model betreft model 8b, waar het effect van opleidingsniveau, gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en inkomen op economische relatieve deprivatie in de toekomst is geschat. Er is geen effect van opleidingsniveau gevonden ($b = 0,00; p < 0,98$).

Om de invloed opleidingsniveau op economische etnische dreiging en culturele etnische dreiging te schatten zijn model 9 en 10 geschat. Model 9 laat zien, gecontroleerd voor geslacht, inkomen en leeftijd, dat opleidingsniveau van negatieve, significante, invloed is op het ervaren van economische etnische dreiging ($b = -0,61; p < 0,01$). Het effect is niet erg sterk: wanneer een respondent van een laag naar een hoog opleidingsniveau gaat, zal zij gemiddeld een daling van 0,61 punt op een schaal van 0 tot 10 ervaren. Het effect wat gevonden is van opleidingsniveau op het ervaren van culturele etnische dreiging is daarentegen sterker ($b = -1,14; p < 0,01$): wanneer een respondent van een laag naar een hoog opleidingsniveau gaat, zal zij gemiddeld een daling van 1,14 punt op een schaal van 0 tot 10 ervaren. Ondanks het verschil in effectgrootte, laten model 9 en 10 zien dat hoger opgeleiden in mindere mate economische- en culturele dreiging ervaren.

Om de invloed van opleidingsniveau op sociaal- en politiek vertrouwen te schatten zijn model 11 en 12 gebruikt. Model 11 laat zien dat, gecontroleerd voor geslacht, inkomen en leeftijd, opleidingsniveau van positieve, significante, invloed is op het de mate waarin respondenten sociaal vertrouwen ervaren ($b = 0,91; p < 0,01$). Een bijna gelijk effect is in model 12 geschat voor de invloed van opleidingsniveau, gecontroleerd voor leeftijd, geslacht

en inkomen, op politiek vertrouwen ($b = 0,88$; $p < 0,01$). Model 11 en 12 laten daarmee zien dat hoger opgeleiden meer sociaal- en politiek vertrouwen ervaren dan lager opgeleiden.

5.3.4 Conclusie modelschattingen 8 t/m 12

Zoals beschreven in hypothesen 7a, 7b, 8 en 9 wordt er verwacht dat het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen (deels) verklaard kan worden door dat lager opgeleiden zich meer economisch relatief gedeprimeerd (zowel in het heden als de toekomst), economisch etnisch bedreigd en cultureel etnisch bedreigd voelen. Ook wordt er verwacht, zoals beschreven in hypothesen 10 en 11, dat het mogelijke verband tussen opleidingsniveau en de intentie om op FvD te stemmen (deels) verklaard kan worden doordat lager opgeleiden minder sociaal- en politiek vertrouwen hebben.

Een belangrijke statistische voorwaarde voor deze verwachte mediatie-effecten is dat opleidingsniveau van significante invloed is op economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. Gegeven de bovenstaande analyses kan gesteld worden dat er aan deze voorwaarden is voldaan voor hypothesen 7a en 8 t/m 11: opleidingsniveau bleek van significante invloed te zijn op economische relatieve deprivatie (heden), economische etnische dreiging, cultureel etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. Er is geen ondersteuning gevonden voor het verwachte verband tussen opleidingsniveau en economische relatieve deprivatie in de toekomst. Er is daarmee geen ondersteuning gevonden voor hypothese 7b.

Tabel 4: Lineaire regressiemodellen om het effect van opleidingsniveau op de mediërende variabelen te schatten (N = 1208)

	Model 8a ^a		Model 8b ^b		Model 9 ^c	
	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>
Constante	5,29 (0,22)		2,28 (0,09)		4,83 (0,30)	
Geslacht (man=0; vrouw=1)	-0,34 (0,10)	<0,01**	0,08 (0,04)	<0,05*	-0,04 (0,13)	0,77
Leeftijd	-0,02 (0,00)	<0,01**	0,01 (0,00)	<0,01**	0,00 (0,00)	0,73
Inkomen	-0,25 (0,03)	<0,01**	-0,01 (0,01)	0,20	-0,10 (0,04)	<0,01**
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)	-0,30 (0,10)	<0,01**	0,00 (0,04)	0,98	-0,61 (0,13)	<0,01**
<i>R</i> ²	0,12		0,09		0,04	
<i>R</i> ² <i>adjusted</i>	0,12		0,09		0,04	
<i>F change</i> [†]	42,57	<0,01**	29,65	<0,01**	12,08	<0,01**

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$; ^a uitkomstvariabele is economisch relatieve deprivatie (heden); ^b uitkomstvariabele is economisch relatieve deprivatie (toekomst); ^c uitkomstvariabele is economische etnische dreiging; [†] *F change* ten opzichte van het gemiddelde van de uitkomstvariabele

Tabel 4 (vervolg): Lineaire regressiemodellen om het effect van opleidingsniveau op de mediërende variabelen te schatten ($N = 1208$)

	Model 10 ^d		Model 11 ^e		Model 12 ^f	
	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>
Constante	5,59 (0,34)		4,20 (0,30)		4,44 (0,28)	
Geslacht (man=0; vrouw=1)	-0,79 (0,15)	<0,01**	0,32 (0,13)	<0,05*	0,39 (0,12)	<0,01**
Leeftijd	0,00 (0,00)	0,96	0,02 (0,00)	<0,01**	0,00 (0,00)	0,78
Inkomen	-0,06 (0,04)	0,11	0,14 (0,04)	<0,01**	0,09 (0,03)	<0,01**
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)	-1,14 (0,15)	<0,01**	0,91 (0,13)	<0,01**	0,88 (0,12)	<0,01**
R^2	0,08		0,08		0,07	
R^2 adjusted	0,07		0,07		0,07	
F change [†]	24,41	<0,01**	24,43	<0,01**	22,22	<0,01**

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$; ^d uitkomstvariabele is culturele etnische dreiging; ^e uitkomstvariabele is sociaal vertrouwen;

^f uitkomstvariabele is politiek vertrouwen; [†] F change ten opzichte van het gemiddelde van de uitkomstvariabele

5.3.5 Model 13

In tabel 5 is model 13 weergegeven. Dit is het eindmodel, waar de intentie om op FvD te stemmen de uitkomstvariabele is en de controlevariabelen geslacht, leeftijd en inkomen en de overige variabelen opleidingsniveau, economische relatieve deprivatie, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen zijn opgenomen als onafhankelijke variabelen.

Uit de resultaten van model 13 blijkt dat vele van de significante effecten zoals geschat in model 1 t/m 7 niet meer significant blijken te zijn en effectgroottes sterk verminderd zijn. Bijvoorbeeld, waar sociaal vertrouwen in model 5 een sterk effect had op de intentie om op FvD te stemmen ($OR = 0,87$; $p < 0,01$), is in model 13 afgenomen ($OR = 0,92$; $p = 0,10$). Eenzelfde sterke daling in effectgrootte is ook te zien voor economische etnische dreiging: waar deze in model 3 nog een significante OR had van 1,28 ($p < 0,01$), is deze in model 13 gelijk aan 1,00 en niet meer significant ($p < 0,99$). Desalniettemin blijven de effecten van culturele etnische dreiging ($b = 0,19$; $OR = 1,21$; $p < 0,01$) en politiek vertrouwen ($b = -0,27$; $OR = 0,77$; $p < 0,01$) sterk en significant.

Tabel 5: Logistisch regressiemodel met intentie om FvD te stemmen als uitkomstvariabele en de overige variabelen uit het onderzoeksmodel als onafhankelijke variabelen ($N = 1208$)

	Model 13			
	b (SE)	OR	p	VIF
Constante	-1,13 (0,92)			
Geslacht (man=0; vrouw=1)	-0,43 (0,26)	0,65	0,09	1,33
Leeftijd	0,00 (0,01)	1,00	0,84	1,20
Inkomen	0,06 (0,07)	1,07	0,35	1,55
Economische relatieve deprivatie (heden)	-0,08 (0,07)	0,92	0,25	1,29
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-0,09 (0,17)	0,91	0,58	1,13
Economische etnische dreiging	0,00 (0,06)	1,00	0,99	1,99
Culturele etnische dreiging	0,19 (0,06)	1,21	<0,01**	2,12
Sociaal vertrouwen	-0,08 (0,05)	0,92	0,10	1,39
Politiek vertrouwen	-0,27 (0,06)	0,77	<0,01**	1,41
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)	-0,34 (0,27)	0,71	0,20	1,30
<i>Deviance (-2LL)</i>	623,39			
<i>X²-toets (LR)</i>	108,84	(df = 10)	<0,01**	
<i>Hosmer-Lemeshow</i>	3,36	(df = 8)	0,91	

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$

Ter illustratie, de kans om op FvD te stemmen voor een respondent met veel politiek vertrouwen, gecontroleerd voor de overige variabelen uit het model, is 0,78%²⁸, terwijl dit voor een respondent met geen politiek vertrouwen 6,66%²⁹ is. Met betrekking tot culturele etnische dreiging is de kans om op FvD te stemmen voor een respondent die zich zeer sterk cultureel etnisch bedreigd voelt 4,65%³⁰, terwijl de kans voor een respondent die zich helemaal niet cultureel etnisch bedreigd voelt 0,72%³¹ is. Wanneer een respondent zowel een zwak politiek vertrouwen heeft als zich sterk cultureel etnisch bedreigd voelt, dan is de kans dat zij op FvD stemt 41,50%³². Ter vergelijking, wanneer een respondent zich niet etnisch bedreigd voelt en een sterk politiek vertrouwen heeft, is deze kans 0,71%³³. Wanneer een respondent een gemiddeld scoort op culturele etnische dreiging en politiek vertrouwen, is de kans dat zij op FvD stemt 1,69%³⁴.

Met betrekking tot het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen is de effectgrootte ten opzichte van model 7 sterk afgenomen ($b = -0,34$; $OR = 0,71$; $p < 0,20$). Ook is het effect niet meer significant. De afname van dit effect geeft ondersteuning voor de verwachting dat het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen (deels) gemedieerd wordt door de overige variabelen uit het model. Om te controleren in hoeverre het effect van opleidingsniveau in model 13 verschilt van het effect in model 7 is er ook gekeken naar het 95%-betrouwbaarheidsinterval (*BHI*) van de *OR*. Deze vergelijking is weergegeven in tabel 6. In tabel 6 is af te lezen dat het 95%-*BHI* van de *OR* van opleidingsniveau in model 7 tussen de 0,26 en 0,69 ligt. Het 95%-*BHI* van de *OR* van opleidingsniveau in model 13 ligt tussen 0,42 en 1,12. De *BHI*'s overlappen elkaar deels. Dit duidt erop dat opleidingsniveau deels gemedieerd wordt door de overige variabelen uit model 13.

Tabel 6: Geschatte odds-ratio's van opleidingsniveau inclusief 95% betrouwbaarheidsinterval

	<i>OR</i>	Ondergrens 95%- <i>BHI</i>	Bovengrens 95%- <i>BHI</i>
Model 7	0,43	0,26	0,69
Model 13	-0,71	0,42	1,12

5.3.6 Model 13a t/m e

Uit de bovenstaande modelschattingen blijkt dat (1) het effect van opleidingsniveau op de kans om op FvD te stemmen deels gemedieerd wordt en dat (2) wanneer de variabelen controleren voor elkaar alleen culturele etnische dreiging en politiek vertrouwen van significant effect zijn op de kans om op FvD te stemmen. Om meer inzicht te krijgen in (1) door welke variabelen het effect van opleidingsniveau op de kans op FvD te stemmen

gemedieerd wordt en (2) hoe het kan dat de variabelen economische relatieve deprivatie (heden), economisch etnische dreiging en sociaal vertrouwen geen significant effect meer hebben op de kans om op FvD te stemmen zijn aanvullend modellen 13a t/m d geschat. In deze modellen zijn de variabelen die in model 13 zijn opgenomen stapsgewijs toegevoegd. De uitkomstvariabele is intentie om op FvD te stemmen. Het stapsgewijs toevoegen van de variabelen geeft inzicht in hoe het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen verandert en hoe de effecten van de variabelen ten opzichte van elkaar veranderen. De modelschattingen zijn weergegeven in tabel 7.

Uit de modelschattingen blijkt dat opleidingsniveau een negatief, significant, effect heeft op de intentie om op FvD te stemmen *totdat* sociaal vertrouwen toegevoegd wordt aan het model: waar het effect van opleidingsniveau in model 13c nog een negatief, significant effect heeft ($b = -0,55$; $p < 0,05$) is dit in model 13d het effect minder negatief en ook niet meer significant ($b = -0,43$; $p = 0,10$). Het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen zwakt nog sterker af wanneer politiek vertrouwen aan het model wordt toegevoegd ($b = -0,34$; $p = 0,20$). Deze verandering in het effect van opleidingsniveau, in vergelijking met de resultaten uit model 2 t/m 12, geeft een sterke aanwijzing dat het effect van opleidingsniveau voornamelijk gemedieerd wordt door de variabelen sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen.

Daarnaast valt ook op dat het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen ook sterk afzwakt wanneer economische etnische dreiging (model 13b) en culturele etnische dreiging (model 13c) worden toegevoegd aan het model. Dit geeft een sterke aanwijzing, in combinatie met een vergelijking met model 9 en 10, dat opleidingsniveau ook deels gemedieerd wordt door economische- en culturele etnische dreiging. Er is daarmee ondersteuning gevonden voor de verwachtingen dat lager opgeleiden een grotere kans maken om op FvD te stemmen, doordat zij een grotere kans hebben om meer economische- en culturele etnische dreiging te ervaren en doordat zij doorgaans een lager sociaal- en politiek vertrouwen hebben.

Echter, uit een vergelijking tussen model 13 en 13 a t/m d blijkt dat het positieve, significante effect van economische etnische dreiging in model 13b ($b = 0,22$; $p < 0,01$) niet meer significant is wanneer culturele etnische dreiging aan het model wordt toegevoegd ($b = 0,03$; $p = 0,64$). Ook blijkt uit de vergelijking tussen model 13 en 13a t/m d dat het negatieve, significante effect van sociaal vertrouwen in model 13d ($b = -0,16$; $p < 0,01$) afneemt en niet meer significant is wanneer politiek vertrouwen aan het model wordt toegevoegd ($b = -0,08$; $p = 0,10$). Dit verschil in effectgroottes doet vermoeden, zoals af te lezen in tabel 2, dat

Tabel 7: Logistische modelschattingen 13a t/d met de intentie om op FvD te stemmen als uitkomstvariabele (N = 1208)

	Model 13a			Model 13b			Model 13c			Model 13d		
	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	OR	<i>p</i>
Constante	-2,54 (0,71)			-3,21 (0,74)			-3,87 (0,78)			-2,78 (0,85)		
Geslacht (0=man; 1=vrouw)	-0,69 (0,24)	0,50	<0,01**	-0,67 (0,24)	0,51	<0,01**	-0,47 (0,25)	0,63	0,07	-0,46 (0,26)	0,63	0,07
Leeftijd	0,00 (0,01)	1,00	0,96	0,00 (0,01)	1,00	0,90	0,00 (0,01)	1,00	0,76	0,01 (0,01)	1,01	0,49
Inkomen	0,05 (0,06)	1,05	0,43	0,06 (0,07)	1,06	0,36	0,05 (0,07)	1,06	0,42	0,06 (0,07)	1,06	0,36
Opleidingsniveau (laag=0; hoog=1)	-0,83 (0,25)	0,44	<0,01**	-0,70 (0,25)	0,50	<0,01**	-0,55 (0,26)	0,58	<0,05*	-0,43 (0,26)	0,65	0,10
Economische relatieve deprivatie (heden)	0,11 (0,06)	1,11	0,10	0,04 (0,07)	1,04	0,53	0,03 (0,07)	1,03	0,62	-0,02 (0,07)	0,99	0,83
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	0,10 (0,16)	1,10	0,55	-0,01 (0,17)	0,99	0,95	-0,02 (0,17)	0,98	0,90	-0,05 (0,17)	0,95	0,77
Economische etnische dreiging				0,22 (0,05)	1,25	<0,01**	0,03 (0,06)	1,03	0,64	0,02 (0,06)	1,02	0,71
Culturele etnische dreiging							0,27 (0,06)	1,31	<0,01**	0,23 (0,06)	1,26	<0,01**
Sociaal vertrouwen										-0,16 (0,05)	0,86	<0,01**
<i>Deviance (-2LL)</i>	703,76			679,41			657,26			646,68		
<i>X²-toets (LR)</i>	28,46	(df = 6)	<0,01**	52,82	(df = 7)	<0,01**	74,97	(df = 8)	<0,01**	85,55	(df = 9)	<0,01**
<i>Hosmer-Lemeshow</i>	10,05	(df = 8)	0,26	3,74	(df = 8)	0,88	11,72	(df = 8)	0,16	15,68	(df = 8)	<0,05*

*significant bij $p < 0,05$; **significant bij $p < 0,01$

culturele- en economische dreiging sterk samenhangen met elkaar ($r = 0,68$; $p < 0,01$), eveneens dat sociaal- en politiek vertrouwen sterk samenhangen met elkaar ($r = 0,44$; $p < 0,01$). Concreet betekent dit dat het in de regressieanalyses lastig is om de unieke effecten van enerzijds culturele- en economische etnische en anderzijds politiek- en sociaal vertrouwen van elkaar te onderscheiden.

Door de sterke samenhang van de concepten kan er met betrekking tot de verwachte mediatie-effecten niet definitief worden geconcludeerd dat economische etnische dreiging en sociaal vertrouwen een mediërend effect hebben voor opleidingsniveau op de kans om op FvD te stemmen. Wel kan er worden geconcludeerd dat het effect van opleidingsniveau op de intentie om op FvD te stemmen deels gemedieerd wordt door culturele etnische dreiging en politiek vertrouwen.

5.3.7 Conclusie modelschattingen

Met betrekking tot de opgestelde hypothesen, geven modelschattingen vanaf paragraaf 5.3 voldoende informatie om conclusies te trekken over de opgestelde hypothesen. Uit de modelschattingen van model 2 t/m 6 blijkt dat er ondersteuning is voor hypothesen 1 t/m 5. Echter, uit de modelschattingen van model 13 blijkt dat wanneer de variabelen voor elkaar controleerden de effectgroottes afnamen en de meeste geschatte effecten niet meer significant bleken. Er is daarmee geen ondersteuning gevonden voor unieke effecten zoals beschreven in hypothese 1a, 1b, 3 en 4. Ondanks dat de effectgroottes iets afnamen bleven de geschatte effecten van politiek vertrouwen en cultureel etnische dreiging sterk en significant in model 13. Er is daardoor ondersteuning gevonden voor hypothesen 2 en 5.

Met betrekking tot hypothese 6 is er ondersteuning gevonden voor het gestelde verband dat opleidingsniveau van invloed is op de kans om op FvD te stemmen. Aanvullend werd vanuit de theorie verwacht dat dit verband (deels) verklaard kan worden door het effect dat opleidingsniveau mogelijk heeft op economische relatieve deprivatie (heden en toekomst), economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen.

Uit de modelschattingen 7 t/m 12 blijkt dat opleidingsniveau van significante invloed is op economische relatieve deprivatie in het heden, economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen. Er is geen ondersteuning gevonden voor het verwachte effect van opleidingsniveau op economische relatieve deprivatie in de toekomst. Ook blijkt uit model 13 dat er geen significant effect is van economische relatieve deprivatie (zowel heden als toekomst), economische etnische dreiging

en sociaal vertrouwen op de kans om op FvD te stemmen. Er is daarmee geen ondersteuning gevonden voor unieke effecten zoals beschreven in hypothesen 7a, 7b, 8 en 10. Wel is er ondersteuning gevonden voor hypothesen 9 en 11, doordat opleidingsniveau (1) van significante invloed is op culturele etnische dreiging en politiek vertrouwen, (2) culturele etnische dreiging en politiek vertrouwen van significant invloed zijn op de kans om op FvD te stemmen en (3) de effectgrootte van opleidingsniveau in model 13 sterk is afgenomen en niet meer significant bevonden is.

Samenvattend, gegeven het bovenstaande is in de resultaten ondersteuning gevonden voor hypothesen 2, 5, 6, 9 en 11. Er is geen ondersteuning gevonden voor hypothesen 1a, 1b, 3, 4, 7a, 7b, 8 en 10. Concreet betekent dit dat naarmate individuen zich meer cultureel etnisch bedreigd voelen, minder politiek vertrouwen hebben en lager opgeleid zijn, zij een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Het verband tussen een lager opleidingsniveau en een grotere kans om op FvD te stemmen kan deels verklaard worden doordat lager opgeleiden minder politiek vertrouwen hebben en zich meer cultureel etnisch bedreigd voelen.

In hoofdstuk 6 wordt deze conclusie van het onderzoek uitvoeriger besproken. Ook wordt er ingegaan op beperkingen van het onderzoek en wat dit mogelijk voor de resultaten betekent. Afsluitend zullen er suggesties worden gedaan voor vervolgonderzoek. Voordat de discussie en conclusie van dit onderzoek besproken worden, wordt er in de volgende paragrafen aandacht besteed aan de kwaliteit van de geschatte modellen. De meeste aandacht zal besteed worden aan het controleren van de kwaliteit van het geschatte eindmodel (model 13), waarbij ook de verschillende assumpties worden gecontroleerd waaraan logistische regressieanalyse moet voldoen.

5.4 Modelfit model 1 t/m 12 en 13a t/m d

Voor de modelfit van logistische regressiemodellen 1 t/m 7 en 13a t/m d is er gekeken naar de waarde van de *Hosmer-Lemeshow* toets. De *Hosmer-Lemeshow* toets toetst in hoeverre het geschatte model bij de data past. Wanneer de *p*-waarde voor deze toets kleiner dan 0,05 is, en daarmee significant is, is er aanleiding om aan te nemen dat de modellen niet bij de data passen.

Er zijn geen significante waarden gevonden voor de modellen 1 t/m 7 en 13a t/m c (zie tabel 3 en 7). Er is daarmee geen bewijs gevonden dat de modellen niet goed bij de data passen. De *Hosmer-Lemeshow* toets voor model 13d is echter wel significant bevonden (*Hosmer-Lemeshow* (8) = 15,68; $p < 0,05$). Model 13d past daarmee mogelijk niet goed bij de

data. De resultaten van dit model moeten daarom met enige terughoudendheid geïnterpreteerd worden.

Voor de modelfit van de lineaire regressie modellen 8 t/m 12 is er gekeken of er aan de assumpties van lineariteit, homoscedasticiteit en normaliteit wordt voldaan. Met betrekking tot de assumptie van normaliteit is het van belang dat de residuen normaal verdeeld zijn. Dit is gecontroleerd aan de hand van histogrammen en PP-plots. Met betrekking tot de assumpties van lineariteit en homoscedasticiteit is het van belang dat de residuen willekeurig en ongeveer evenredig verdeeld zijn. Hiervoor zijn spreidingsdiagrammen gebruikt. De diagrammen en plots zijn te vinden in bijlage 5.

Met betrekking tot model 8a, 9, 10, 11 en 12 zijn er geen grove schendingen gevonden van de assumpties. Ondanks dat de verdelingen niet perfect normaal verdeeld zijn en de PP-plots enige afwijking vertonen, lijkt aan de assumptie van normaliteit van deze modellen voldaan te zijn. Een uitzondering is model 8b: de residuen zijn niet normaal verdeeld en in het PP-plot in bijlage 5 is een duidelijke S-vormige curve te zien. Dit duidt erop dat de assumptie van normaliteit voor model 8b geschonden is. De resultaten van dit model moeten daarom met enige terughoudendheid geïnterpreteerd worden.

Met betrekking tot lineariteit en homoscedasticiteit zijn de residuen van model 8 t/m 12 ongeveer evenredig verdeeld. Echter, er zijn wel verschillende patronen zichtbaar in de verdeling van de residuen, wat mogelijk komt door het aantal antwoordcategorieën van de afhankelijke variabelen. Ondanks dat het niet de residuen niet helemaal willekeurig verdeeld zijn, zijn de assumpties van homoscedasticiteit en lineariteit van de modellen niet geschonden.

Samenvattend, met uitzondering van model 8b en 13d lijken de modellen grotendeels aan de assumpties van lineaire regressie te voldoen. Ondanks dat de residuen niet perfect normaal verdeeld zijn en evenredig en willekeurig verspreid zijn, zijn de assumpties niet dusdanig geschonden dat de regressieresultaten onbruikbaar zijn.

5.4.1 Modelfit model 13

Voor de modelfit van model 13 is er allereerst gekeken of het model goed bij de data past middels de *Hosmer-Lemeshow* toets. De waarde van deze toets was 3,36 ($df = 8$) met een p -waarde van 0,91. De toets is daarmee niet significant bevonden. Deze toets geeft daarmee geen aanleiding om aan te nemen dat het model niet bij de data past.

Vervolgens is er gekeken naar de classificatietabel van model 13 in vergelijking met het lege model (het model met alleen de constante als predictor). De classificatietabellen zijn

te vinden in bijlage 5. De classificatietabellen geven weer in hoeverre de modellen in staat zijn om correct te voorspellen of respondenten de intentie hebben om op FvD te stemmen. Wanneer respondent meer dan 50% kans heeft om op FvD te stemmen, zal het model de respondent aanmerken als iemand die de intentie heeft om op FvD te stemmen.

Het lege model is in staat om 91% van de respondenten in de juiste categorie in te delen (*overall percentage*_{model 0} = 91%). Dit is een hoog percentage, wat verklaard wordt door het verschil in groepsgrootte tussen wel-FvD stemmers ($N=109$) en niet-FvD stemmers ($N=1109$). Het lege model classificeert namelijk iedere respondent als niet-FvD stemmer, waardoor het percentage automatisch op 91% uitkomt ($((1208-109)/1208) * 100\% = 91\%$).

Model 13 is, net als het lege model, in staat om 91% van de respondenten in de juiste categorie in te delen. Ondanks dat het model beter in staat is om FvD-stemmers in de juiste categorie in te delen (0% vs. 5,5%) is het model in zijn algemeenheid niet beter in staat om minder fouten te maken (*overall percentage*_{model 13} = 91%). Een verklaring hiervoor is dat respondenten met een kans van 50% of groter pas worden aangemerkt door de classificatietabel als wel-FvD stemmers. Er is daarom voor gekozen om de waarde wanneer een model iemand als FvD-stemmer aanmerkt te verlagen naar 25%. Concreet houdt dit in dat een respondent met minimaal 25% kans om op FvD te stemmen wordt aangemerkt door de classificatietabel als FvD-stemmer. Wanneer dit gedaan wordt, is het model in staat om 30,3% van de FvD-stemmers correct te voorspellen. Echter, het model maakt ook meer fouten, doordat het ook niet-FvD stemmers classificeert als wel-FvD stemmers. Het algemene percentage correct verspelde waarden daalde daarmee naar 88,5% (*overall percentage*_{model 13} = 88,5%).

Een mogelijke verklaring waardoor het model moeite heeft om alle respondenten correct in te delen kan te maken hebben met hoe de uitkomstvariabele geoperationaliseerd is: bij de categorie niet FvD-stemmers met waarde '0' werden ook partijen meegerekend die mogelijk ook respondenten aantrekken met gering politiek vertrouwen en/of gevoelens van culturele etnische dreiging (zoals bijvoorbeeld de PVV). Daarnaast zijn de hypothesen ook opgesteld aan de hand van theorieën die in zijn algemeenheid kiesgedrag op RRPP's verklaren. Hierdoor kan het zijn dat het model niet sensitief en specifiek genoeg is om *alleen* FvD-stemmers in de correcte categorie in te delen. Desalniettemin laat het model wel zien welke variabelen van invloed zijn op de kans om op FvD te stemmen. Ondanks dat het model niet erg goed in staat is om te voorspellen wanneer een respondent op FvD gaat stemmen, is het geschatte model wel bruikbaar om antwoord te geven op de gestelde hypothesen en onderzoeksvraag, namelijk in hoeverre verklaringen uit de sociaal-politicologische literatuur

met betrekking tot waarom individuen op RRPP's stemmen ook gelden voor het electoraat van FvD ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019.

Vervolgens is er nog gekeken naar wat de invloed van uitbijters is op de modelschatting van model 13. Dit is gedaan door model 13 opnieuw te schatten zonder uitbijters. Respondenten zijn aangemerkt als uitbijters wanneer zij een *Cook's Distance* hebben van groter dan 1. Ook zijn respondenten als uitbijters aangemerkt wanneer zij een *gestandaardiseerd residu* hebben van groter dan 2,5 of kleiner dan -2,5 (Pallant, 2020). Ook is er gekeken naar sterk afwijkende waarden van de *DFbeta's* van individuele respondenten ten opzichte van de rest van de respondenten. In totaal zijn er 93 respondenten aangemerkt als uitbijter waardoor de totale steekproefgrootte uitkwam op 1115 respondenten. Hiervan hadden er 1089 niet de intentie om op FvD te stemmen terwijl 26 dit wel hadden.

Uit de modelschatting zonder uitbijters bleek dat de uitbijters van effect zijn geweest op de geschatte effecten van model 13. Het gevonden significante effect van politiek vertrouwen op de kans om op FvD te stemmen is toegenomen ($b = -0,67$; $OR = 0,52$; $p < 0,01$). Hetzelfde geldt ook voor het effect van culturele etnische dreiging ($b = 0,41$; $OR = 1,51$; $p < 0,01$). Daarnaast valt ook op dat het effect van economische relatieve deprivatie in het heden sterk is toegenomen en ook significant bevonden is ($b = -0,47$; $OR = 0,62$; $p < 0,05$). Het geschatte model zonder uitbijters geeft daarmee, in tegenstelling tot het eindmodel, ook ondersteuning voor hypothese 7a. Ook is het geschatte model zonder uitbijters in staat om minder fouten te maken (*overall percentage* = 97,7%).

Het is echter de vraag in hoeverre het verstandig is om de resultaten van het regressiemodel zonder uitbijters als aannemelijk te beschouwen. Opvallend is dat de meeste uitbijters FvD-stemmers betreft. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat er in de algehele populatie relatief weinig individuen op FvD stemmen, waardoor degene die wél op FvD stemmen al gauw als uitbijters aangemerkt worden. Daarnaast wordt het verschil tussen de groepen niet-FvD stemmers en wel-FvD stemmers erg groot wanneer de uitbijters niet mee worden genomen in de modelschattingen ($N = 1089$ vs $N = 26$). Door de afname van FvD-stemmers in het model zonder uitbijters, ontstaan er ook lege antwoordcategorieën. Dit is van negatieve invloed op het correct schatten van de hellingen en standaardfouten (Siero et al., 2009). Ondanks dat het model zonder uitbijters ondersteuning biedt voor hypothese 7a, kan er geconcludeerd worden dat er te veel onzekerheid is om de resultaten van dit model aan te nemen.

5.4.2 Assumptiecontrole model 13

Om het geschatte eindmodel te evalueren is er gekeken naar de verschillende assumpties die ten grondslag liggen aan logistische regressieanalyse. De eerste voorwaarde waar de logistische regressieanalyse aan moet voldoen is dat de waarnemingen onafhankelijk van elkaar zijn. Dit houdt in dat de respondenten onafhankelijk van elkaar zijn verzameld en er geen tot weinig samenhang is tussen de geobserveerde waarden van de respondenten (Siero et al. 2009). Aan deze assumptie wordt niet volledig voldaan. Er is namelijk gebruik gemaakt van data van het LISS-panel, een panel dat bestaat uit meer dan 5000 *huishoudens*. Uit ieder huishouden is elk lid van het huishouden vrij om mee te doen aan het LISS-panel. Het is waarschijnlijk dat in de gebruikte steekproef respondenten uit hetzelfde huishouden komen. Omdat deze mogelijkheid bestaat moet er rekening mee worden gehouden dat de geschatte effectgroottes overschat zijn doordat mogelijk de betrouwbaarheidsintervallen van de geschatte hellingen te smal zijn geschat (Siero et al., 2009). Doordat de data geanonimiseerd is, is het niet mogelijk geweest om te achterhalen hoe vaak respondenten uit hetzelfde huishouden kwamen. Desalniettemin maakt het onderzoek gebruik van een grote steekproef ($N = 1208$), wat enigszins meer vertrouwen geeft in de geschatte hellingen.

De tweede assumptie waar de logistische regressieanalyse aan moet voldoen is dat de afhankelijke variabele binair is en de onafhankelijke variabelen binair of continu zijn (Siero et al., 2009). Dit is het geval. Aan de tweede assumptie wordt voldaan.

Een derde assumptie is dat het verband tussen de *log-odds* en de continue onafhankelijke variabelen in het onderzoeksmodel lineair moet zijn (Siero et al., 2009). Doordat het alleen continue variabelen betreft is deze assumptie relevant voor de variabelen leeftijd, inkomen, economische relatieve deprivatie (heden), economische relatieve deprivatie (toekomst), economische etnische dreiging, culturele etnische dreiging, sociaal vertrouwen en politiek vertrouwen.

Om te onderzoeken of er aan deze assumptie wordt voldaan is de *Box-Tidwell* toets uitgevoerd. Om deze toets uit te voeren werd er een nieuwe interactieterm afgeleid voor alle continue variabelen. Deze interactieterm bestaat uit het product van de logaritme van de continue variabele en de continue variabele zelf. Omdat de meeste continue variabelen ook de antwoordcategorie '0' bevatten, werden deze allereerst omgeschreven zodat elke continue variabele een minimumwaarde van '1' had. Dit is noodzakelijk, omdat de waarde '0' onbruikbaar is voor het logaritme. Door de standaardfouten van de nieuw verkregen continue variabelen te vergelijken met de originele continue variabelen, kon geconcludeerd worden dat het omschrijven correct verlopen was en de nieuwe continue variabelen gebruikt kunnen

worden om de *Box-Tidwell* toets uit te voeren (voor een volledige uitwerking van de omschrijving zie bijlage 5).

Na het omschrijven van de continue variabelen zijn de interactietermen verkregen en toegevoegd aan model 13. Wanneer de interactieterm niet significant is, betekent het dat er aan de assumptie van lineariteit voldaan is. Uit de berekeningen bleek dat alleen de interactieterm van sociaal vertrouwen significant was ($p < 0,05$). Dit betekent dat er voor deze variabele niet aan de lineariteitsassumptie voldaan is. Voor de overige continue variabelen uit het model is hier wel aan voldaan.

Een laatste assumptie waaraan het logistische regressiemodel moet voldoen is dat er niet te veel multicollineariteit is tussen de variabelen (Siero et al., 2009). Er is sprake van multicollineariteit als de onafhankelijke variabelen in het model te sterk met elkaar samenhangen. Dit kan gecontroleerd worden aan de hand van *VIF*-scores. Wanneer een *VIF*-score kleiner dan 4 is, is er geen sprake van versturende multicollineariteit (Siero et al., 2009). In tabel 5 zijn de *VIF*-scores weergegeven van model 13. Er zijn geen te grote *VIF*-scores gevonden. Wel is de *VIF*-score van culturele etnische dreiging aan de grote kant ($VIF = 2,12$). Dit duidt er mogelijk op een grote samenhang tussen deze variabelen en één van de overige variabelen uit het model. Het is goed mogelijk dat deze variabele sterk samenhangt met economische etnische dreiging. De correlatie tussen economische etnische dreiging en culturele etnische dreiging is, zoals af te lezen in tabel 2, 0,68 ($p < 0,01$). Echter, omdat de *VIF*-score lager is dan 4, is de verwachting dat deze samenhang niet van versturend effect is geweest op de modelschattingen.

6. Discussie en conclusie

De onderzoeksvraag die het onderzoek wilde beantwoorden was als volgt: *wat zijn verklaringen uit de sociaal-politologische literatuur voor individuen om op radicaal-rechts populistische partijen te stemmen en in hoeverre gelden deze verklaringen voor het electoraat van Forum voor Democratie ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019?* In antwoord op het eerste gedeelte van de onderzoeksvraag blijkt dat uit bestaande sociaal-politologische literatuur over het electoraat van RRPP's gesteld kan worden dat over het algemeen zeven verklaringen een rol spelen waarom kiezers op RRPP's stemmen: kiezers kunnen zich (1) economisch relatieve gedepriveerd voelen, (2) cultureel relatief gedepriveerd voelen, (3) cultureel etnisch bedreigd voelen, (4) economisch etnisch bedreigd voelen, (5) weinig sociaal vertrouwen hebben, (6) weinig politiek vertrouwen hebben en (7) een lager

opleidingsniveau hebben. Aanvullend bleek uit de literatuur dat het verband tussen een lager opleidingsniveau en de kans om op een RRPP te stemmen mogelijk verklaard kan worden doordat kiezers met een lager opleidingsniveau een grotere kans maken om zich economisch relatief gedepriveerd te voelen, cultureel relatief gedepriveerd te voelen, cultureel etnisch bedreigd te voelen, economisch etnisch bedreigd te voelen, minder sociaal vertrouwen hebben en minder politiek vertrouwen hebben.

Om een antwoord te verkrijgen op het tweede gedeelte van de onderzoeksvraag en te kunnen beantwoorden in hoeverre de verklaringen uit de sociaal-politicologische literatuur waarom individuen op RRPPs stemmen ook gelden voor het electoraat van FvD ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019, is er eerst gekeken naar in welke mate de verklaringen individueel van invloed zijn op de kans om op FvD te stemmen. Uit de eerste analyses bleek dat kiezers die zich zeer sterk economisch relatief gedepriveerd voelen in het heden, economisch etnische dreiging ervaren, cultureel etnische dreiging ervaren, weinig sociaal vertrouwen hebben, weinig politiek vertrouwen hebben en een lagere opleiding hebben een grotere kans maken om op FvD te stemmen. Alle gevonden kansen waren structureel hoger voor mannen dan voor vrouwen. Bijvoorbeeld, de kans voor een man met een lage opleiding om op FvD te stemmen was 16,26%, terwijl deze voor vrouwen 8,64% was of de kans voor een man met weinig politiek vertrouwen om op FvD te stemmen was 41,61%, terwijl deze kans voor vrouwen met weinig politiek vertrouwen 28,31% was. Economische relatieve deprivatie over de toekomst had echter geen invloed op de kans om op FvD te stemmen.

Vervolgens is er gekeken naar welke verklaringen standhielden wanneer zij gezamenlijk in één onderzoeksmodel onderzocht werden (dat wil zeggen, wanneer zij statistisch voor elkaar controleerden). Uit deze analyses bleek dat alleen kiezers die weinig politiek vertrouwen hebben en/of kiezers die zich sterk cultureel etnisch bedreigd voelen een grotere kans maken om op FvD te stemmen. Ook bleek dat de reden dat lager opgeleiden een grotere kans maken om op FvD te stemmen deels verklaard wordt doordat zij zich doorgaans meer cultureel etnisch bedreigd te voelen en minder politiek vertrouwen hebben. Gevoelens van economische relatieve deprivatie in het heden, economische etnische dreiging en een gering sociaal vertrouwen bleken daarentegen geen unieke (of in ieder geval geen significante) rol meer te spelen in het verklaren waarom kiezers op FvD stemmen.

Een mogelijke reden dat deze verklaringen geen rol meer speelden, is dat verschillende verklaringen samenhangen met elkaar. Uit de resultaten bleek namelijk dat wanneer kiezers meer culturele etnische dreiging ervaren, zij ook meer economische etnische

dreiging ervaren en vice versa. Ook bleek dat wanneer kiezers minder politiek vertrouwen hebben, zij ook minder sociaal vertrouwen hebben en vice versa. Deze samenhang tussen de verklaringen kan verklaren dat niet elke verklaring standhield wanneer zij gezamenlijk in één model getoetst werden.

6.1 Discussie

Naast de statistische oorzaken waarom niet alle verklaringen standhielden in het laatste onderzoeksmodel, kent dit onderzoek ook haar beperkingen. Een eerste reden waarom niet alle verklaringen standhielden, kan te maken hebben met hoe de verschillende concepten uit het onderzoeksmodel geoperationaliseerd en gemeten zijn. Bijvoorbeeld, uit de modelinspecties bleek dat de verzamelde data met betrekking tot sociaal vertrouwen en toekomstige economische relatieve deprivatie lastig te modelleren waren. Ook is mogelijk het concept sociaal vertrouwen te eenzijdig gemeten: respondenten werden specifiek gevraagd naar het vertrouwen in de *omgang* met anderen, terwijl sociaal vertrouwen ook op andere manieren gemeten kan worden (zie bijvoorbeeld Dijkstra, 2013). Daarnaast is het *relatieve* aspect van economische relatieve deprivatie, zowel met betrekking tot de toekomst als heden, niet gemeten. Ondanks dat er een indruk verkregen is hoe respondenten over hun financiële situatie denken, is er geen goed beeld verkregen van het relatieve aspect. Ook was het niet mogelijk om te onderzoeken wat de invloed van culturele relatieve deprivatie is op de kans om op FvD te stemmen (terwijl culturele relatieve deprivatie in de literatuur wel naar voren kwam als mogelijke verklaring).

Een tweede reden waarom niet alle verklaringen bevestigd werden door de data heeft mogelijk te maken met de samenstelling en totstandkoming van de steekproef. De gemiddelde leeftijd in de steekproef was relatief hoog (58,39 jaar). Dit kan mogelijk vertekende resultaten hebben opgeleverd als gevolg van generatie-effecten. Zoals beschreven in de theorie kijken jongere kiezers positiever aan tegen onderwerpen als immigratie, globalisering en de Europese Unie (Rekker, 2018). Doordat de leeftijd in de steekproef hoog is, kan bijvoorbeeld de invloed van culturele etnische dreiging op de kans om op FvD te stemmen enigszins overschat zijn.

Daarnaast was het aantal respondenten in de steekproef dat aangaf om op FvD te willen stemmen lager dan het daadwerkelijke percentage van het Nederlandse electoraat dat op FvD heeft gestemd tijdens de Provinciale Statenverkiezingen van 2019 (respectievelijk 9% vs. 14,53%). Hierdoor waren FvD-stemmers minder gerepresenteerd in de steekproef dan dat zij waren in het Nederlandse electoraat ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen

van 2019. Een mogelijke verklaring hiervoor kan zijn dat een RRPP als FvD in zijn algemeenheid kritisch is op wetenschappelijke instituten en overheidsinstanties, waardoor potentiële kiezers mogelijk ook wantrouwend zijn om deel te nemen aan dergelijke panelstudies als het LISS-panel. Ook is het mogelijk dat, ondanks de anonimiteit van het onderzoek, door het radicale karakter van de partij respondenten niet in wilden vullen dat zij mogelijk op FvD wilden gaan stemmen. Daarnaast zijn de respondenten gevraagd naar hun *intentie* om op FvD te stemmen. Er werd namelijk aan hen gevraagd op welke partij zij *zouden* stemmen, mochten er vandaag Tweede Kamerverkiezingen plaats vinden. Deze vraag meet niet op welke partij de respondent uiteindelijk gestemd *heeft* bij de Provinciale Statenverkiezingen van 2019. Omdat kiezers steeds meer partijen in overweging nemen voordat zij in het stembokje hun daadwerkelijke keuze maken (Sipma et al., 2021), kan er enige discrepantie zitten tussen de aantallen kiezers die aangeven dat zij op FvD gaan stemmen en de aantallen die dat vervolgens ook daadwerkelijk gedaan hebben.

Een derde verklaring waarom er niet voor alle hypothesen ondersteuning is gevonden, is dat de operationalisatie van de kans om op FvD te stemmen mogelijk te grof is. Dat wil zeggen, in dit onderzoek vallen onder niet-FvD stemmers ook kiezers van bijvoorbeeld de PVV. Net als FvD is de PVV een rechts-radicaal populistische partij. Deze partij trekt mogelijk ook kiezers die FvD ook als interessante optie zien om op te stemmen. Doordat er in dit onderzoek onder niet-FvD stemmers ook PVV-stemmers zijn gecategoriseerd, is het mogelijk dat de resultaten onderschat zijn waardoor sommige verwachte verklaringen wanneer zij gezamenlijk in één model onderzocht werden, geen standhielden.

Een vierde mogelijke verklaring waarom niet alle verklaringen standhielden, komt mogelijk doordat FvD voorafgaande aan de Provinciale Statenverkiezingen van 2019, de periode waarin de respondenten ondervraagd zijn, zich profileerde als een partij die voornamelijk ageerde tegen de klimaatplannen van het kabinet. Zoals beschreven in hoofdstuk 2, stelde FvD dat als kiezers nog een kans wilde hebben om de Klimaatwet van 2018 in de Eerste Kamer tegen te houden, zij op FvD moesten stemmen. FvD speelden daarmee in op de specifieke context van de verkiezingen, waardoor mogelijk veel zwevende kiezers, die door de beschreven literatuur mogelijk *niet* als radicaal-rechts populistische kiezer aangemerkt zouden worden, *wel* aangaven dat zij de intentie hadden om op FvD te stemmen.

Dit laatste punt legt ook gelijk een beperking bloot van de gebruikte literatuur en onderzoeksopzet: ondanks dat het onderzoek een beeld schetst van welke factoren erbij kunnen dragen aan het verklaren waarom individuen op RRPP's stemmen, is het proces van

kiezers vaak ondoorgrondelijk en is het daardoor lastig om tot sluitende theorieën en modellen te komen om kiezersgedrag te ontleden en voorspellen. Volgens De Jonge (2021b) is het dan ook altijd noodzakelijk om stemgedrag te analyseren in de specifieke context van de desbetreffende verkiezingen, waar zowel vraag (wat wil het electoraat) als aanbod (wat bieden de partijen aan) tegenover elkaar afgezet dienen te worden. Alleen door zowel de vraag- als aanbodzijde te analyseren kunnen successen en falen van partijen en tendensen in het electoraat verklaard worden (De Jonge, 2021b).

Doordat dit onderzoek vooral de focus heeft gelegd op de vraagzijde (het electoraat van FvD), heeft dit er mogelijk aan bijgedragen dat niet alle verklaringen standhielden doordat de specifieke context van de verkiezingen ook mogelijk van invloed is op de keuze van kiezers om op FvD te stemmen. Zoals gesteld in het bovenstaande kunnen daarom respondenten die volgens de beschreven literatuur niet aan het profiel voldoen om op een RRPP te stemmen, toch door de specifieke context van de verkiezingen de keus gemaakt hebben om dit wel te doen. De vraag rijst dan ook of er wel zoiets bestaat als *de* radicaal-rechts populistische kiezer.

6.2 Aanbevelingen

Vervolgonderzoek kan mogelijk de bovenstaande beperkingen van het huidige onderzoek ondervangen. Allereerst, doordat in het huidige onderzoek gebruik is gemaakt van secundaire data van het LISS-panel, was het onderzoek gebonden aan de beschikbare data. Wanneer onderzoekers zelf de mogelijkheid hebben om de vragen die aan respondenten voorgelegd worden te bedenken, kunnen mogelijke problemen met de operationalisaties bij voorbaat al voorkomen worden. Bijvoorbeeld, het relatieve aspect van economische relatieve deprivatie is in dit onderzoek niet gemeten en is het concept sociaal vertrouwen mogelijk te eenzijdig gemeten. Vervolgonderzoek kan dit probleem al in het onderzoeksdesign ondervangen. Ook zou vervolgonderzoek de mogelijkheid hebben om het concept culturele relatieve deprivatie te meten. Dit kan mogelijk waardevolle inzichten opleveren met betrekking tot het electoraat van FvD, omdat een groot deel van FvD haar partijprogramma nativistische elementen bevat en de Nederlandse geschiedenis en tradities centraal zet (Couperus & Tortola, 2019).

Ten tweede kan vervolgonderzoek een kwalitatieve insteek nemen in plaats van een kwantitatieve insteek. Het huidige onderzoek heeft met statistische methoden proberen te laten zien welke verklaringen voor kiezers gelden om op FvD stemmen. Echter, niet alle verklaringen bleken stand te houden. Naast dat dit statistische en onderzoekstechnische redenen kan hebben, werd in het bovenstaande ook aangegeven dat de vraag rijst in hoeverre

er wel een type radicaal-rechts populistische stemmer bestaat die gevangen kan worden door theoretische verklaringen en statistische analyses. Onderzoek van bijvoorbeeld Voerman en Vossen (2019), Damhuis (2020) en De Jonge (2021b) laat zien dat redenen waarom kiezers op RRPP's stemmen nooit eenzijdig zijn en ook sterk afhankelijk is van de context waarin de desbetreffende verkiezingen plaats vinden (voor een exemplarisch voorbeeld van een analyse van een vraag- en aanbodzijde zie het boek van De Jonge (2021b) *'The Success and Failure of right-wing populist parties in the Benelux countries'*). Inzichten uit het huidige onderzoek kunnen daarom aangevuld worden met bijvoorbeeld kwalitatief onderzoek waar deze methoden mogelijk een completer beeld geven van het electoraat van FvD en de individuele beweegredenen om op FvD stemmen.

6.3 Conclusie

Ondanks dat het huidige onderzoek verschillende beperkingen kent, kan, in definitief antwoord op de onderzoeksvraag, geconcludeerd worden dat kiezers met een gering politiek vertrouwen een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Ook kan geconcludeerd worden dat kiezers die een hogere mate van culturele etnische dreiging ervaren een grotere kans hebben om op FvD te stemmen. Ter illustratie, uit de modelschattingen bleek dat een kiezer met veel vertrouwen in de politiek 0,78% kans heeft om op FvD te stemmen, terwijl de kans voor een kiezer met weinig politiek vertrouwen 6,66% is. Daarnaast is de kans om op FvD te stemmen voor een kiezer die zich sterk cultureel etnisch bedreigd voelt aanzienlijk hoger (4,65%) dan een kiezer die zich niet cultureel etnisch bedreigd voelt (0,72%). Wanneer kiezers zich sterk cultureel etnisch bedreigd voelen *en* weinig vertrouwen hebben in de politiek, is de kans dat zij op FvD stemmen 41,50%. Daarentegen, kiezers die veel vertrouwen in de politiek hebben en weinig culturele etnische dreiging ervaren hebben een kans van 0,71% om op FvD te stemmen. Daarnaast maken lager opgeleiden ook een grotere kans om op FvD te stemmen en dit verband wordt deels verklaard doordat zij ook een grotere kans maken om zich meer cultureel etnisch bedreigd te voelen en minder politiek vertrouwen hebben.

6.4 Ter afsluiting

Dit onderzoek begon met de observatie dat er in het voorjaar van 2019 iets opvallends gebeurde in politiek Nederland: de relatief nieuwe radicaal-rechts populistische partij Forum voor Democratie werd bij de Provinciale Statenverkiezingen in één klap de grootste partij, waardoor het binnen enkele weken na haar overwinning haar intrede in de Eerste Kamer wist

te realiseren. In een krappe drie jaar naar haar oprichting als politieke partij was FvD van een Eurosceptische denktank een politiek zwaargewicht geworden. Eerder onderzoek naar FvD liet zien welke waarden haar electoraat aanhangt (zie Geurkink et al., 2020; Otjes, 2021) en welke strategieën de partij gebruikte om aan populariteit te winnen onder het Nederlandse electoraat (zie De Jonge, 2021a).

Ondanks het bestaande onderzoek was er nog weinig inzicht in verklaringen waarom kiezers waarden aanhangen die ertoe leiden dat zij op FvD stemmen. De resultaten en conclusies van het huidige onderzoek geven inzicht in waarom kiezers waarden aanhangen die ertoe leiden dat zij op FvD stemmen. Het onderzoek hoopt daarmee de wetenschappelijke leemte te hebben opgevuld die bestond rondom het electoraat van FvD.

Daarnaast hoopt dit onderzoek ook relevante inzichten te geven aan politici en beleidsmakers. Uit de resultaten bleek bijvoorbeeld dat lager opgeleiden een grotere kans maken om op FvD te stemmen en dit wordt deels verklaard doordat zij een grotere kans maken om zich cultureel etnisch bedreigd te voelen en minder politiek vertrouwen hebben. Met dit inzicht kunnen politici ambtenaren gericht inspelen om lager opgeleiden te bereiken om een deel van de gevoelens van etnische dreiging en politiek wantrouwen weg te nemen. Juist wanneer populistische aanzet geven tot politiek wantrouwen en verdeeldheid onder het electoraat, is het aan de overheid, haar ambtenaren en andere politieke partijen om met objectieve informatie, specifiek gericht op de beoogde doelgroep, weerstand te bieden om zo tijdig mogelijk negatieve (maatschappelijke) gevolgen te voorkomen. Dit onderzoek hoopt hieraan bij te dragen door inzichtelijk te hebben gemaakt waar steun, in dit geval voor FvD ten tijde van de Provinciale Statenverkiezingen van 2019, vandaan kwam.

7. Eindnoten

1. Andere onderzoeken naar (rechts-radicaal populistisch) stemgedrag lopen hier soms tegen aan, doordat geaggregeerde data (bijvoorbeeld gemiddeld inkomen in een wijk) gekoppeld wordt aan individuele data (bijvoorbeeld stemgedrag). Zie bijvoorbeeld Veul et al., (2016), Rydgren & Tyrberg (2020) of Harteveld et al. (2021).

2. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,94 - (0,78*1) + (0,00 * 58,39) - (0,06* 4,05) = -2,963$. (2) $e^{-2,963} = 0,0516\dots$ (3) $0,0516\dots / (1+0,0516\dots) * 100\% = 4,91\%$

3. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,94 - (0,78*0) + (0,00 * 58,39) - (0,06 * 4,05) = -2,183$. (2) $e^{-2,183} = 0,1127\dots$ (3) $0,1127\dots/(1+0,1127) * 100\% = 10,12\%$

4. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -2,65 - (0,73*0) + (0,01 * 58,39) - (0,02 * 4,05) + (0,13 * 10) = -0,8471$ (2) $e^{-0,8471} = 0,428\dots$ (3) $0,428\dots/(1+0,428\dots) * 100 \% = 30,00\%$

5. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -2,65 - (0,73*0) + (0,01 * 58,39) - (0,02 * 4,05) + (0,13 * 0) = -2,4171$ (2) $e^{-2,4171} = 0,1168\dots$ (3) $0,1168\dots/(1+0,1168\dots) * 100\% = 10,46\%$

6. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -2,65 - (0,73*1) + (0,01 * 58,39) - (0,02 * 4,05) + (0,13 * 10) = -1,5771$ (2) $e^{-1,5771} = 0,206\dots$ (3) $0,206\dots/(1+0,206\dots) * 100\% = 17,12\%$

7. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -2,65 - (0,73*1) + (0,01 * 58,39) - (0,02 * 4,05) + (0,13 * 0) = -2,8771$ (2) $e^{-2,8771} = 0,056\dots$ (3) $0,056\dots/(1+0,056\dots) * 100\% = 5,33\%$

8. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,24 - (0,74 * 0) + (0,00 * 58,39) - (0,1*4,05) + (0,25 * 10) = -1,145$ (2) $e^{-1,145} = 0,318\dots$ (3) $0,318\dots/(1+0,318\dots) * 100 \% = 24,14 \%$

9. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,24 - (0,74 * 0) + (0,00 * 58,39) - (0,1 * 4,05) + (0,25 * 0) = -3,645$ (2) $e^{-3,645} = 0,026\dots$ (3) $0,026\dots / (1 + 0,026\dots) * 100\% = 2,55\%$

10. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,24 - (0,74 * 1) + (0,00 * 58,39) - (0,1 * 4,05) + (0,25 * 10) = -1,885$ (2) $e^{-1,885} = 0,151\dots$ (3) $0,151\dots / (1 + 0,151\dots) * 100\% = 13,18\%$

11. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,24 - (0,74 * 1) + (0,00 * 58,39) - (0,1 * 4,05) + (0,25 * 0) = -4,385$ (2) $e^{-4,385} = 0,012\dots$ (3) $0,012\dots / (1 + 0,012\dots) * 100\% = 1,23\%$

12. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,90 - (0,50 * 0) + (0,00 * 58,39) - (0,01 * 4,05) + (0,30 * 10) = -9,405$ (2) $e^{-0,9405} = 0,390\dots$ (3) $0,390\dots / (1 + 0,390\dots) * 100\% = 28,08\%$

13. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,90 - (0,50 * 0) + (0,00 * 58,39) - (0,01 * 4,05) + (0,30 * 0) = -3,9405$ (2) $e^{-3,9405} = 0,019\dots$ (3) $0,019\dots / (1 + 0,019\dots) * 100\% = 1,91\%$

14. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,90 - (0,50 * 1) + (0,00 * 58,39) - (0,01 * 4,05) + (0,30 * 10) = -1,4405$ (2) $e^{-1,4405} = 0,236\dots$ (3) $0,236\dots / (1 + 0,236\dots) * 100\% = 19,15\%$

15. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -3,90 - (0,50 * 1) + (0,00 * 58,39) - (0,01 * 4,05) + (0,30 * 0) = -4,4405$ (2) $e^{-4,4405} = 0,011\dots$ (3) $0,011\dots / (1 + 0,011\dots) * 100\% = 1,17\%$

16. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,04 - (0,68 * 0) + (0,01 * 58,39) + (0,01 * 4,05) - (0,25 * 10) = -2,9156$ (2) $e^{-2,9156} = 0,054\dots$ (3) $0,054\dots / (1 + 0,054\dots) * 100\% = 5,14\%$

17. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,04 - (0,68*0) + (0,01*58,39) + (0,01 *4,05) - (0,25*0) = -0,4156$ (2) $e^{-0,4156} = 0,659\dots$ (3) $0,659\dots/(1+0,659\dots) * 100\% = 39,76\%$

18. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,04 - (0,68*1) + (0,01*58,39) + (0,01 *4,05) - (0,25*10) = -3,5956$, (2) $e^{-3,5946} = 0,027\dots$ (3) $0,027\dots/(1+0,027\dots) * 100\% = 2,67\%$

19. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,04 - (0,68*1) + (0,01*58,39) + (0,01 *4,05) - (0,25*0) = -1,0956$ (2) $e^{-1,0956} = 0,334\dots$ (3) $0,334\dots/(1+0,334\dots) * 100\% = 25,06\%$

20. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -0,42 - (0,59 *0) + (0,00*58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,38 * 10) = -4,139$ (2) $e^{-4,139} = 0,0159\dots$ (3) $0,0159\dots/(1+0,0159\dots) * 100\% = 1,57\%$

21. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -0,42 - (0,59 *0) + (0,00*58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,38 * 0) = -0,339$ (2) $e^{-0,339} = 0,712\dots$ (3) $0,712\dots/(1+0,712\dots) * 100\% = 41,61\%$

22. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -0,42 - (0,59 *1) + (0,00*58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,38 * 10) = -4,729$ (2) $e^{-4,729} = 0,008\dots$ (3) $0,008/(1+0,008\dots) * 100\% = 0,88\%$

23. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -0,42 - (0,59 *1) + (0,00*58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,38 * 0) = -0,929$ (2) $e^{-0,929} = 0,394\dots$ (3) $0,394\dots/(1+0,394\dots) * 100\% = 28,31\%$

24. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,72 - (0,72 *0) + (0,00 * 58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,86 * 1) = -2,499$, (2) $e^{-2,499} = 0,082\dots$ (3) $0,082\dots/(1+0,082\dots) * 100\% = 7,59\%$

25. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,72 - (0,72 * 0) + (0,00 * 58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,86 * 0) = -1,639$, (2) $e^{-1,639} = 0,194\dots$ (3) $0,194\dots / (1 + 0,194\dots) * 100\% = 16,26\%$

26. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,72 - (0,72 * 1) + (0,00 * 58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,86 * 1) = -3,219$ (2) $e^{-3,219} = 0,039\dots$ (3) $0,039\dots / (1 + 0,039\dots) * 100\% = 3,85\%$

27. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,72 - (0,72 * 1) + (0,00 * 58,39) + (0,02 * 4,05) - (0,86 * 0) = -2,359$ (2) $e^{-2,359} = 0,094\dots$ (3) $0,094 / (1 + 0,094\dots) * 100\% = 8,64\%$

28. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 4,50) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 10) - (0,34 * 0,409) = -5,34004$ (2) $e^{-5,34004} = 0,004\dots$ (3) $0,004\dots / (1 + 0,004\dots) * 100\% = 0,48\%$

29. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 4,50) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 0) - (0,34 * 0,409) = -2,64004$ (2) $e^{-2,64004} = 0,071\dots$ (3) $0,071\dots / (1 + 0,071\dots) * 100\% = 6,66\%$

30. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 10) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 5,28) - (0,34 * 0,409) = -3,02064$ (2) $e^{-3,02064} = 0,048\dots$ (3) $0,048\dots / (1 + 0,048\dots) * 100\% = 4,65\%$

31. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 0) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 5,28) - (0,34 * 0,409) = -4,92064$ (2) $e^{-4,92064} = 0,007\dots$ (3) $0,007 / (1 + 0,007\dots) * 100\% = 0,72\%$

32. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) +$

$$(0,19 * 10) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 0) - (0,34 * 0,409) = -0,3435 \quad (2) \quad e^{-0,3435} = 0,709... \quad (3)$$

$$0,709... / (1 + 0,709...) * 100\% = 41,50\%$$

33. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 0) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 10) - (0,34 * 0,409) = -4,9435$ (2) $e^{-4,9435} = 0,0071...$ (3) $0,0071... / (1 + 0,0071...) * 100\% = 0,71\%$

34. De berekening om deze kans te berekenen was als volgt: (1) $\text{Logit}[P(y=1)] = -1,13 - (0,43 * 0,488) + (0,00 * 58,39) + (0,06 * 4,05) - (0,08 * 2,97) - (0,09 * 3,00) + (0,00 * 4,06) + (0,19 * 4,50) - (0,08 * 6,25) - (0,27 * 5,28) - (0,34 * 0,409) = -4,06564$ (2) $e^{-4,06564} = 0,017...$ (3) $0,017... / (1 + 0,017...) * 100\% = 1,69\%$

8. Bibliografie

- Aalberts, C. (2020). *De partij dat ben ik: de politieke beweging van Thierry Baudet*. Uitgeverij Jurgen Maas.
- Barends, I. (2019). *Denk en Forum willen in alle provincies meedoen*.
<https://www.trouw.nl/nieuws/denk-en-forum-willen-in-alle-provincies-meedoen~b20e162f/>
- Binnema, H., & Vollaard, H. (2021). The 2019 provincial elections in the Netherlands: the rise of Forum voor Democratie after a heavily nationalized campaign. *Regional & Federal Studies*, 31(3), 433–446. <https://doi.org/10.1080/13597566.2020.1840365>
- Canovan, M. (1999). Trust the people! Populism and the two faces of democracy. *Political Studies*, XLVII, 2–16. <https://doi.org/10.1111/1467-9248.00184>
- Couperus, S. & Tortola, P.D. (2019). Right-wing populism's (ab)use of the past in Italy and the Netherlands. *Debats*, 4(2), 105-118. <https://doi.org/10.28939/iam.debats-en.2019-9>
- Damhuis, K. (2020). *Roads to the radical right: understanding different forms of electoral support for radical right-wing parties in France and the Netherlands*. Oxford University Press.
- Dijkstra, J. (2013). Put your money where your mouth is: reciprocity, social preferences, trust and contributions to public goods. *Rationality and Society*, 25(3), 290–334.
<https://doi.org/10.1177/1043463113492305>
- De Graaf, P. (2017). *Baudet zat er niet ver naast: militairen vervangen hun uitrustings spullen voor eigen spullen*. <https://www.volkskrant.nl/nieuws-achtergrond/baudet-zat-er-niet-ver-naast-militairen-vervangen-hun-uitrusting-soms-voor-eigen-spullen~b7aed357/>
- De Jonge, L. (2021a). Is the (Mass) Party Really Over? The Case of the Dutch Forum for Democracy. *Politics and Governance*, 9(4), 286–295.
<https://doi.org/10.17645/pag.v9i4.4525>
- De Jonge, L. (2021b). *The success and failure of right-wing populist parties in the Benelux countries* (Ser. Routledge studies in extremism and democracy). Routledge.
- Debat Gemist. (2017, 28 maart). *Verkiezingsuitslag*. [Video].
<https://debatgemist.tweedekamer.nl/debatten/verkiezingsuitslag>
- Documentatiecentrum Nederlandse Politieke Partijen [DNPP]. (2022a). *Forum voor Democratie partijgeschiedenis*. <https://dnpp.nl/pp/fvd/geschied>

- Documentatiecentrum Nederlandse Politieke Partijen [DNPP]. (2022b.) *Ledenaantallen Nederlandse politieke partijen per 1 januari 2017, 2018, en 2019*.
<https://dnpprepo.ub.rug.nl/12303/7/DNPP%20ledentallen%20politieke%20partijen%201-1-2019.pdf>
- Eatwell, R., & Goodwin, M. J. (2018). *National populism: the revolt against liberal democracy*. Pelican.
- Eerste Kamer der Staten-Generaal. (z.d.). *Hoe wordt de Eerste Kamer gekozen?*.
https://www.eerstekamer.nl/faq/hoe_wordt_de_eerste_kamer_gekozen
- Forum voor Democratie [FvD]. (2015, 3 juni). *Hoe & waarom Forum voor Democratie*. [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=tkTlik8GLPI>
- Forum voor Democratie [FvD]. (2016a, 18 mei). *Thierry Baudet 1 juni 2015 lancering Forum voor Democratie*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=vAlEj7H-B8A>
- Forum voor Democratie [FvD]. (2016b, 9 oktober). *Thierry Baudet bij Business Class*. [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=F8gI-swK0JA>
- FvD. (2017). *Verkiezingsprogramma FVD*.
https://dnpprepo.ub.rug.nl/10938/1/FvD_verkprogTK2017.pdf
- Geurkink, B., Zaslove, A., Sluiter, R., & Jacobs, K. (2020). Populist attitudes, political trust, and external political efficacy: old wine in new bottles? *Political Studies*, 68(1), 247–267. <https://doi.org/10.1177/0032321719842768>
- Grael, J., Heine, J. & Lahusen, C. (2013) ‘Who is Afraid of the (Big Bad) European Union? European Integration and Fears about Job Losses’ in Arts, W.A. (ed.) *Value contrasts and consensus in present-day Europe: painting Europe’s moral landscapes*. (pp. 19–43). Brill. https://doi.org/10.1163/9789004261662_003
- Harteveld, E., Van der Brug, W., De Lange, S., & Van der Meer, T. (2021). Multiple roots of the populist radical right: support for the Dutch PVV in cities and the countryside. *European Journal of Political Research*, 61(2), 440–461.
<https://doi.org/10.1111/1475-6765.12452>
- Hello, E., Scheepers, P., & Gijsberts Mérove. (2002). Education and ethnic prejudice in Europe: explanations for cross-national variances in the educational effect on ethnic prejudice. *Scandinavian Journal of Educational Research*, 46(1), 5–24.
<https://doi.org/10.1080/00313830120115589>

- Hendrickx, F. & Mebius, D. (2019). *Hoe de zegetocht van Thierry Baudet tot stand kwam*.
<https://www.volkskrant.nl/nieuws-achtergrond/hoe-de-zegetocht-van-thierry-baudet-tot-stand-kwam~b873ba96/>
- Hertz, N. (2021). *The Lonely Century: How to restore human connection in a world that's pulling apart*. Currency.
- Immerzeel, T., Coffé, H. & van der Lippe, T. (2015). Explaining the Gender Gap in Radical Right Voting: A Cross-national Investigation in 12 Western European Countries. *Comparative European Politics*, 13(2), 263-286.
- Ivarsflaten, E. & Stubager, R. (2012). ‘Voting for the Populist Radical Right in Western Europe’ in Rydgren, J. (ed). *Class Politics and the Radical Right* (pp. 122 – 137). Routledge.
- Kenny, S. (2020). ‘The Challenges of Populism’ in Kenny S., & Ife, J. (eds.) *Populism, democracy and community development* (pp. 21-38). Bristol University Press.
- Kiesraad. (2019a). *Provinciale Staten 20 maart 2019*.
<https://verkiezingsuitslagen.nl/verkiezingen/detail/PS20190320/684842>
- Kiesraad. (2019b, 31 mei). *Uitslag Eerste Kamerverkiezingen 2019*.
<https://www.kiesraad.nl/actueel/nieuws/2019/05/31/uitslag-eerste-kamerverkiezing-2019>
- Knoef, M. & De Vos, K. (2009). *The representativeness of LISS, an online probability panel*. CentERdata.
- Kołczyńska, M. (2020). Democratic values, education, and political trust. *International Journal of Comparative Sociology*, 61(1), 3 – 26.
<https://doi.org/10.1177/0020715220909881>
- LISS Panel. (z.d.). *About the Panel*. <https://www.lissdata.nl/about-panel>
- LISS Panel. (z.d.). *How to use the panel*. <https://www.lissdata.nl/how-use-panel>
- Norris, P. (2005). The ‘New Cleavage’ Thesis: The Social Basis of Right-Wing Support. In *Radical Right: Voters and Parties in the Electoral Market* (pp. 129-148). Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511615955.008>
- Mair, P. (1997). ‘Party Systems and Structures of Competition’ in Van Biezen, I. (ed.) *On Parties, Party Systems and Democracy* (pp.267-280). ECPR Press.
- Mair, P. (2002). ‘Populist Democracy vs. Party Democracy’ in Van Biezen, I. (ed.) *On Parties, Party Systems and Democracy*. (pp. 513-530). ECPR Press.

- Minkenberg, M. (2000). The renewal of the radical right: between modernity and anti-modernity. *Government and Opposition*, 35(2), 170–188.
<https://doi.org/10.1111/1477-7053.00022>
- Mudde, C. (2013). Three decades of populist radical right parties in western Europe: so what? *European Journal of Political Research*, 52(1), 1–19.
<https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2012.02065.x>
- Mudde, C. (2019). *The far right today*. Polity.
- Norris, P., & Inglehart, R. (2019). *Cultural backlash: Trump, Brexit, and the rise of authoritarian populism*. Cambridge University Press.
- NOS. (2017, 1 juni). *Vleugel Baudet arriveert in Kamergebouw*.
<https://nos.nl/artikel/2176134-vleugel-baudet-arriveert-in-kamergebouw>
- NOS. (2018a, 8 november). *FvD-medeprichter Henk Otten lijsttrekker voor Eerste Kamerverkiezingen*. <https://nos.nl/artikel/2258435-fvd-medeprichter-henk-otten-lijsttrekker-voor-eerste-kamerverkiezingen>
- NOS. (2018b, 20 december). *Tweede Kamer neemt Klimaatwet aan*.
<https://nos.nl/artikel/2264417-tweede-kamer-neemt-klimaatwet-aan>
- NOS. (2019a, 19 maart). *TERUGKIJKEN: NOS-verkiezingsdebat over de Provinciale Statenverkiezingen*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=YOasrNJfhlI>
- NOS. (2019b, 21 maart). *FORUM VOOR DEMOCRATIE: Bekijk hier de hele speech van Thierry Baudet*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=HuSkkuEOEa4>
- NRC. (2017, 3 oktober). *Jeanine Hennis stapt op als minister van Defensie*. [Liveblog].
<https://www.nrc.nl/nieuws/2017/10/03/live-hennis-moet-zich-verantwoorden-in-debat-a1575790>
- Otjes, S. (2021). The fight on the right: what drives voting for the Dutch Freedom Party and for the Forum for Democracy? *Acta Politica*, 56(1), 130–162.
<https://doi.org/10.1057/s41269-020-00150-y>
- Oudenampsen, M. (2021). *The rise of the Dutch new right: an intellectual history of the rightward shift in Dutch politics* (Ser. Routledge studies in fascism and the far right). Routledge.
- Pallant, J. (2020). *SPSS survival manual: a step by step guide to data analysis using IBM SPSS*. Open University Press.

- ProDemos Den Haag. (2019, 19 februari). *Hoe wordt de Eerste Kamer gekozen?* [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=isdhkeo2daI&t=63s>
- Rijksoverheid. (z.d.). *Klimaatbeleid*.
<https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/klimaatverandering/klimaatbeleid>
- RTL Nieuws. (2017, 1 juni). *Thierry Baudet verhuist zijn vleugel*. [Video].
<https://www.rtlnieuws.nl/nieuws/laatste-videos-nieuws/video/66686/thierry-baudet-verhuist-zijn-vleugel>
- RTL Nieuws. (2019, 7 maart). *Live: RTL Verkiezingsdebat met acht fractievoorzitters*. [Video]. YouTube. <https://www.youtube.com/watch?v=Y4VpoWcN9mY>
- RTL Talkshow. (2018, 18 september). *Thierry Baudet geloof niet in klimaatmaatregelen: 'Groene gekte' – RTL LATE NIGHT MET TWAN HUYS*. [Video]. YouTube.
<https://www.youtube.com/watch?v=0st0efsfITE>
- Rydgren, J. (2007). The sociology of the radical right. *Annual Review of Sociology*, 33, 241–262.
- Rydgren, J., & Tyrberg, M. (2020). Contextual explanations of radical right-wing party support in Sweden: a multilevel analysis. *European Societies*, 1-26, 1–26.
<https://doi.org/10.1080/14616696.2020.1793213>
- Sartori, G. (1976) “A Typology of Party Systems” in Mair, P. (ed.) *The West European Party System* (pp.316-350). Oxford University Press.
- Savelkoul, M., & Scheepers, P. (2017). Why lower educated people are more likely to cast their vote for radical right parties: testing alternative explanations in the Netherlands. *Acta Politica: International Journal of Political Science*, 52(4), 544–573. <https://doi.org/10.1057/s41269-016-0031-z>
- Schneider, S. L. (2008). Anti-immigrant attitudes in Europe: outgroup size and perceived ethnic threat. *European Sociological Review*, 24(1), 53–67.
<https://doi.org/10.1093/esr/jcm034>
- Siero, F., Huisman, M., & Kiers, H. (2009). *Voortgezette regressie- en variantieanalyse*. Bohn Stafleu van Loghum.
- Sipma, T., Lubbers, M., van der Meer, T., Spierings, N. & Jacobs K. (red.) 2021. *Versplinterde vertegenwoordiging: Nationaal Kiezersonderzoek 2021*. Stichting Kiezersonderzoek Nederland. <https://www.dpes.nl/wp-content/uploads/2021/11/NKO-2021-Versplinterde-vertegenwoordiging.pdf>

- Spierings, N., & Zaslove, A. (2015). Gendering the vote for populist radical-right parties. *Patterns of Prejudice*, 49(1-2), 135–162.
<https://doi.org/10.1080/0031322X.2015.1024404>
- Vallier, K. (2020). *Trust in a polarized age*. Oxford University Press.
- Van der Meer, T., Van der Kolk, H. & Rekker, R. (red.) 2018. Aanhoudend wisselvallig: Nationaal Kiezersonderzoek 2017. *Stichting Kiezersonderzoek Nederland*.
<https://kennisopenbaarbestuur.nl/rapporten-publicaties/aanhoudend-wisselvallig-nationaal-kiezersonderzoek-2017/>
- Van Kessel, S. (2011). Explaining the electoral performance of populist parties: the Netherlands as a case study. *Perspectives on European Politics and Society*, 12(1), 68–88. <https://doi.org/10.1080/15705854.2011.546148>
- Veul, I., Flache, A., & Venema, S. (2016). PVV en SP: ideologische tegenstanders met dezelfde voedingsbodem? *Mens En Maatschappij*, 91(1), 27–52.
<https://doi.org/10.5117/MEM2016.1.VEUL>
- Voerman, G. & Vossen, K. (2019). *Wilders gewogen: 15 jaar reuring in de Nederlandse politiek*. Boom.
- Werts, H., Scheepers, P., & Lubbers, M. (2013). Euro-scepticism and radical right-wing voting in Europe, 2002-2008: social cleavages, socio-political attitudes and contextual characteristics determining voting for the radical right. *European Union Politics*, 14(2), 183–205. <https://doi.org/10.1177/1465116512469287>

9. Bijlagen

Inhoudsopgave bijlagen

- Bijlage 1: Overzicht vragenlijsten, concepten en bijbehorende items p. 80
- Bijlage 2: Controle invloed selectieve nonresponse p. 81
- Bijlage 3: Beschrijvingen items, hercoderingen en schaalconstructies p. 88
 - Intentie om op FvD p. 88
 - Opleidingsniveau p. 90
 - Economische relatieve deprivatie p. 91
 - Economische etnische dreiging p. 95
 - Culturele etnische dreiging p. 98
 - Sociaal vertrouwen p. 100
 - Politiek vertrouwen p. 100
 - Geslacht p. 105
 - Leeftijd p. 106
 - Inkomen p. 106
- Bijlage 4: Uitgevoerde analyses p. 109
 - Descriptieve statistieken p. 109
 - Bivariate statistieken p. 110
 - Regressieanalyses p. 113
 - Model 1 p. 113
 - Model 2a p. 114
 - Model 2b p. 115
 - Model 3 p. 116
 - Model 4 p. 116
 - Model 5 p. 117
 - Model 6 p. 118
 - Model 7 p. 119
 - Model 8a p. 120
 - Model 8b p. 121
 - Model 9 p. 122
 - Model 10 p. 122
 - Model 11 p. 123
 - Model 12 p. 124
 - Model 13 p. 125
 - Model 13 a t/m d p. 126
- Bijlage 5: Modelfit en assumptiecontrole p. 132

Bijlage 1: Overzicht vragenlijsten, concepten en bijbehorende items

In tabel 8 worden de specifieke vragenlijsten en bijbehorende items gegeven die zijn gebruikt om de dataset samen te stellen waarmee in dit onderzoek gewerkt wordt. De naam van de vragenlijst wordt vermeld, evenals de periode van dataverzameling en de specifieke items die gebruikt zijn uit de vragenlijsten. De database met bijbehorende vragenlijsten en items kan openbaar geraadpleegd worden via https://www.dataarchive.lissdata.nl/study_units/view/1

Tabel 8: Overzicht vragenlijsten, items en periode van dataverzameling

Vragenlijst	Periode van dataverzameling	Items
Politics and values – Wave 11	03/12/2018 – 26/03/2019	Cv19k013 Cv19k014 Cv19k017 Cv19k018 Cv19k308
Economic situation: income – Wave 11	04/06/2018 – 31/07/2018	Ci18k006 Ci18k261
Social and cultural report – Part 1	04/06/2018 – 28/08/2018	Or18a299 Or18a300
Personality – Wave 11	06/05/2019 – 28/05/2019	Cp19k019
Background variables	Maart 2019	Geslacht Nettocat Oplcat Leeftijd

Bijlage 2: Controle invloed selectieve nonresponse

Om te controleren of de overgebleven respondenten nog steeds een representatieve steekproef vormden, is er gekeken naar in hoeverre de gemiddelden van de overgebleven respondenten (N = 1208) overeenkomen met de gemiddelden van de groep respondenten die niet meegenomen werd in het huidige onderzoek (N = 7042).

Om dit te doen is er eerst een nieuwe variabele aangemaakt die weergeeft of een respondent meegenomen is in de steekproef (waarde = 1) of niet (waarde = 0). Dit is gedaan middels de volgende syntaxen:

USE ALL.

COMPUTE filter_\$=(FvD_vs_ander >= 0 and oplcat_nieuw >= 0 and ci18k006_nieuw >= 0 and ci18k261_nieuw >= 1 and or18a299_nieuw >= 0 and or18a300_nieuw >= 0 and cp19k019 >= 0 and politiekvertrouwen_schaal >= 0 and geslacht_nieuw >= 0 and leeftijd >= 18 and nettocat_nieuw >= 0).

VARIABLE LABELS filter_\$ 'FvD_vs_ander >= 0 and oplcat_nieuw >= 0 and ci18k006_nieuw >= 0 and '+ 'ci18k261_nieuw >= 1 and or18a299_nieuw >= 0 and or18a300_nieuw >= 0 and cp19k019 >= 0 and '+ 'politiekvertrouwen_schaal >= 0 and geslacht_nieuw >= 0 and leeftijd >= 18 and netto... (FILTER)'

VALUE LABELS filter_\$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.

FORMATS filter_\$ (f1.0).

FILTER BY filter_\$.

EXECUTE.

RECODE filter_\$ (SYSMIS=0) (1=COPY) INTO In_vs_out.

EXECUTE.

De nieuwe variabele 'In_vs_out' kan vervolgens gebruikt worden om de groepen 'wel meegenomen in de steekproef' en 'niet meegenomen in de steekproef' te vergelijken met de variabelen uit het onderzoeksmodel.

Allereerst is er gekeken naar de gemiddelden van beide groepen. De volgende syntax is gebruikt om deze te verkrijgen:

MEANS TABLES=FvD_vs_ander_geslacht_nieuw_leeftijd_netto_cat_nieuw_oplcat_nieuw_ci18k006_nieuw
 ci18k261_nieuw_or18a299_nieuw_or18a300_nieuw_cp19k019_politiekvertrouwen_schaal_BY_In_vs_out
 /CELLS=MEAN COUNT STDDEV.

Hieruit kwam de volgende tabel:

		Report										
In_vs_out	FvD stemme n	gesl acht	Leeft ijd	netto inkome n	Opleidin gsnivea u (laag vs hoog)	Econom ische relatiev e deprivat ie (heden)	Econom ische relatiev e deprivat ie (toekom st)	Econom ische relatiev e deprivat ie etnisch e dreiging	Culturel e etnisch e dreiging	Sociaal vertrou wen	Politiek vertrou wen	
,00	Mean	,0766	,517 8	48,5 6	3,5084	,3605	3,2227	2,9551	4,2109	4,4042	5,97	5,1268
	N	770	7042	7042	6389	7020	3754	3139	3353	3419	3723	4136
	Std. Deviatio n	,26617	,499 72	18,4 36	2,24302	,48019	1,78231	,71865	2,12749	2,40424	2,152	1,99703
1,0 0	Mean	,0902	,488 4	58,3 9	4,0505	,4089	2,9702	2,9901	4,0637	4,4619	6,25	5,2817
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
	Std. Deviatio n	,28663	,500 07	15,5 62	2,02918	,49184	1,62492	,67496	2,11283	2,45696	2,160	1,98435
Tot al	Mean	,0849	,513 5	50,0 0	3,5946	,3676	3,1612	2,9648	4,1719	4,4193	6,04	5,1618
	N	1978	8250	8250	7597	8228	4962	4347	4561	4627	4931	5344
	Std. Deviatio n	,27885	,499 85	18,3 75	2,21915	,48219	1,74850	,70688	2,12438	2,41798	2,157	1,99504

De informatie uit bovenstaande tabel is gebruikt om het volgende overzicht te maken:

	Gemiddelden respondenten in steekproef	Gemiddelden respondenten niet in steekproef
Intentie om FvD te stemmen	9,0%	7,7%
Geslacht	48,8% vrouw, 51,2% man	51,8% vrouw, 48,2% man
Leeftijd	58,39	48,56
Inkomen	4,05	3,51
Opleidingsniveau	40,9% hoog, 59,1% laag	36,1% hoog, 63,9% laag
Economische relatieve deprivatie (heden)	2,97	3,22
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	3,00	2,96
Economische etnische dreiging	4,06	4,21
Culturele etnische dreiging	4,50	4,40
Sociaal vertrouwen	6,25	5,97
Politiek vertrouwen	5,28	5,12

Vervolgens is er gekeken of de gemiddelden van de groepen wel vs niet meegenomen in de steekproef significant van elkaar afweken. Voor de binaire variabelen intentie om op FvD te stemmen, geslacht en opleidingsniveau is een X^2 -toets gebruikt. De syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

CROSSTABS

/TABLES=In_vs_out BY geslacht_nieuw oplcat_nieuw FvD_vs_ander

/FORMAT=AVALUE TABLES

/STATISTICS=CHISQ

/CELLS=COUNT

/COUNT ROUND CELL.

De tabellen die hieruit kwamen voor **geslacht** waren als volgt:

Crosstab

Count

		geslacht		Total
		,00	1,00	
In_vs_out	,00	3396	3646	7042
	1,00	618	590	1208
Total		4014	4236	8250

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	3,553 ^a	1	,059		
Continuity Correction ^b	3,437	1	,064		
Likelihood Ratio	3,552	1	,059		
Fisher's Exact Test				,062	,032
Linear-by-Linear Association	3,553	1	,059		
N of Valid Cases	8250				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 587,75.

b. Computed only for a 2x2 table

De tabellen die eruit kwamen voor **opleidingsniveau** waren als volgt:

Crosstab

Count

		Opleidingsniveau (laag vs hoog)		Total
		,00	1,00	
In_vs_out	,00	4489	2531	7020
	1,00	714	494	1208
Total		5203	3025	8228

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	10,385 ^a	1	,001		
Continuity Correction ^b	10,178	1	,001		
Likelihood Ratio	10,263	1	,001		
Fisher's Exact Test				,001	,001
Linear-by-Linear Association	10,383	1	,001		
N of Valid Cases	8228				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 444,12.

b. Computed only for a 2x2 table

De tabellen die eruit kwamen voor intentie om op FvD te stemmen waren als volgt:

Crosstab

Count

		FvD stemmen		Total
		,00	1,00	
In_vs_out	,00	711	59	770
	1,00	1099	109	1208
Total		1810	168	1978

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	1,120 ^a	1	,290		
Continuity Correction ^b	,952	1	,329		
Likelihood Ratio	1,134	1	,287		
Fisher's Exact Test				,321	,165
Linear-by-Linear Association	1,120	1	,290		
N of Valid Cases	1978				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 65,40.

b. Computed only for a 2x2 table

Uit deze tabellen kan geconcludeerd worden dat het verschil in proporties tussen wel en niet meegenomen in de steekproef met betrekking tot geslacht en intentie om FvD te stemmen niet significant verschillen. Wel is er een significant verschil voor opleidingsniveau gevonden

(X^2 (df=1) = 10,39; $p < 0,01$): het opleidingsniveau van de respondenten die mee zijn genomen in de steekproef is significant hoger dan die niet zijn genomen in de steekproef.

De overige variabelen waren continue variabelen en het verschil in gemiddelden kon worden getoetst middels een independent sample t-test. De syntax om deze tests te verkrijgen was als volgt:

```
T-TEST GROUPS=In_vs_out(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=netto_cat_nieuw leeftijd ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw or18a299_nieuw or18a300_nieuw
cp19k019 politiekvertrouwen_schaal
/CRITERIA=CI(.95).
```

Uit de tabel (zie volgende pagina) valt op dat er een significant verschil in gemiddelden is gevonden voor de variabelen netto inkomen (t (1811) = -8,37; $p < 0,01$), leeftijd (t (1840) = -19,71; $p < 0,01$), economische relatieve deprivatie (heden) (t (2216) = 4,59; $p < 0,01$), economische etnische dreiging (t (4599) = 2,06; $p < 0,05$), sociaal vertrouwen (t (4929) = -3,84; $p < 0,01$) en politiek vertrouwen (t (5342) = -2,38; $p < 0,05$)

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
netto inkomen	Equal variances assumed	25,100	,000	-7,817	7595	,000	-,54212	,06935	-,67807	-,40618
	Equal variances not assumed			-8,369	1810,850	,000	-,54212	,06478	-,66917	-,41508
Leeftijd	Equal variances assumed	99,575	,000	-17,493	8248	,000	-9,830	,562	-10,932	-8,729
	Equal variances not assumed			-19,709	1839,851	,000	-9,830	,499	-10,808	-8,852
Economische relatieve deprivatie (heden)	Equal variances assumed	19,556	,000	4,374	4960	,000	,25250	,05773	,13932	,36568
	Equal variances not assumed			4,586	2215,668	,000	,25250	,05506	,14452	,36048
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	Equal variances assumed	6,567	,010	-1,462	4345	,144	-,03498	,02393	-,08190	,01193
	Equal variances not assumed			-1,503	2320,037	,133	-,03498	,02327	-,08062	,01065
Economische etnische dreiging	Equal variances assumed	1,029	,310	2,064	4559	,039	,14711	,07126	,00741	,28682
	Equal variances not assumed			2,071	2146,732	,038	,14711	,07103	,00782	,28641
Culturele etnische dreiging	Equal variances assumed	2,713	,100	-,713	4625	,476	-,05771	,08094	-,21638	,10096
	Equal variances not assumed			-,706	2077,873	,480	-,05771	,08178	-,21809	,10267
Sociaal vertrouwen	Equal variances assumed	,282	,595	-3,842	4929	,000	-,274	,071	-,414	-,134
	Equal variances not assumed			-3,835	2040,779	,000	-,274	,071	-,414	-,134
Politiek vertrouwen	Equal variances assumed	,551	,458	-2,375	5342	,018	-,15490	,06522	-,28275	-,02704
	Equal variances not assumed			-2,383	1976,236	,017	-,15490	,06499	-,28236	-,02744

Bijlage 3: Beschrijvingen items, hercoderingen en schaalconstructies

In deze bijlage wordt per concept uit het onderzoeksmodel beschreven welk item uit de database van het LISS panel gebruikt is, wat de originele antwoordcategorieën waren en hoe de originele items gehercodeerd zijn. Ook worden er per item histogrammen en/of frequentieverdelingen gegeven om inzicht te geven in hoe de items verdeeld waren. Daarnaast wordt er voor de variabele ‘politiek vertrouwen’ beschreven hoe de schaalconstructie tot stand is gekomen.

Intentie om op FvD te stemmen

Om de intentie om op FvD te stemmen te meten is het item ‘cv19k308’ gebruikt. Het item meet wat de intentie is van respondenten om op welke partij te stemmen, mochten vandaag de dag Twee Kamer verkiezingen plaats vinden. Doordat de vragenlijst uitgezet is tussen 03/12/2018 – 26/03/2019 meet het de intentie van respondenten in deze periode. De vraag die aan de respondenten gesteld werd was als volgt: *If parliamentary elections were held today, for which party would you vote?*, waarna ze vervolgens uit de volgende antwoordcategorieën konden kiezen:

- | | |
|-----|---|
| 1 | <i>I would not vote</i> |
| 2 | <i>VVD (liberal party)</i> |
| 3 | <i>PVV (Wilders freedom party)</i> |
| 4 | <i>CDA (Christian democrat party)</i> |
| 5 | <i>D66 (social-liberal party)</i> |
| 6 | <i>GroenLinks (green party)</i> |
| 7 | <i>SP (socialist party)</i> |
| 8 | <i>PvdA (labor party)</i> |
| 9 | <i>ChristenUnie (Christian union party)</i> |
| 10 | <i>Partij voor de Dieren (animal welfare party)</i> |
| 11 | <i>50Plus (fifty plus party)</i> |
| 12 | <i>SGP (Christian Reformed party)</i> |
| 13 | <i>DENK</i> |
| 14 | <i>Forum voor Democratie (Party for Democracy)</i> |
| 15 | <i>blank</i> |
| 16 | <i>other party</i> |
| 998 | <i>I prefer not to say</i> |
| 999 | <i>I don't know</i> |

De frequentieverdeling van het originele item was als volgt:

		cv19k308			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	104	1,1	4,1	4,1
	2	283	2,9	11,1	15,2
	3	166	1,7	6,5	21,7
	4	196	2,0	7,7	29,4
	5	134	1,4	5,3	34,7
	6	263	2,7	10,3	45,0
	7	158	1,6	6,2	51,3
	8	163	1,7	6,4	57,7
	9	97	1,0	3,8	61,5
	10	80	,8	3,1	64,6
	11	77	,8	3,0	67,6
	12	30	,3	1,2	68,8
	13	8	,1	,3	69,1
	14	168	1,7	6,6	75,7
	15	33	,3	1,3	77,0
	16	18	,2	,7	77,8
	998	55	,6	2,2	79,9
999	511	5,2	20,1	100,0	
	Total	2544	25,8	100,0	
Missing	System	7312	74,2		
Total		9856	100,0		

Omdat niet alle antwoorden bruikbaar zijn, zijn de antwoordcategorieën 998 en 999 aangemerkt als missende waarden. Om vervolgens de intentie om op FvD te stemmen te kunnen meten, is er een dummy-variabele gecreëerd waarbij antwoordcategorie 14 de waarde 1 heeft gekregen en antwoordcategorieën 1 t/m 13, 15 en 16 hebben de waarde 0. De syntax om de dummy te verkrijgen was als volgt:

```
RECODE cv19k308 (14=1) (15=0) (16=0) (998=SYSMIS) (999=SYSMIS) (1 thru 13=0) INTO FvD_vs_ander.
VARIABLE LABELS FvD_vs_ander 'If parliamentary elections were held today, for which party would '+
'you vote?'.
EXECUTE.
```

De frequentieverdeling van de nieuwe dummy-variabele ‘intentie om op FvD te stemmen’ was als volgt:

		Stemmen FvD			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	,00	1810	18,4	91,5	91,5
	1,00	168	1,7	8,5	100,0
	Total	1978	20,1	100,0	
Missing	System	7878	79,9		
Total		9856	100,0		

Opleidingsniveau

Om het concept opleidingsniveau te meten is het item ‘oplcat’ gebruikt. Het item meet wat het hoogst behaalde niveau van onderwijs is waar iemand een diploma voor heeft behaald. De originele antwoordcategorieën waren als volgt:

- 1 *primary school*
- 2 *vmbo (intermediate secondary education, US: junior high school)*
- 3 *havo/vwo (higher secondary education/preparatory university education, US: senior high school)*
- 4 *mbo (intermediate vocational education, US: junior college)*
- 5 *hbo (higher vocational education, US: college)*
- 6 *wo (university)*

De frequentieverdeling van het originele item was als volgt:

		Oplcat			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	571	6,9	6,9	6,9
	2	1712	20,8	20,8	27,7
	3	934	11,3	11,4	39,1
	4	1986	24,1	24,1	63,2
	5	1997	24,2	24,3	87,5
	6	1028	12,5	12,5	100,0
	Total		8228	99,7	100,0
Missing	System	22	,3		
Total		8250	100,0		

Om opleidingsniveau correct te meten (zoals beschreven in de data en methodensectie) is het item ‘oplcat’ gehercodeerd, waar antwoordcategorieën 1 t/m 4 de waarde 0 hebben gekregen

en 5 t/m 6 de waarde 1. Waarde 0 geeft hierbij aan dat de respondent laag opgeleid is (mbo behaald of lager) waar de waarde 1 aangeeft dat de respondent hoog opgeleid is (hbo of hoger). Het nieuwe item heet oplcat_nieuw en de syntax om de nieuwe deze te verkrijgen was als volgt:

```
RECODE oplcat (1 thru 4=0) (5 thru 6=1) INTO oplcat_nieuw.
VARIABLE LABELS oplcat_nieuw 'Opleidingsniveau (laag vs hoog)'.
EXECUTE.
```

De nieuwe variabele is als volgt verdeeld:

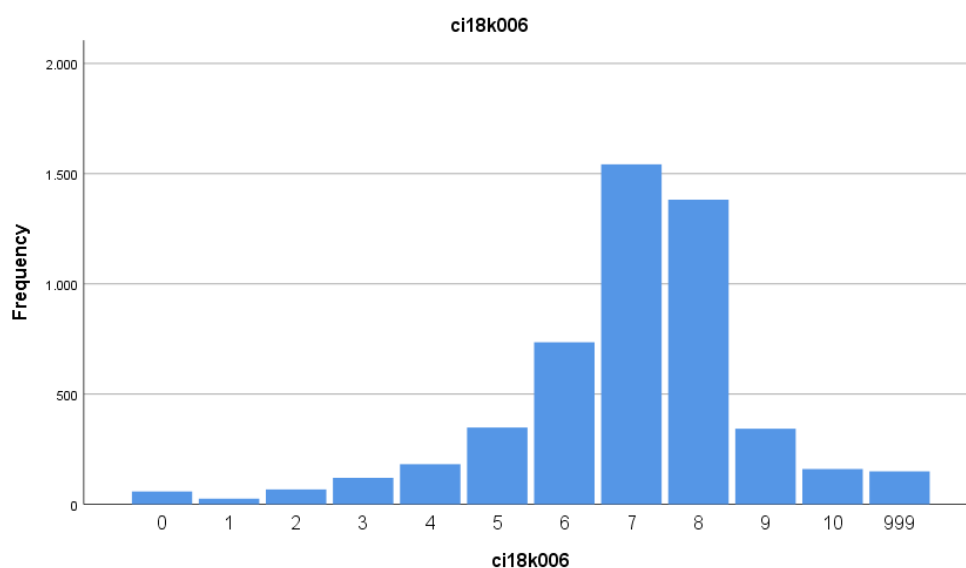
Opleidingsniveau (laag vs hoog)					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	5203	63,1	63,2	63,2
	1,00	3025	36,7	36,8	100,0
	Total	8228	99,7	100,0	
Missing	System	22	,3		
Total		8250	100,0		

Economische relatieve deprivatie

Om het concept economische relatieve deprivatie te meten zijn twee items gebruikt. De items zijn 'ci18k006' en 'ci18k261'. Item 'ci18k006' meet in hoeverre de respondent tevreden is met zijn/haar financiële situatie. De vraag die de respondent werd gesteld was als volgt: *How satisfied are you with your financial situation?*, waarna ze vervolgens uit de volgende antwoordcategorieën kon kiezen:

0 *not at all satisfied*
 ...
 10 *entirely satisfied*
 99 *I don't know*

Het originele item was als volgt verdeeld:

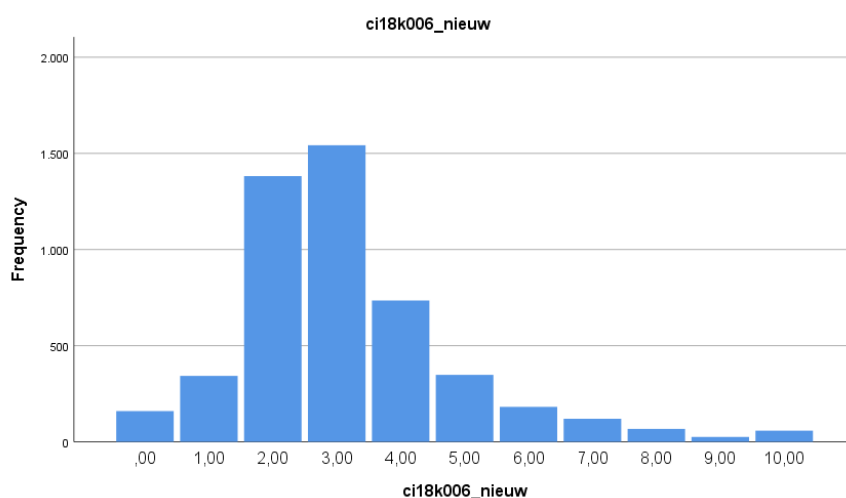


		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	58	,7	1,1	1,1
	1	25	,3	,5	1,6
	2	67	,8	1,3	2,9
	3	120	1,5	2,3	5,3
	4	182	2,2	3,6	8,8
	5	348	4,2	6,8	15,7
	6	735	8,9	14,4	30,0
	7	1542	18,7	30,2	60,2
	8	1382	16,8	27,0	87,2
	9	343	4,2	6,7	94,0
	10	160	1,9	3,1	97,1
	999	149	1,8	2,9	100,0
	Total	5111	62,0	100,0	
Missing	System	3139	38,0		
Total		8250	100,0		

Omdat niet alle antwoordcategorieën bruikbaar zijn, is antwoordcategorie 999 aangeduid als missende waarde. Daarnaast zijn de overige antwoordcategorieën zijn gespiegeld, waar 0 komt te staan voor ‘entirely satisfied’ en 10 voor ‘not at all satisfied’. Het nieuwe item heet **ci18k006_nieuw** en de syntax om het nieuwe item te verkrijgen was als volgt:

RECODE ci18k006 (999=SYSMIS) (0=10) (1=9) (2=8) (3=7) (4=6) (5=5) (6=4) (7=3) (8=2) (9=1) (10=0)
 INTO ci18k006_nieuw.
 EXECUTE.

De verdeling van het gehercodeerde item was als volgt:

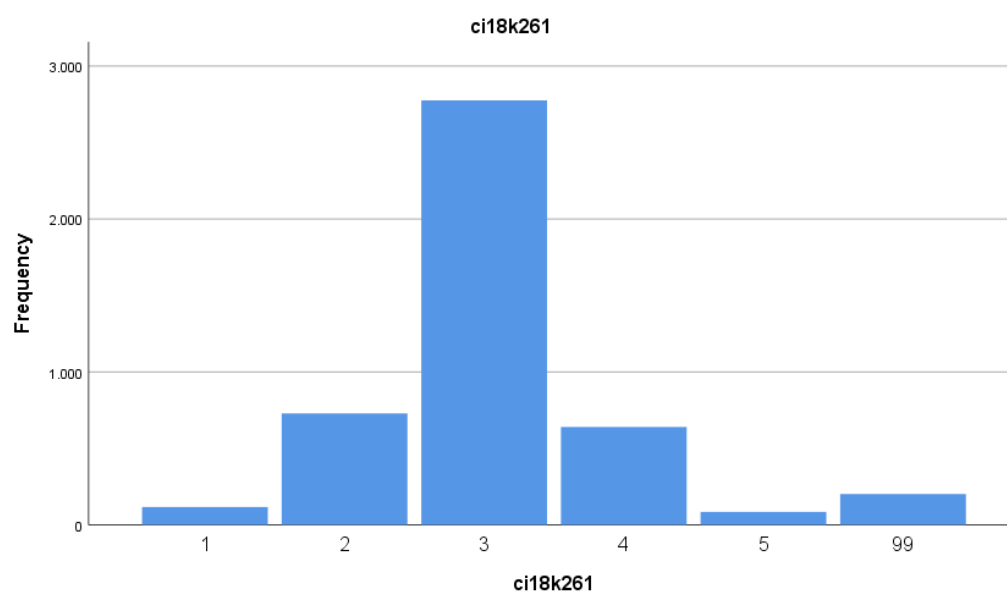


		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	160	1,9	3,2	3,2
	1,00	343	4,2	6,9	10,1
	2,00	1382	16,8	27,9	38,0
	3,00	1542	18,7	31,1	69,1
	4,00	735	8,9	14,8	83,9
	5,00	348	4,2	7,0	90,9
	6,00	182	2,2	3,7	94,6
	7,00	120	1,5	2,4	97,0
	8,00	67	,8	1,4	98,3
	9,00	25	,3	,5	98,8
	10,00	58	,7	1,2	100,0
		Total	4962	60,1	100,0
Missing	System	3288	39,9		
Total		8250	100,0		

Item ci18k261 meet in hoeverre respondenten verwachten dat hun financiële situatie in de komende 12 maanden zal verbeteren of verslechteren. De vraag die de respondent gesteld werd was als volgt: *do you expect your financial situation to get better or worse over the coming 12 months?*, waarna ze vervolgens uit de volgende antwoordcategorieën konden kiezen:

- 1 will get much better
 2 will get slightly better
 3 will remain more or less the same
 4 will get a bit worse
 5 will get a lot worse
 99 I don't know

Het originele item was als volgt verdeeld:



ci18k261

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	117	1,4	2,6	2,6
	2	729	8,8	16,0	18,6
	3	2776	33,6	61,0	79,6
	4	640	7,8	14,1	93,7
	5	85	1,0	1,9	95,6
	99	202	2,4	4,4	100,0
	Total	4549	55,1	100,0	
Missing	System	3701	44,9		
Total		8250	100,0		

Omdat niet alle antwoordcategorieën bruikbaar waren, is antwoordcategorie 99 aangeduid als missende waarde. Het nieuwe item zonder deze antwoordcategorie heet ci18k261_nieuw en de syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

RECODE ci18k261 (99=SYSMIS) (0 thru 5=Copy) INTO ci18k261_nieuw.

VARIABLE LABELS ci18k261_nieuw.

EXECUTE.

De verdeling van het nieuwe item was als volgt:

		ci18k261_nieuw		Valid	Cumulative
		Frequency	Percent	Percent	Percent
Valid	1,00	117	1,4	2,7	2,7
	2,00	729	8,8	16,8	19,5
	3,00	2776	33,6	63,9	83,3
	4,00	640	7,8	14,7	98,0
	5,00	85	1,0	2,0	100,0
	Total	4347	52,7	100,0	
Missing	System	3903	47,3		
Total		8250	100,0		

Statistics

ci18k261_nieuw

N	Valid	4347
	Missing	3903
Mean		2,9648
Median		3,0000
Mode		3,00
Std. Deviation		,70688

Economische etnische dreiging

Om het concept economische etnische dreiging te meten is het item 'or18a299' gebruikt. Het item meet in hoeverre respondenten vinden dat het goed of slecht is voor de Nederlandse economie dat mensen uit andere landen naar Nederland toe komen. De vraag die gesteld werd aan respondenten was als volgt: *do you think that, in general, it is good or bad for the Dutch economy that people from other countries are coming to live in the Netherlands?*, waarna ze vervolgens uit de volgende antwoordcategorieën konden kiezen:

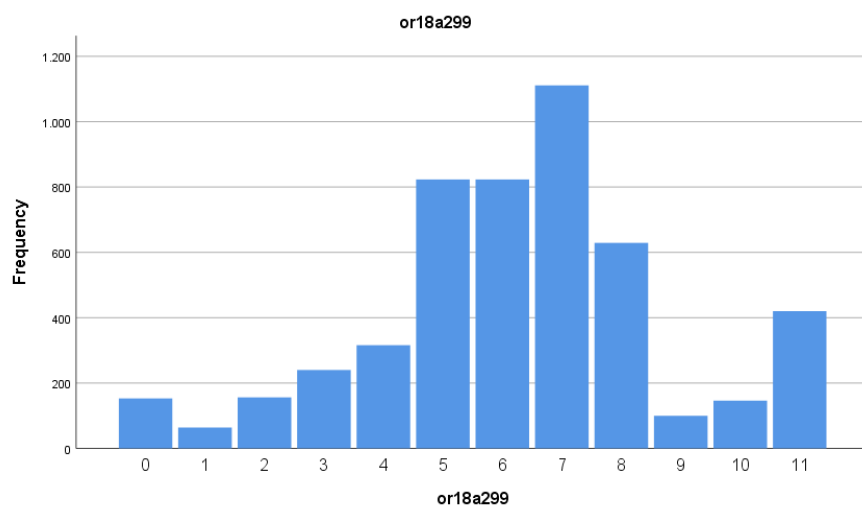
0 *Bad for the economy*

...

10 *Good for the economy*

11 *I don't know*

Het item was als volgt verdeeld:



		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	153	1,9	3,1	3,1
	1	64	,8	1,3	4,4
	2	156	1,9	3,1	7,5
	3	240	2,9	4,8	12,3
	4	316	3,8	6,3	18,7
	5	823	10,0	16,5	35,2
	6	823	10,0	16,5	51,7
	7	1111	13,5	22,3	74,0
	8	629	7,6	12,6	86,6
	9	100	1,2	2,0	88,6
	10	146	1,8	2,9	91,6
	11	420	5,1	8,4	100,0
	Total	4981	60,4	100,0	
Missing	System	3269	39,6		
	Total	8250	100,0		

Omdat niet alle antwoordcategorieën bruikbaar waren is antwoordcategorie 11 aangeduid als missende waarde. Daarnaast zijn voor een logische interpretatie van het onderzoeksmodel de antwoordcategorieën 0 t/m 10 gespiegeld, waardoor 0 nu staat voor ‘good for the economy’ en 10 ‘bad for the economy’. Het nieuwe item heet **or18a299_nieuw** en de syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

RECODE or18a299 (11=SYSMIS) (0=10) (1=9) (2=8) (3=7) (4=6) (5=5) (6=4) (7=3) (8=2) (9=1) (10=0)

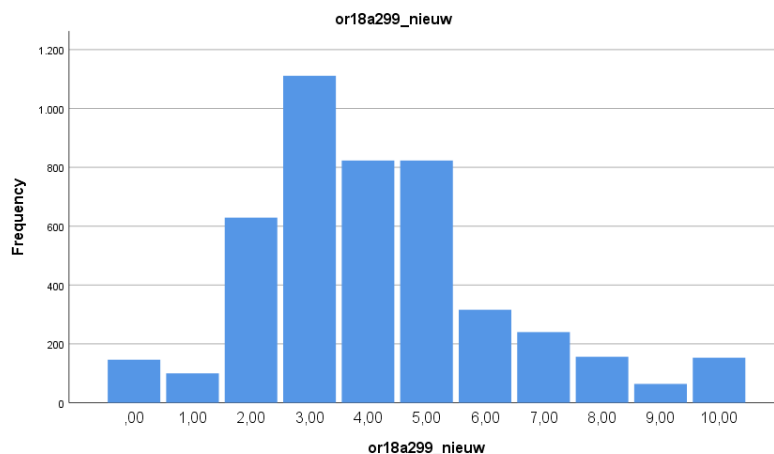
INTO or18a299_nieuw.

VARIABLE LABELS or18a299_nieuw.

EXECUTE.

Het nieuwe item was als volgt

verdeeld:



		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	146	1,8	3,2	3,2
	1,00	100	1,2	2,2	5,4
	2,00	629	7,6	13,8	19,2
	3,00	1111	13,5	24,4	43,5
	4,00	823	10,0	18,0	61,6
	5,00	823	10,0	18,0	79,6
	6,00	316	3,8	6,9	86,6
	7,00	240	2,9	5,3	91,8
	8,00	156	1,9	3,4	95,2
	9,00	64	,8	1,4	96,6
	10,00	153	1,9	3,4	100,0
	Total	4561	55,3	100,0	
Missing	System	3689	44,7		
Total		8250	100,0		

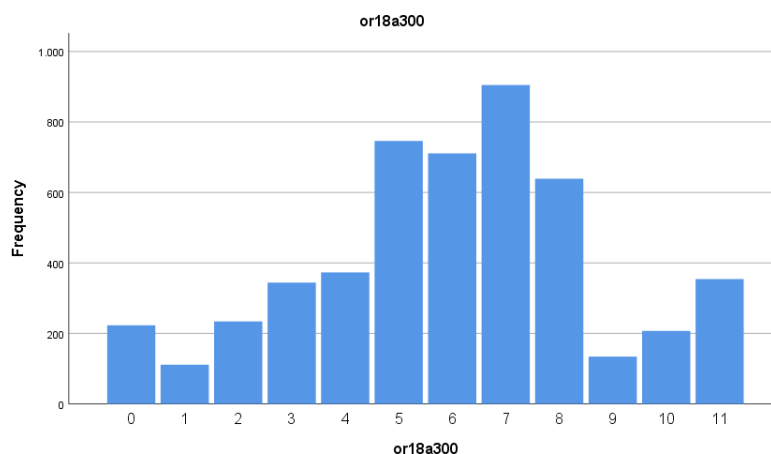
Culturele etnische dreiging

Om het concept culturele etnische dreiging te meten is item 'or18a300' gebruikt. Het item meet in hoeverre respondenten vinden dat de Nederlandse cultuur verrijkt of ondermijnd wordt door de komst van mensen uit het buitenland. De vraag die gesteld werd aan de respondenten was als volgt: *Do you think that, in general, cultural life in the Netherlands has*

been undermined or enriched by people from other countries moving to the Netherlands?,
waarna ze konden kiezen uit de volgende antwoordcategorieën:

- 0 0 Cultural life has been undermined
...
10 10 Cultural life has been enriched
11 11 I don't know

De verdeling van het originele item
was als volgt:



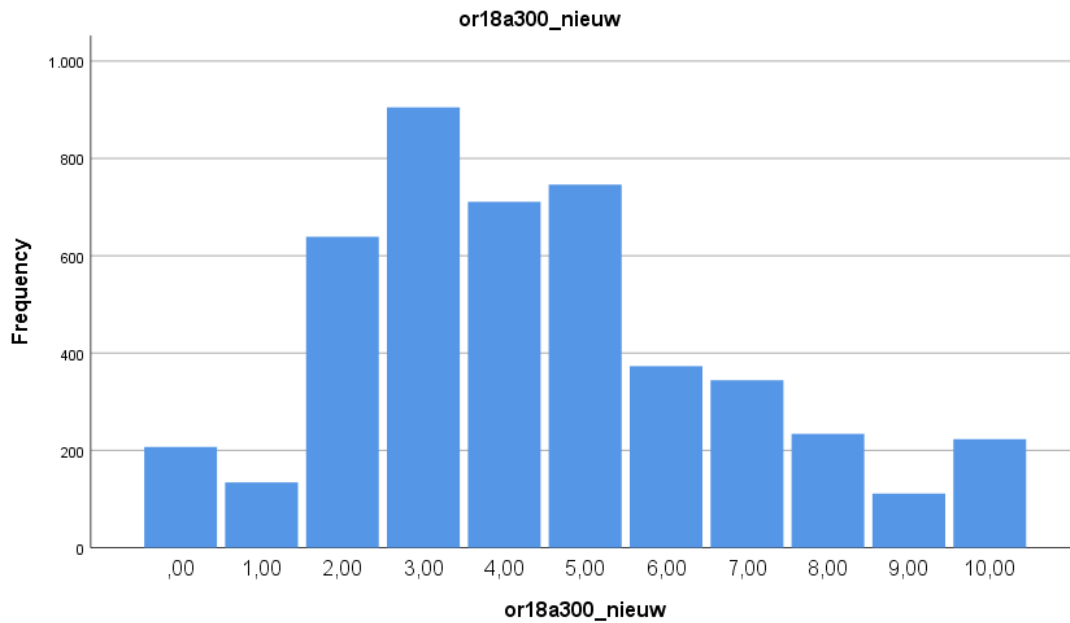
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0	223	2,7	4,5	4,5
	1	111	1,3	2,2	6,7
	2	234	2,8	4,7	11,4
	3	344	4,2	6,9	18,3
	4	373	4,5	7,5	25,8
	5	746	9,0	15,0	40,8
	6	711	8,6	14,3	55,0
	7	905	11,0	18,2	73,2
	8	639	7,7	12,8	86,0
	9	134	1,6	2,7	88,7
	10	207	2,5	4,2	92,9
	11	354	4,3	7,1	100,0
	Total	4981	60,4	100,0	
Missing	System	3269	39,6		
Total		8250	100,0		

Omdat niet alle antwoordcategorieën bruikbaar waren is antwoordcategorie 11 aangeduid als missende waarde. Daarnaast zijn voor een logische interpretatie van het onderzoeksmodel de antwoordcategorieën 0 t/m 10 gespiegeld, waardoor 0 nu staat voor 'cultural life has been

enriched’ en 10 voor ‘cultural life has been undermined’. Het nieuwe item heet **or18a300_nieuw** en de syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

```
RECODE or18a300 (11=SYSMIS) (0=10) (1=9) (2=8) (3=7) (4=6) (5=5) (6=4) (7=3) (8=2) (9=1) (10=0)
INTO or18a300_nieuw.
VARIABLE LABELS or18a300_nieuw.
EXECUTE.
```

Het nieuwe item was als volgt verdeeld:



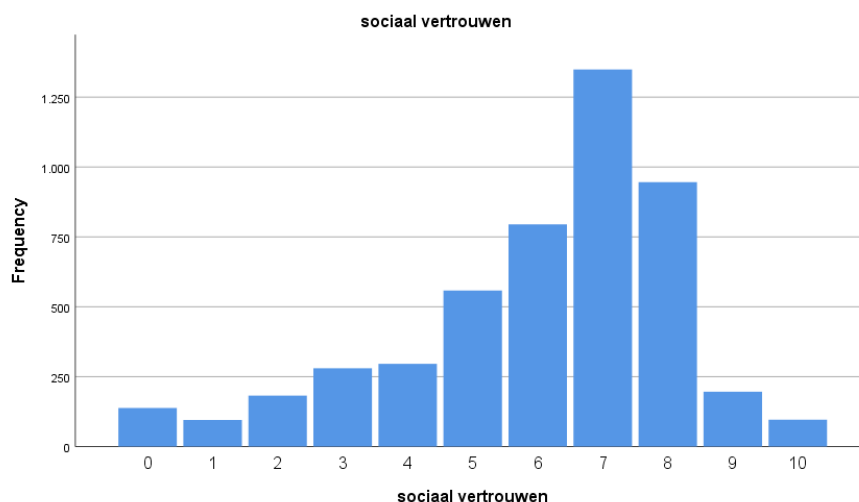
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	207	2,5	4,5	4,5
	1,00	134	1,6	2,9	7,4
	2,00	639	7,7	13,8	21,2
	3,00	905	11,0	19,6	40,7
	4,00	711	8,6	15,4	56,1
	5,00	746	9,0	16,1	72,2
	6,00	373	4,5	8,1	80,3
	7,00	344	4,2	7,4	87,7
	8,00	234	2,8	5,1	92,8
	9,00	111	1,3	2,4	95,2
	10,00	223	2,7	4,8	100,0
	Total	4627	56,1	100,0	
Missing	System	3623	43,9		
Total		8250	100,0		

Sociaal vertrouwen

Om het concept sociaal vertrouwen te meten is item 'cp19k019' gebruikt. Het item meet in hoeverre respondenten vinden dat mensen vertrouwd kunnen worden. De vraag die aan de respondenten gesteld werd, was als volgt: *Generally speaking, would you say that most people can be trusted, or that you can't be too careful in dealing with people?*, waarna respondenten uit de volgende antwoordcategorieën konden kiezen:

- 0 0 You can't be too careful
 ...
 10 10 Most people can be trusted

Er waren geen onbruikbare antwoordcategorieën. De verdeling van het originele item was als volgt:



sociaal vertrouwen		
N	Valid	4931
	Missing	3319
Mean		6,04
Median		7,00
Mode		7
Std. Deviation		2,157

Politiek vertrouwen

Om politiek vertrouwen volledig te kunnen meten, is er een schaalconstructie gemaakt van vier items. De vier items waren 'cv19k013', 'cv19k014', 'cv19k017' en 'cv19k018'.

Cv19k013 meet in hoeverre individuen vertrouwen hebben in de Nederlandse overheid.

Cv19k014 meet in hoeverre individuen vertrouwen hebben in het Nederlandse parlement.

Cv19k017 meet in hoeverre individuen vertrouwen hebben in politici. Cv19k018 meet in

hoeveer individuen vertrouwen hebben in politieke partijen. Bij alle vier de items waren de antwoordcategorieën gelijk aan elkaar:

0 no confidence at all

...

10 full confidence

999 I don't know

De verdeling van de vier items was als volgt:

cv19k013

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent	
Valid	0	251	3,0	4,6	4,6	
	1	128	1,6	2,3	6,9	
	2	227	2,8	4,1	11,0	
	3	345	4,2	6,3	17,3	
	4	431	5,2	7,8	25,1	
	5	847	10,3	15,4	40,6	
	6	1090	13,2	19,8	60,4	
	7	1288	15,6	23,4	83,8	
	8	670	8,1	12,2	96,0	
	9	87	1,1	1,6	97,6	
	10	11	,1	,2	97,8	
	999	121	1,5	2,2	100,0	
	Total		5496	66,6	100,0	
	Missing	System	2754	33,4		
Total		8250	100,0			

cv19k014

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent	
Valid	0	215	2,6	3,9	3,9	
	1	136	1,6	2,5	6,4	
	2	182	2,2	3,3	9,7	
	3	311	3,8	5,7	15,4	
	4	377	4,6	6,9	22,2	
	5	870	10,5	15,8	38,0	
	6	1108	13,4	20,2	58,2	
	7	1323	16,0	24,1	82,3	
	8	665	8,1	12,1	94,4	
	9	98	1,2	1,8	96,2	
	10	8	,1	,1	96,3	
	999	203	2,5	3,7	100,0	
	Total		5496	66,6	100,0	
	Missing	System	2754	33,4		
Total		8250	100,0			

cv19k017

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent	
Valid	0	305	3,7	5,5	5,5	
	1	246	3,0	4,5	10,0	
	2	304	3,7	5,5	15,6	
	3	438	5,3	8,0	23,5	
	4	573	6,9	10,4	34,0	
	5	1059	12,8	19,3	53,2	
	6	1248	15,1	22,7	75,9	
	7	902	10,9	16,4	92,3	
	8	247	3,0	4,5	96,8	
	9	26	,3	,5	97,3	
	10	6	,1	,1	97,4	
	999	142	1,7	2,6	100,0	
	Total		5496	66,6	100,0	
	Missing	System	2754	33,4		
Total		8250	100,0			

cv19k018

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent	
Valid	0	283	3,4	5,1	5,1	
	1	245	3,0	4,5	9,6	
	2	343	4,2	6,2	15,8	
	3	447	5,4	8,1	24,0	
	4	588	7,1	10,7	34,7	
	5	1086	13,2	19,8	54,4	
	6	1247	15,1	22,7	77,1	
	7	860	10,4	15,6	92,8	
	8	225	2,7	4,1	96,9	
	9	22	,3	,4	97,3	
	10	5	,1	,1	97,4	
	999	145	1,8	2,6	100,0	
	Total		5496	66,6	100,0	
	Missing	System	2754	33,4		
Total		8250	100,0			

Antwoordcategorie 999 is bij alle vier de items aangeduid als missende waarde. Daarom zijn er vier nieuwe items zonder deze antwoordcategorie. De syntax om deze vier items te verkrijgen was als volgt:

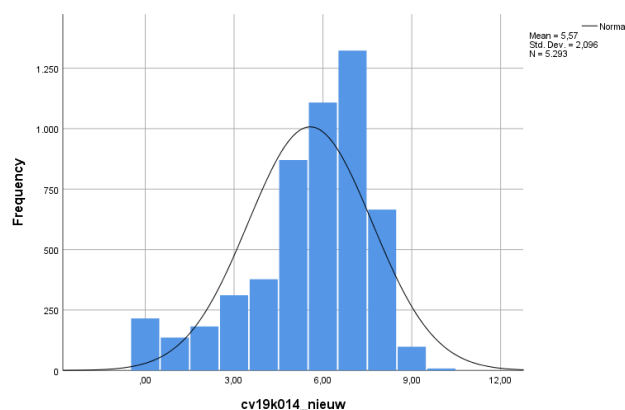
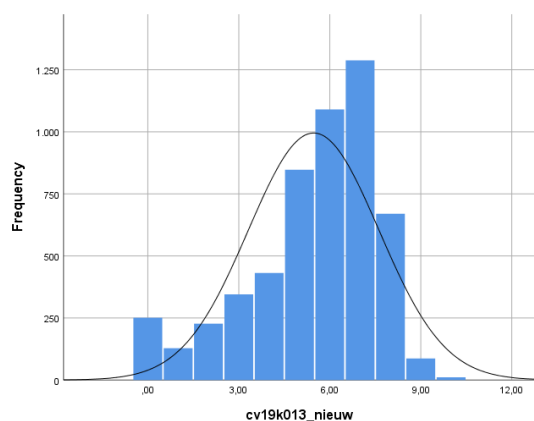
```
RECODE cv19k013 (999=SYSMIS) (0 thru 10=Copy) INTO cv19k013_nieuw.
VARIABLE LABELS cv19k013_nieuw.
EXECUTE.
```

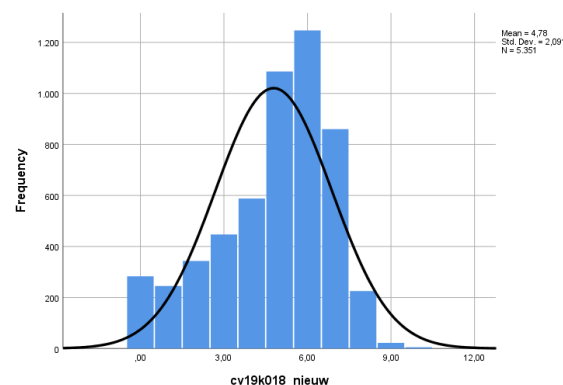
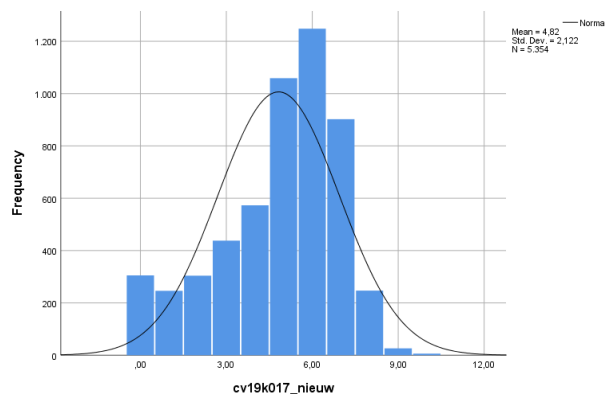
```
RECODE cv19k014 (999=SYSMIS) (0 thru 10=Copy) INTO cv19k014_nieuw.
VARIABLE LABELS cv19k014_nieuw.
EXECUTE.
```

```
RECODE cv19k017 (999=SYSMIS) (0 thru 10=Copy) INTO cv19k017_nieuw.
VARIABLE LABELS cv19k017_nieuw.
EXECUTE.
```

```
RECODE cv19k018 (999=SYSMIS) (0 thru 10=Copy) INTO cv19k018_nieuw.
VARIABLE LABELS cv19k018_nieuw.
EXECUTE.
```

Vervolgens is er gekeken of de nieuwe items niet extreem scheef verdeeld waren, omdat dit mogelijk problemen oplevert bij het construeren van een schaalconstructie. Uit de histogrammen bleek dat de items niet extreem scheef verdeeld waren. De histogrammen waren als volgt:





Vervolgens is er een Cronbach's Alfa uitgerekend om de betrouwbaarheid van een mogelijke schaalconstructie te meten. De Cronbach's Alfa is 0,958. Dit betekent dat het een zeer betrouwbare schaal is. De syntax die gebruikt is om de Cronbach's alfa uit te rekenen was als volgt:

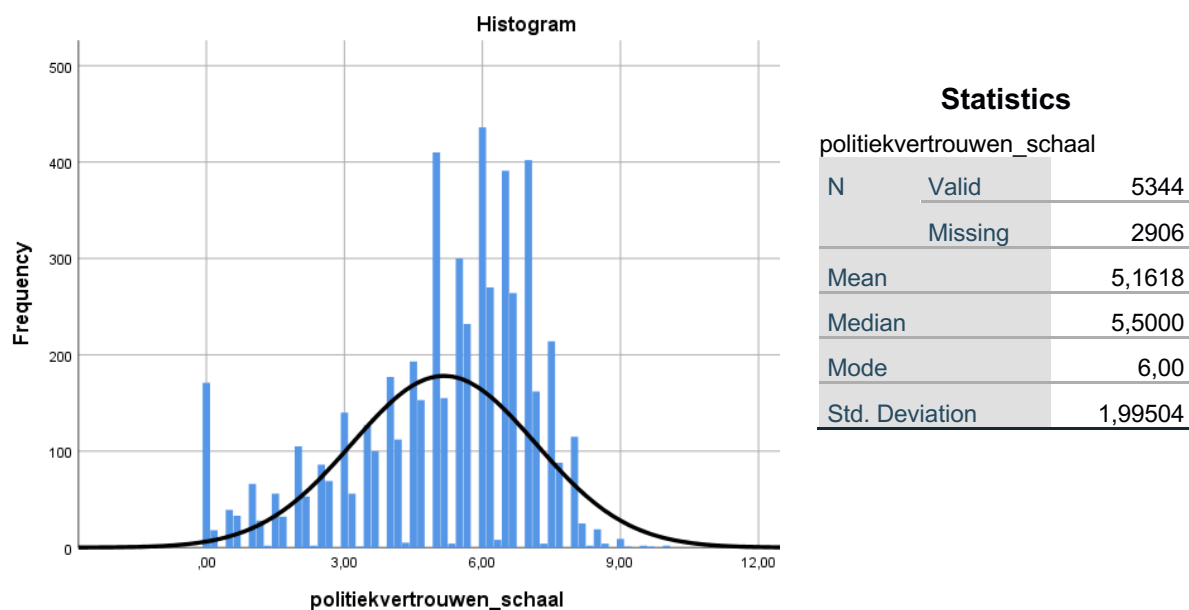
RELIABILITY

```
/VARIABLES=cv19k013_nieuw cv19k014_nieuw cv19k017_nieuw cv19k018_nieuw
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL
/MODEL=ALPHA.
```

Vervolgens is er een schaalvariabele geconstrueerd die het gemiddelde weergeeft van de antwoorden op de individuele items. Er is gebruikt gemaakt van de mean.x functie in SPSS, waar respondenten minstens drie van de vier items beantwoord moeten hebben. Dit is gedaan zodat hoe dan ook vertrouwen in politici en/of partijen **en** vertrouwen in de overheid en/of het parlement wordt meegenomen. Het nieuwe item heet **politiekvertrouwen_schaal** en de syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

```
COMPUTE politiekvertrouwen_schaal=mean.3(cv19k017_nieuw, cv19k018_nieuw, cv19k013_nieuw,
cv19k014_nieuw).
EXECUTE.
```

Vervolgens is er gekeken naar de verdeling van de nieuwe schaalvariabele. De verdeling was als volgt:



Geslacht

Om het concept geslacht te meten is het item 'geslacht' gebruikt. De originele antwoordcategorieën waren als volgt:

1 Male

2 Female

Het originele item was als volgt verdeeld:

		geslacht			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	1	4014	48,7	48,7	48,7
	2	4236	51,3	51,3	100,0
Total		8250	100,0	100,0	

Het item is gehercodeerd zodat de waarde 0 voor man staat en de waarde 1 voor man. Dit maakt het gemakkelijker om de effecten af te lezen voor geslacht. Het nieuwe item heet **geslacht_nieuw** en de syntax om het item te hercoderen was als volgt:

RECODE geslacht (1=0) (2=1) INTO geslacht_nieuw.

VARIABLE LABELS geslacht_nieuw 'geslacht'.

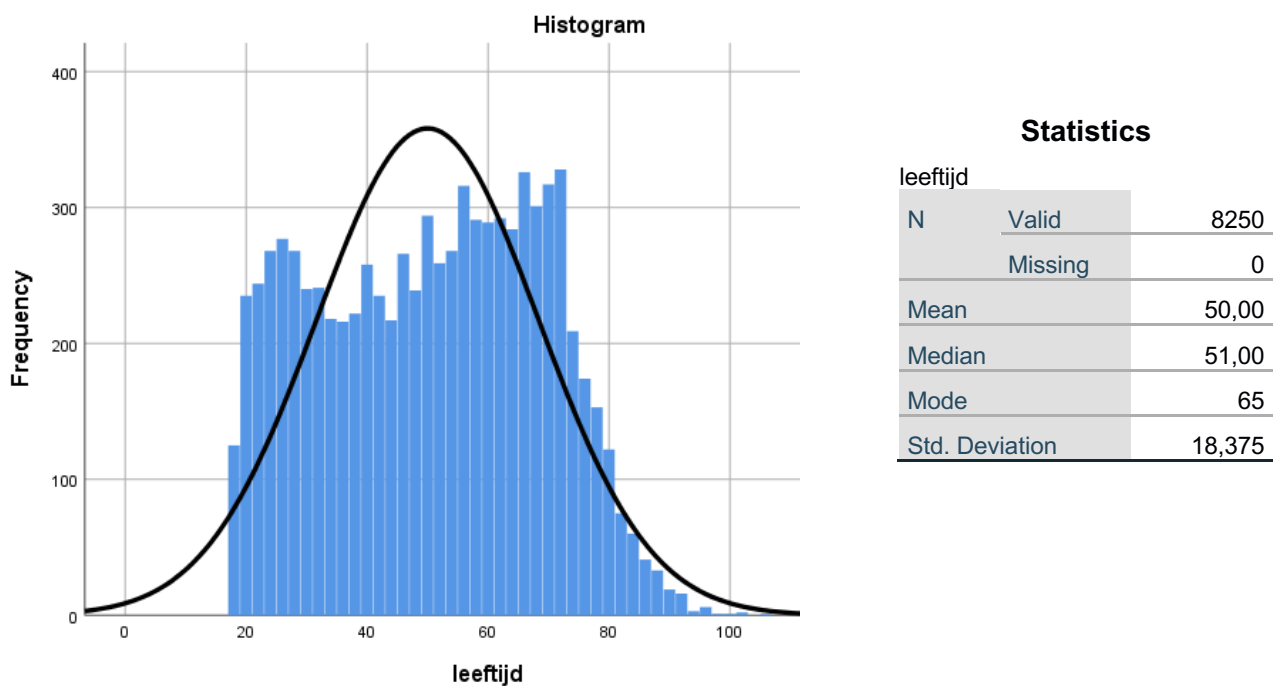
EXECUTE.

Het nieuwe item was als volgt verdeeld:

		geslacht			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	4014	48,7	48,7	48,7
	1,00	4236	51,3	51,3	100,0
	Total	8250	100,0	100,0	

Leeftijd

Om de leeftijd van de respondenten te meten is het item 'leeftijd' gebruikt. Het item is afgeleid uit de geboortedatum die de respondent heeft ingevuld bij deelname aan het LISS panel. De leeftijd van de respondent in de dataset is de leeftijd die hij of zij had in maart 2019. Omdat het een onderzoek naar stemgedrag betreft, zijn alle respondenten jonger dan 18 jaar uit de dataset verwijderd. De verdeling van het item was als volgt:



Inkomen

Om het inkomen van de respondenten te meten is het item 'netto cat' gebruikt. Het item is gemeten door respondenten te vragen naar hun netto inkomen. Ze konden kiezen uit de volgende antwoordcategorieën:

- 0 No income
 1 EUR 500 or less
 2 EUR 501 to EUR 1000
 3 EUR 1001 to EUR 1500
 4 EUR 1501 to EUR 2000
 5 EUR 2001 to EUR 2500
 6 EUR 2501 to EUR 3000
 7 EUR 3001 to EUR 3500
 8 EUR 3501 to EUR 4000
 9 EUR 4001 to EUR 4500
 10 EUR 4501 to EUR 5000
 11 EUR 5001 to EUR 7500
 12 More than EUR 7500
 13 I really don't know
 14 I prefer not to say

De verdeling van het originele item was als volgt:

		nettocat			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	0	885	10,7	10,8	10,8
	1	387	4,7	4,7	15,5
	2	1111	13,5	13,5	29,0
	3	1208	14,6	14,7	43,7
	4	1516	18,4	18,4	62,1
	5	1213	14,7	14,8	76,9
	6	654	7,9	8,0	84,9
	7	309	3,7	3,8	88,6
	8	155	1,9	1,9	90,5
	9	62	,8	,8	91,3
	10	29	,4	,4	91,6
	11	45	,5	,5	92,2
	12	23	,3	,3	92,4
	13	253	3,1	3,1	95,5
	14	368	4,5	4,5	100,0
	Total	8218	99,6	100,0	
Missing	System	32	,4		
	Total	8250	100,0		

Omdat niet alle antwoordcategorieën bruikbaar waren, zijn antwoordcategorieën 13 en 14 aangeduid als missende waarden. Het nieuwe item zonder deze antwoordcategorieën heet **nettocat_nieuw** en de syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

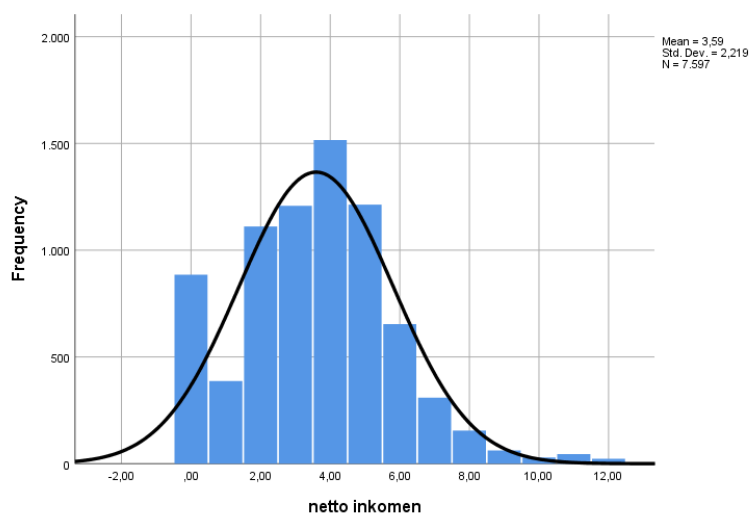
RECODE nettocat (13=SYSMIS) (14=SYSMIS) (0 thru 12=Copy) INTO nettocat_nieuw.

VARIABLE LABELS nettocat_nieuw 'netto inkomen'.

EXECUTE.

De verdeling van het nieuwe item was als volgt:

		netto inkomen			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	,00	885	10,7	11,6	11,6
	1,00	387	4,7	5,1	16,7
	2,00	1111	13,5	14,6	31,4
	3,00	1208	14,6	15,9	47,3
	4,00	1516	18,4	20,0	67,2
	5,00	1213	14,7	16,0	83,2
	6,00	654	7,9	8,6	91,8
	7,00	309	3,7	4,1	95,9
	8,00	155	1,9	2,0	97,9
	9,00	62	,8	,8	98,7
	10,00	29	,4	,4	99,1
	11,00	45	,5	,6	99,7
	12,00	23	,3	,3	100,0
		Total	7597	92,1	100,0
Missing	System	653	7,9		
Total		8250	100,0		



Bijlage 4: Uitgevoerde analyses

Descriptieve statistieken

Om de descriptieve statistieken te verkrijgen, is de volgende syntax gebruikt:

```
FREQUENCIES VARIABLES=FvD_vs_ander_geslacht_nieuw_leeftijd_nettoincat_nieuw_oplcat_nieuw
ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw or18a299_nieuw or18a300_nieuw cp19k019_politiekvertrouwen_schaal
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
/ORDER=ANALYSIS.
```

Uit de output zijn de volgende tabellen gebruikt:

		Statistics										
		FvD stemmen	gesl acht	Leeft ijd	netto inkome n	Opleidin gsnivea u (laag vs hoog)	Econom ische relatiev e deprivat ie (heden)	Econom ische relatiev e deprivat ie (toekom st)	Econom ische etnische dreiging	Culturel e etnische dreiging	Sociaal vertrou wen	Politiek vertrou wen
N	Valid	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
	Miss ing	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
	Mean	,0902	,488 4	58,3 9	4,0505	,4089	2,9702	2,9901	4,0637	4,4619	6,25	5,2817
	Std. Deviation	,28663	,500 07	15,5 62	2,02918	,49184	1,62492	,67496	2,11283	2,45696	2,160	1,98435
	Minimum	,00	,00	18	,00	,00	,00	1,00	,00	,00	0	,00
	Maximum	1,00	1,00	91	12,00	1,00	10,00	5,00	10,00	10,00	10	10,00

		FvD stemmen			Cumulative
		Frequency	Percent	Valid Percent	Percent
Valid	,00	1099	91,0	91,0	91,0
	1,00	109	9,0	9,0	100,0
	Total	1208	100,0	100,0	

		geslacht			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	618	51,2	51,2	51,2
	1,00	590	48,8	48,8	100,0
Total		1208	100,0	100,0	

		Opleidingsniveau (laag vs hoog)			
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	714	59,1	59,1	59,1
	1,00	494	40,9	40,9	100,0
Total		1208	100,0	100,0	

Bivariate statistieken

Om de *Pearson's* correlaties tussen de variabelen uit te rekenen, is eerst de volgende syntax gebruikt:

CORRELATIONS

```
/VARIABLES=FvD_vs_ander_geslacht_nieuw_leeftijd_nettoaat_nieuw_oplcat_nieuw_ci18k006_nieuw  
ci18k261_nieuw_or18a299_nieuw_or18a300_nieuw_cp19k019_politiekvertrouwen_schaal  
/PRINT=TWOTAIL NOSIG  
/MISSING=PAIRWISE.
```

Hier kwam de volgende tabel uit:

		FvD stemmen	geslacht	Leeftijd	netto inkomen	Opleidingsniveau (laag vs. hoog)	Economische relatieve deprivatie (heden)	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	Economische etnische dreiging	Culturele etnische dreiging	Sociaal vertrouwen	Politiek vertrouwen
FvD stemmen	Pearson Correlation	1	-.094**	.020	.015	-.097**	.057*	.022	.171**	.237**	-.183**	-.261**
	Sig. (2-tailed)		.001	.489	.604	.001	.046	.450	.000	.000	.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
geslacht	Pearson Correlation	-.094**	1	-.049	-.444**	-.082**	.049	.066*	.047	-.118**	-.006	.041
	Sig. (2-tailed)	.001		.091	.000	.004	.092	.022	.106	.000	.830	.156
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Leeftijd	Pearson Correlation	.020	-.049	1	-.014	-.206**	-.139**	.286**	.021	.054	.071*	-.059*
	Sig. (2-tailed)	.489	.091		.635	.000	.000	.000	.462	.061	.013	.040
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
netto inkomen	Pearson Correlation	.015	-.444**	-.014	1	.355**	-.294**	-.073*	-.145**	-.062*	.167**	.123**
	Sig. (2-tailed)	.604	.000	.635		.000	.000	.011	.000	.030	.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Opleidingsniveau (laag vs. hoog)	Pearson Correlation	-.097**	-.082**	-.206**	.355**	1	-.158**	-.080**	-.175**	-.233**	.221**	.244**
	Sig. (2-tailed)	.001	.004	.000	.000		.000	.005	.000	.000	.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Economische relatieve deprivatie (heden)	Pearson Correlation	.057*	.049	-.139**	-.294**	-.158**	1	.076**	.199**	.152**	-.316**	-.313**
	Sig. (2-tailed)	.046	.092	.000	.000	.000		.008	.000	.000	.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	Pearson Correlation	.022	.066*	.286**	-.073*	-.080**	.076**	1	.140**	.100**	-.067*	-.130**
	Sig. (2-tailed)	.450	.022	.000	.011	.005	.008		.000	.001	.021	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Economische etnische dreiging	Pearson Correlation	.171**	.047	.021	-.145**	-.175**	.199**	.140**	1	.682**	-.288**	-.317**
	Sig. (2-tailed)	.000	.106	.462	.000	.000	.000	.000		.000	.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Culturele etnische dreiging	Pearson Correlation	.237**	-.118**	.054	-.062*	-.233**	.152**	.100**	.682**	1	-.343**	-.346**
	Sig. (2-tailed)	.000	.000	.061	.030	.000	.000	.001	.000		.000	.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Sociaal vertrouwen	Pearson Correlation	-.183**	-.006	.071*	.167**	.221**	-.316**	-.067*	-.288**	-.343**	1	.435**
	Sig. (2-tailed)	.000	.830	.013	.000	.000	.000	.021	.000	.000		.000
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208
Politiek vertrouwen	Pearson Correlation	-.261**	.041	-.059*	.123**	.244**	-.313**	-.130**	-.317**	-.346**	.435**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	.156	.040	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000	
	N	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208	1208

**Correlation is significant at the 0,01 level (2 tailed)

*Correlation is significant at the 0,05 level (2 tailed)

Omdat de *intentie om FvD te stemmen*, *geslacht*, en *opleidingsniveau* dichotome variabelen zijn, is er om de samenhang tussen deze variabelen te bekijken de Cramer's V uitgerekend. De syntaxen die gebruikt zijn om deze te verkrijgen waren als volgt:

CROSSTABS

```

/TABLES=FvD_vs_ander BY geslacht_nieuw
/FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI
/CELLS=COUNT
/COUNT ROUND CELL.
    
```

CROSSTABS

```

/TABLES=FvD_vs_ander BY oplcat_nieuw
/FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI
/CELLS=COUNT
/COUNT ROUND CELL.
    
```

CROSSTABS

```

/TABLES=geslacht_nieuw BY oplcat_nieuw
/FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=PHI
/CELLS=COUNT
/COUNT ROUND CELL.
    
```

Hier kwamen de volgende tabellen uit:

FvD stemmen * geslacht Crosstabulation

Count	geslacht		Total
	,00	1,00	
FvD stemmen	,00	546	1099
	1,00	72	109
Total		618	1208

FvD stemmen * Opleidingsniveau (laag vs hoog) Crosstabulation

Count	Opleidingsniveau (laag vs hoog)		Total
	,00	1,00	
FvD stemmen	,00	633	1099
	1,00	81	109
Total		714	1208

geslacht * Opleidingsniveau (laag vs hoog) Crosstabulation

Count	Opleidingsniveau (laag vs hoog)		Total
	,00	1,00	
geslacht	,00	341	618
	1,00	373	590
Total		714	1208

Symmetric Measures

	Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,094
	Cramer's V	,094
N of Valid Cases		1208

Symmetric Measures

	Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,097
	Cramer's V	,097
N of Valid Cases		1208

Symmetric Measures

	Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,082
	Cramer's V	,082
N of Valid Cases		1208

Regressieanalyses

Om de modellen te schatten, zijn verschillende regressieanalyses uitgevoerd. De volgende bladzijden geven een overzicht van de gebruikte syntaxen en de SPSS output waarmee de tabellen in het resultatenhoofdstuk tot stand mee zijn gekomen. De syntaxen en SPSS output wordt per model gegeven.

Model 1:

Syntax:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw
/PRINT=GOODFIT CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	12,193	3	,007
	Block	12,193	3	,007
	Model	12,193	3	,007

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	720,034 ^a	,010	,022

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	3,175	8	,923

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,780	,236	10,931	1	,001	,459	,289	,728
	Leeftijd	,003	,007	,250	1	,617	1,003	,990	1,016
	netto inkomen	-,058	,057	1,047	1	,306	,943	,843	1,055
	Constant	-1,939	,504	14,787	1	,000	,144		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen.

Model 2a:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw ci18k006_nieuw

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	16,177	4	,003
	Block	16,177	4	,003
	Model	16,177	4	,003

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R	Nagelkerke R
		Square	Square
1	716,049 ^a	,013	,029

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	2,489	8	,962

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,730	,236	9,594	1	,002	,482	,304	,765
	Leeftijd	,006	,007	,675	1	,411	1,006	,992	1,019
	netto inkomen	-,017	,061	,082	1	,775	,983	,873	1,107
	Economische relatieve deprivatie (heden)	,127	,062	4,202	1	,040	1,135	1,006	1,282
	Constant	-2,653	,621	18,270	1	,000	,070		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische relatieve deprivatie (heden).

Model 2b:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw ci18k261_nieuw

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	12,854	4	,012
	Block	12,854	4	,012
	Model	12,854	4	,012

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	719,372 ^a	,011	,023

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	6,331	8	,610

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	geslacht	-,790	,236	11,186	1	,001	,454	,286	,721
	Leeftijd	,002	,007	,057	1	,811	1,002	,988	1,015
	netto inkomen	-,057	,057	,989	1	,320	,945	,845	1,057
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	,128	,158	,662	1	,416	1,137	,835	1,549
	Constant	-2,230	,622	12,851	1	,000	,107		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische relatieve deprivatie (toekomst).

Model 3:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw or18a299_nieuw

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	43,918	4	,000
	Block	43,918	4	,000
	Model	43,918	4	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	688,308 ^a	,036	,079

a. Estimation terminated at iteration number 5 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	12,314	8	,138

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,737	,240	9,408	1	,002	,478	,299	,766
	Leeftijd	,003	,007	,202	1	,653	1,003	,990	1,017
	netto inkomen	-,013	,058	,047	1	,829	,987	,881	1,107
	Economische etnische dreiging	,245	,043	32,917	1	,000	1,278	1,175	1,390
	Constant	-3,240	,578	31,379	1	,000	,039		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische etnische dreiging.

Model 4:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw or18a300_nieuw

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	69,613	4	,000
	Block	69,613	4	,000
	Model	69,613	4	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	662,613 ^a	,056	,123

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	8,538	8	,383

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,503	,249	4,083	1	,043	,605	,371	,985
	Leeftijd	,004	,007	,291	1	,590	1,004	,990	1,018
	netto inkomen	-,006	,060	,009	1	,925	,994	,884	1,118
	Culturele etnische dreiging	,304	,041	54,738	1	,000	1,356	1,251	1,470
	Constant	-3,898	,622	39,293	1	,000	,020		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Culturele etnische dreiging.

Model 5:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw cp19k019

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	47,470	4	,000
	Block	47,470	4	,000
	Model	47,470	4	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	684,756 ^a	,039	,085

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	4,183	8	,840

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,681	,241	7,968	1	,005	,506	,315	,812
	Leeftijd	,008	,007	1,173	1	,279	1,008	,994	1,021
	netto inkomen	,005	,059	,008	1	,929	1,005	,896	1,128
	Sociaal vertrouwen	-,252	,041	37,103	1	,000	,777	,717	,843
	Constant	-1,043	,528	3,904	1	,048	,352		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Sociaal vertrouwen.

Model 6:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw politiekvertrouwen_schaal

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	80,100	4	,000
	Block	80,100	4	,000
	Model	80,100	4	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	652,126 ^a	,064	,141

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	3,505	8	,899

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	geslacht	-,591	,244	5,885	1	,015	,554	,344	,893
	Leeftijd	,001	,007	,012	1	,911	1,001	,987	1,015
	netto inkomen	,018	,060	,090	1	,764	1,018	,906	1,144
	Politiek vertrouwen	-,381	,046	67,765	1	,000	,683	,624	,748
	Constant	-,423	,557	,576	1	,448	,655		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Politiek vertrouwen.

Model 7:

Syntax:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw
/PRINT=GOODFIT CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Omnibus Tests of Model Coefficients

Step		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	25,127	4	,000
	Block	25,127	4	,000
	Model	25,127	4	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	707,099 ^a	,021	,045

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	5,537	8	,699

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-,717	,237	9,137	1	,003	,488	,307	,777
	Leeftijd	-,001	,007	,038	1	,846	,999	,985	1,012
	netto inkomen	,018	,061	,087	1	,768	1,018	,903	1,149
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,855	,247	11,948	1	,001	,425	,262	,691
	Constant	-1,716	,520	10,908	1	,001	,180		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Opleidingsniveau (laag vs hoog).

Model 8a:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT ci18k006_nieuw

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,352 ^a	,124	,121	1,52338	,124	42,568	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
		B	Std. Error	Coefficients Beta		
1	(Constant)	5,287	,220		23,997	,000
	geslacht	-,342	,098	-,105	-3,475	,001
	Leeftijd	-,017	,003	-,167	-6,040	,000
	netto inkomen	-,249	,026	-,311	-9,646	,000
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,299	,098	-,091	-3,057	,002

a. Dependent Variable: Economische relatieve deprivatie (heden)

Model 8b:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT ci18k261_nieuw

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,300 ^a	,090	,087	,64503	,090	29,653	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
		B	Std. Error	Coefficients Beta		
1	(Constant)	2,276	,093		24,397	,000
	geslacht	,083	,042	,061	1,985	,047
	Leeftijd	,013	,001	,288	10,231	,000
	netto inkomen	-,014	,011	-,042	-1,279	,201
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,001	,041	-,001	-,022	,983

a. Dependent Variable: Economische relatieve deprivatie (toekomst)

Model 9:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT or18a299_nieuw

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,196 ^a	,039	,035	2,07509	,039	12,075	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	4,829	,300		16,088	,000
	geslacht	-,039	,134	-,009	-,291	,771
	Leeftijd	-,001	,004	-,010	-,349	,727
	netto inkomen	-,102	,035	-,098	-2,908	,004
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,614	,133	-,143	-4,604	,000

a. Dependent Variable: Economische etnische dreiging

Model 10:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT or18a300_nieuw

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,274 ^a	,075	,072	2,36687	,075	24,408	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	5,587	,342		16,319	,000
	geslacht	-,789	,153	-,161	-5,164	,000
	Leeftijd	,000	,004	-,002	-,056	,955
	netto inkomen	-,064	,040	-,053	-1,603	,109
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-1,135	,152	-,227	-7,457	,000

a. Dependent Variable: Culturele etnische dreiging

Model 11:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT cp19k019

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,274 ^a	,075	,072	2,081	,075	24,426	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
		B	Std. Error	Coefficients Beta		
1	(Constant)	4,200	,301		13,954	,000
	geslacht	,318	,134	,074	2,367	,018
	Leeftijd	,017	,004	,119	4,188	,000
	netto inkomen	,137	,035	,129	3,883	,000
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	,905	,134	,206	6,763	,000

a. Dependent Variable: Sociaal vertrouwen

Model 12:

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA CHANGE

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT politiekvertrouwen_schaal

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw.

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics			Sig. F Change
						F Change	df1	df2	
1	,262 ^a	,069	,066	1,91805	,069	22,221	4	1203	,000

a. Predictors: (Constant), Opleidingsniveau (laag vs hoog), geslacht, Leeftijd, netto inkomen

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized	t	Sig.
		B	Std. Error	Coefficients Beta		
1	(Constant)	4,438	,277		15,998	,000
	geslacht	,388	,124	,098	3,131	,002
	Leeftijd	-,001	,004	-,008	-,275	,784
	netto inkomen	,087	,033	,089	2,667	,008
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	,883	,123	,219	7,164	,000

a. Dependent Variable: Politiek vertrouwen

Model 13:

Syntax:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw
or18a299_nieuw

or18a300_nieuw cp19k019 politiekvertrouwen_schaal oplcat_nieuw

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	108,841	10	,000
	Block	108,841	10	,000
	Model	108,841	10	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	623,385 ^a	,086	,190

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	3,360	8	,910

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	geslacht	-,434	,259	2,816	1	,093	,648	,390	1,076
	Leeftijd	,002	,008	,043	1	,836	1,002	,986	1,018
	netto inkomen	,063	,068	,864	1	,353	1,065	,933	1,216
	Economische relatieve deprivatie (heden)	-,083	,071	1,341	1	,247	,921	,801	1,059
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,094	,170	,307	1	,579	,910	,653	1,269
	Economische etnische dreiging	,000	,062	,000	1	,995	1,000	,885	1,130
	Culturele etnische dreiging	,193	,059	10,788	1	,001	1,212	1,081	1,360
	Sociaal vertrouwen	-,082	,050	2,686	1	,101	,921	,836	1,016

Politiek vertrouwen	-,267	,056	23,111	1	,000	,765	,686	,854
Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,340	,266	1,633	1	,201	,712	,423	1,199
Constant	-1,133	,915	1,532	1	,216	,322		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische relatieve deprivatie (heden), Economische relatieve deprivatie (toekomst), Economische etnische dreiging, Culturele etnische dreiging, Sociaal vertrouwen, Politiek vertrouwen, Opleidingsniveau (laag vs hoog).

Syntax model 13a t/m d:

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw

/METHOD=ENTER or18a299_nieuw

/METHOD=ENTER or18a300_nieuw

/METHOD=ENTER cp19k019

/PRINT=GOODFIT CI(95)

/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).

Model 13a output:

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	28,464	6	,000
	Block	28,464	6	,000
	Model	28,464	6	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	703,762 ^a	,023	,051

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	10,048	8	,262

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step	geslacht	-,687	,238	8,344	1	,004	,503	,315	,802
1 ^a	Leeftijd	,000	,007	,003	1	,955	1,000	,985	1,014
	netto inkomen	,050	,064	,615	1	,433	1,052	,927	1,193
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,825	,248	11,078	1	,001	,438	,270	,712
	Economische relatieve deprivatie (heden)	,107	,064	2,756	1	,097	1,112	,981	1,261
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	,095	,158	,358	1	,550	1,099	,806	1,500
	Constant	-2,541	,710	12,824	1	,000	,079		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Opleidingsniveau (laag vs hoog), Economische relatieve deprivatie (heden), Economische relatieve deprivatie (toekomst).

Model 13b

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	24,352	1	,000
	Block	24,352	1	,000
	Model	52,816	7	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R	Nagelkerke R
		Square	Square
1	679,410 ^a	,043	,094

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	3,739	8	,880

Variables in the Equation

Step		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
1 ^a	geslacht	-,665	,243	7,477	1	,006	,514	,319	,828
	Leeftijd	,001	,007	,015	1	,902	1,001	,986	1,016
	netto inkomen	,060	,065	,841	1	,359	1,061	,935	1,205
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,701	,251	7,780	1	,005	,496	,303	,812
	Economische relatieve deprivatie (heden)	,042	,066	,398	1	,528	1,043	,915	1,188
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,010	,165	,003	1	,954	,990	,717	1,368
	Economische etnische dreiging	,224	,045	24,876	1	,000	1,252	1,146	1,367
	Constant	-3,209	,742	18,720	1	,000	,040		

a. Variable(s) entered on step 1: Economische etnische dreiging.

Model 13c output:

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	22,149	1	,000
	Block	22,149	1	,000
	Model	74,965	8	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R	Nagelkerke R
		Square	Square
1	657,261 ^a	,060	,132

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	11,717	8	,164

Variables in the Equation

Step		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	geslacht	-,465	,253	3,387	1	,066	,628	,383	1,031
1 ^a	Leeftijd	,002	,008	,091	1	,763	1,002	,987	1,017
	netto inkomen	,054	,067	,650	1	,420	1,055	,926	1,202
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,548	,256	4,557	1	,033	,578	,350	,956
	Economische relatieve deprivatie (heden)	,033	,067	,248	1	,619	1,034	,907	1,178
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,020	,167	,015	1	,903	,980	,706	1,359
	Economische etnische dreiging	,028	,061	,219	1	,640	1,029	,914	1,158
	Culturele etnische dreiging	,268	,057	22,235	1	,000	1,307	1,169	1,461
	Constant	-3,865	,776	24,792	1	,000	,021		

a. Variable(s) entered on step 1: Culturele etnische dreiging.

Model 13d output:**Omnibus Tests of Model Coefficients**

Step		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	10,586	1	,001
	Block	10,586	1	,001
	Model	85,551	9	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	646,675 ^a	,068	,150

a. Estimation terminated at iteration number 6 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	15,677	8	,047

Variables in the Equation

Step 1 ^a		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
	geslacht	-,463	,256	3,281	1	,070	,629	,381	1,039
	Leeftijd	,005	,008	,468	1	,494	1,005	,990	1,021
	netto inkomen	,062	,067	,854	1	,355	1,064	,933	1,213
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,432	,260	2,768	1	,096	,649	,390	1,080
	Economische relatieve deprivatie (heden)	-,015	,069	,045	1	,832	,986	,861	1,128
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,050	,168	,088	1	,766	,951	,684	1,323
	Economische etnische dreiging	,023	,061	,140	1	,709	1,023	,908	1,153
	Culturele etnische dreiging	,233	,058	16,164	1	,000	1,262	1,127	1,414
	Sociaal vertrouwen	-,155	,047	10,885	1	,001	,856	,781	,939
	Constant	-2,781	,848	10,759	1	,001	,062		

a. Variable(s) entered on step 1: Sociaal vertrouwen.

Voor model 13 is er nog gekeken naar de VIF scores. De syntax om deze te verkrijgen was als volgt:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

/DEPENDENT FvD_vs_ander

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw

or18a299_nieuw

or18a300_nieuw cp19k019 politiekvertrouwen_schaal oplcat_nieuw.

In de volgende regressietabel zijn de *VIF* scores af te lezen:

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	,255	,069		3,694	,000		
	geslacht	-,032	,018	-,056	-1,767	,077	,754	1,327
	Leeftijd	-6,138E-5	,001	-,003	-,111	,912	,831	1,204
	netto inkomen	,004	,005	,031	,925	,355	,647	1,545
	Economische relatieve deprivatie (heden)	-,006	,005	-,037	-1,173	,241	,775	1,291
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,006	,012	-,015	-,511	,610	,882	1,133
	Economische etnische dreiging	,001	,005	,009	,226	,821	,502	1,993
	Culturele etnische dreiging	,016	,005	,140	3,523	,000	,473	2,115
	Sociaal vertrouwen	-,008	,004	-,061	-1,889	,059	,721	1,387
	Politiek vertrouwen	-,028	,005	-,192	-5,925	,000	,712	1,405
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,015	,018	-,026	-,838	,402	,768	1,303

a. Dependent Variable: FvD stemmen

Bijlage 5: Modelfit en assumptiecontrole

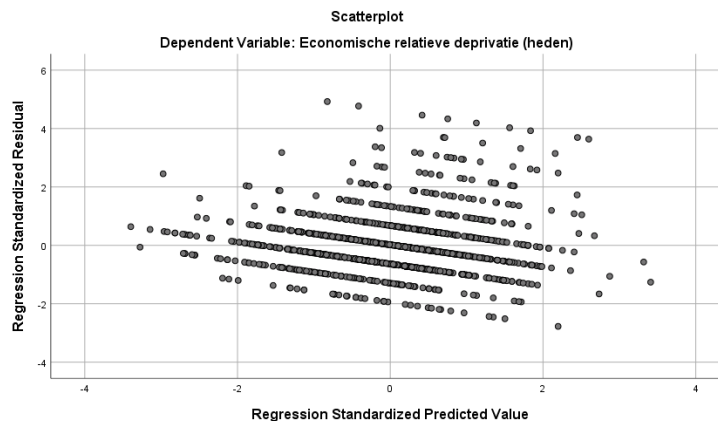
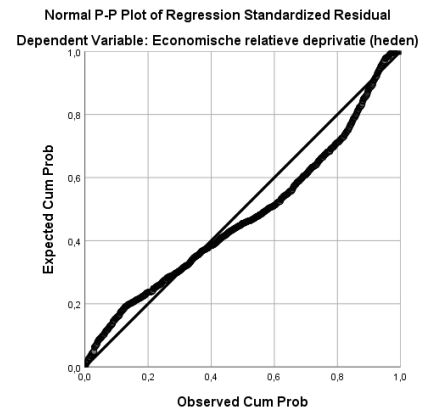
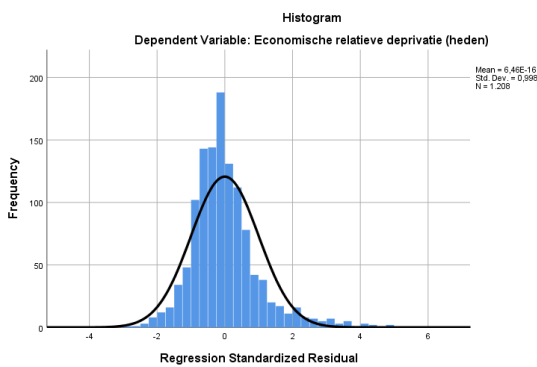
Lineaire regressiemodellen 8 t/m 12

Voor de lineaire regressiemodellen zijn histogrammen, PP-plots en spreidingsdiagrammen van de residuen opgevraagd om te controleren voor normaliteit lineariteit en homoscedasticiteit. De volgende bladzijden geven de syntaxen en de output weer per model.

Model 8a

Syntax:

```
REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT ci18k006_nieuw
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)
/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```



Model 8b

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

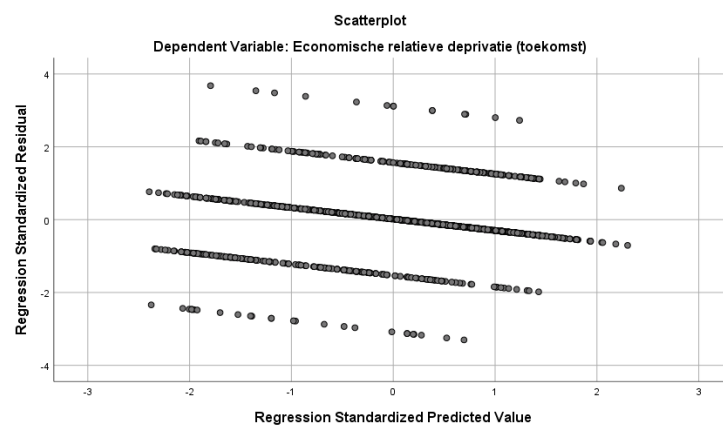
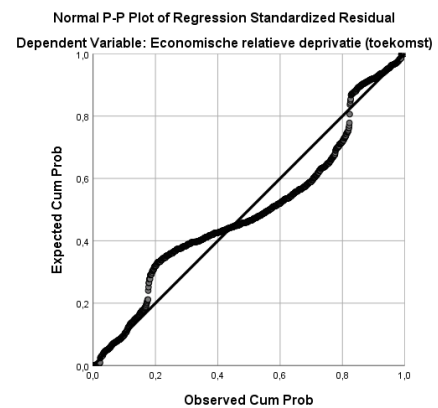
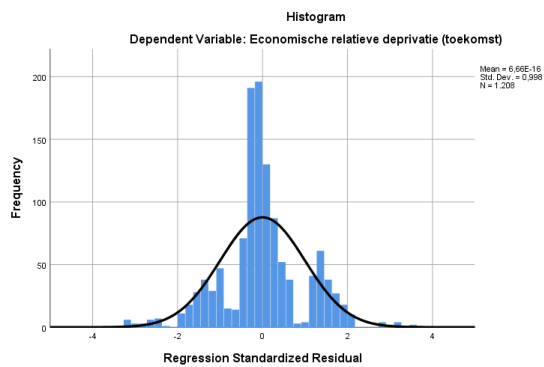
/NOORIGIN

/DEPENDENT ci18k261_nieuw

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw

/SCATTERPLOT=(*ZRESID,*ZPRED)

/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).

**Model 9**

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA

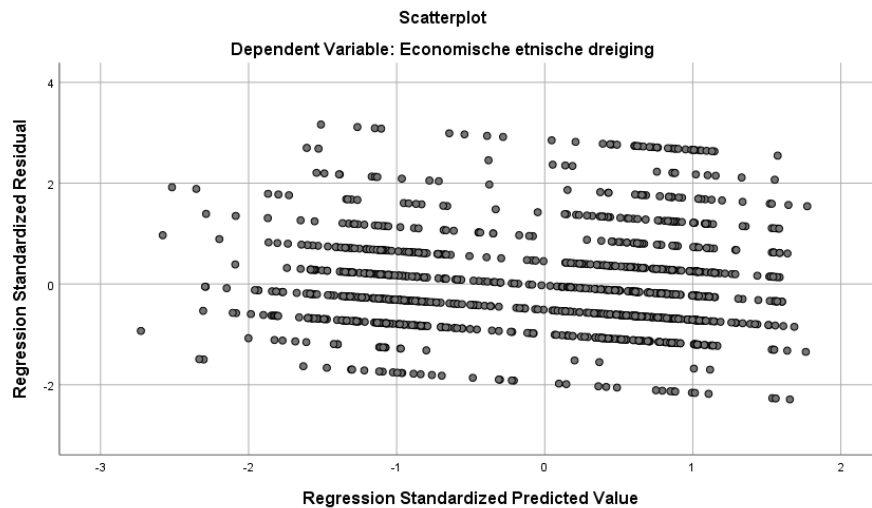
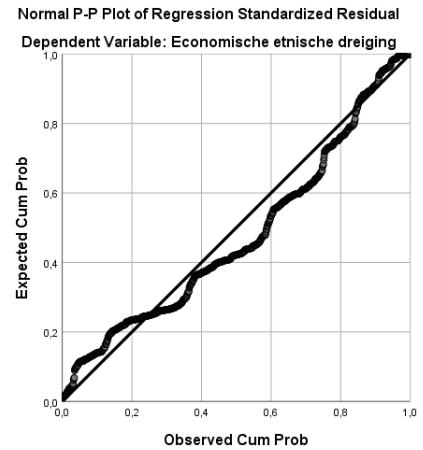
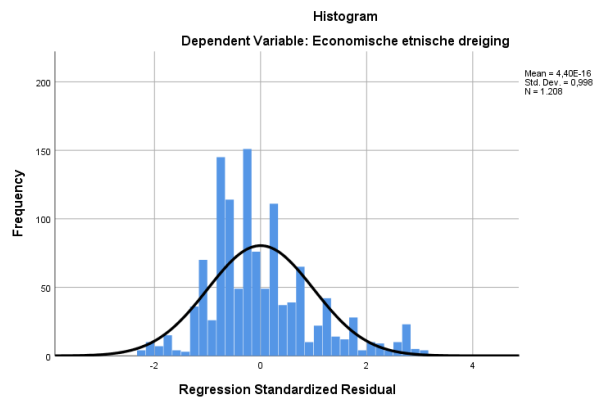
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

/NOORIGIN

```

/DEPENDENT or18a299_nieuw
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw
/SCATTERPLOT=(*ZRESID,*ZPRED)
/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).

```



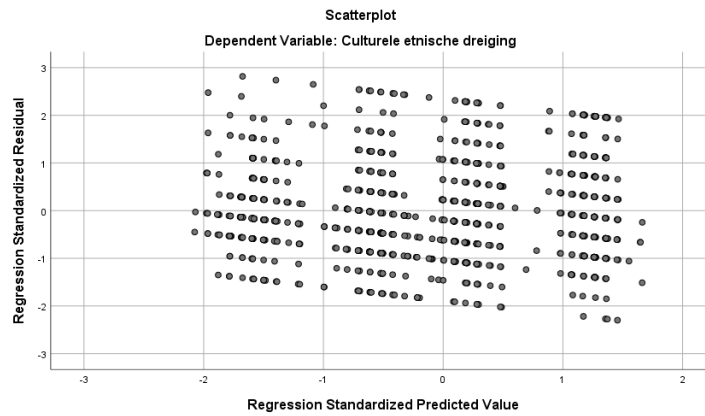
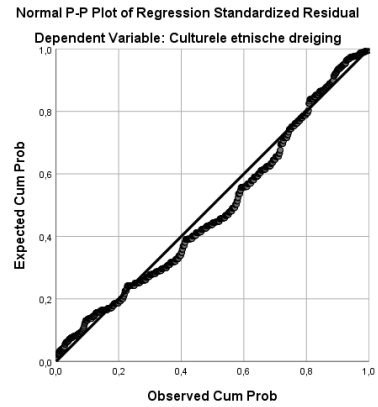
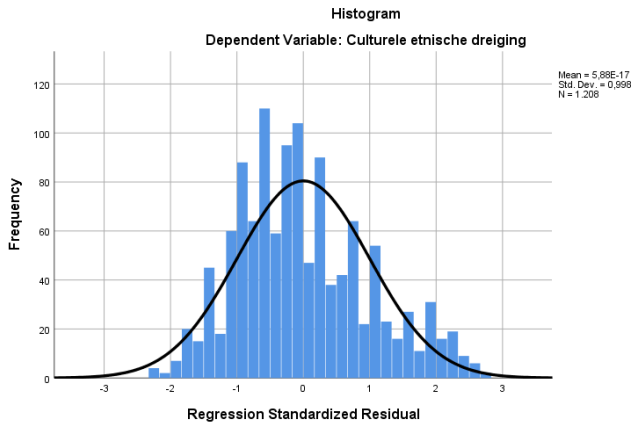
Model 10

Syntax:

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT or18a300_nieuw
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw
/SCATTERPLOT=(*ZRESID,*ZPRED)
/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).

```



Model 11

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

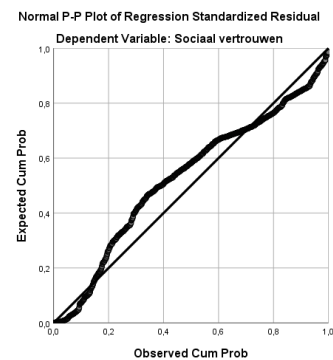
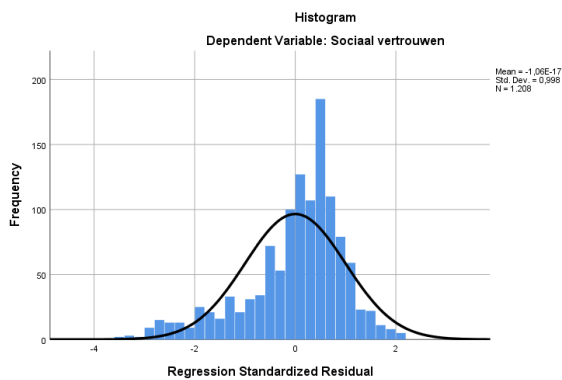
/NOORIGIN

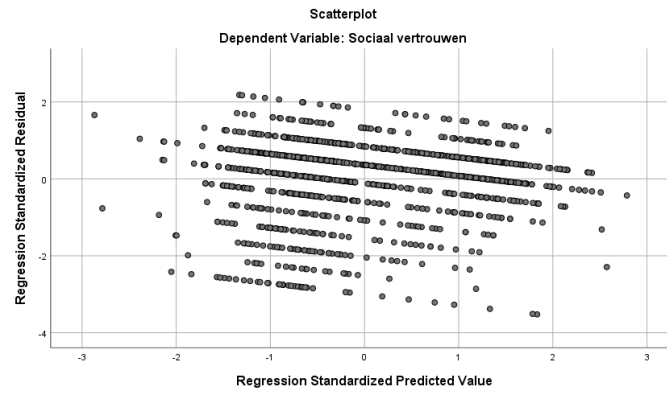
/DEPENDENT cp19k019

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw

*/SCATTERPLOT=(*ZRESID , *ZPRED)*

/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).





Model 12

Syntax:

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)

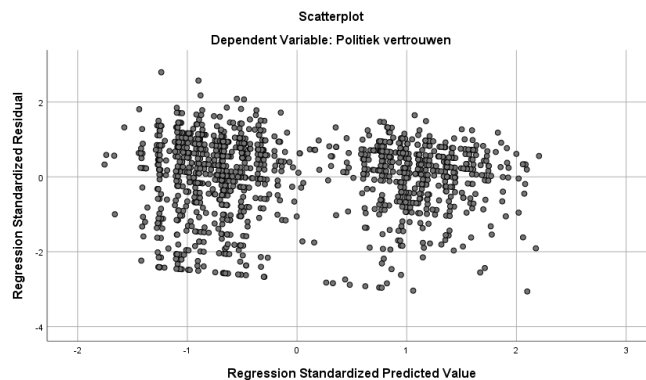
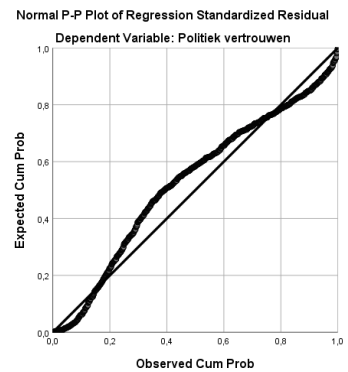
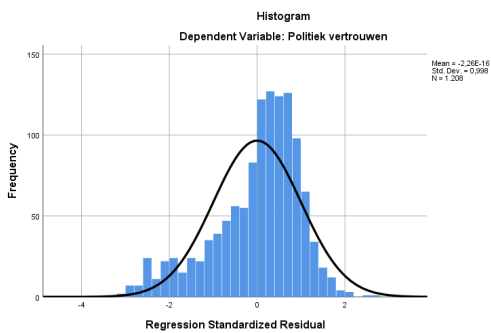
/NOORIGIN

/DEPENDENT politiekvertrouwen_schaal

/METHOD=ENTER geslacht_nieuw nettocat_nieuw leeftijd oplcat_nieuw

*/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)*

/RESIDUALS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).



Kwaliteitscontrole Logistisch regressiemodel 13

De syntax om de classificatietabellen met een cutvalue van 0,5 op te vragen was als volgt:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw
or18a299_nieuw or18a300_nieuw cp19k019 politiekvertrouwen_schaal
/SAVE=PRED
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

De syntax om de classificatietabel op te vragen met een cutvalue van 0,25 was als volgt:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw oplcat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw
or18a299_nieuw or18a300_nieuw cp19k019 politiekvertrouwen_schaal
/SAVE=PRED
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.25).
```

De classificatietabellen waren als volgt:

Classification Table^{a,b}

		Predicted		
		FvD stemmen		Percentage
	Observed	,00	1,00	Correct
Step 0	FvD stemmen ,00	1099	0	100,0
	1,00	109	0	,0
Overall Percentage				91,0

a. Constant is included in the model.

b. The cut value is ,500

Classification Table^a

		Predicted		
		FvD stemmen		Percentage
	Observed	,00	1,00	Correct
Step 1	FvD stemmen ,00	1093	6	99,5
	1,00	103	6	5,5
Overall Percentage				91,0

a. The cut value is ,500

Classification Table^a

		Predicted			
		FvD stemmen		Percentage	
	Observed	,00	1,00	Correct	
Step 1	FvD stemmen	,00	1036	63	94,3
		1,00	76	33	30,3
Overall Percentage					88,5

a. The cut value is ,250

Box-Tidwell toets

Ten eerste zijn de variabelen die de antwoordcategorie '0' bevatten omschreven zodat zij deze waarde niet meer bevatten. Dit is gedaan aan de hand van de volgende berekening in SPSS: $1 + \text{abs}(\text{minimale variabele}_1) + \text{variabele}_1$.

De syntax om de nieuwe variabelen te verkrijgen waren als volgt:

```
COMPUTE inkomen_1=1+abs(0)+nettocat_nieuw.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE ERDheden_1=1+abs(0)+ci18k006_nieuw.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE EED_1=1+abs(0)+or18a299_nieuw.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE CED_1=1+abs(0)+or18a300_nieuw.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE SV_1=1+abs(0)+cp19k019.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE PV_1=1+abs(0)+politiekvertrouwen_schaal.
EXECUTE.
```

Om te controleren of het omschrijven goed was gegaan, is er gekeken naar of de SE nog overeenkwamen met de originele variabelen. Dit was het geval en kan worden afgelezen uit de volgende tabel:

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
netto inkomen	1208	,00	12,00	4,0505	2,02918
inkomen_1	1208	1,00	13,00	5,0505	2,02918
Economische relatieve deprivatie (heden)	1208	,00	10,00	2,9702	1,62492
ERDheden_1	1208	1,00	11,00	3,9702	1,62492
Economische etnische dreiging	1208	,00	10,00	4,0637	2,11283
EED_1	1208	1,00	11,00	5,0637	2,11283
Culturele etnische dreiging	1208	,00	10,00	4,4619	2,45696
CED_1	1208	1,00	11,00	5,4619	2,45696
Sociaal vertrouwen	1208	0	10	6,25	2,160
SV_1	1208	1,00	11,00	7,2459	2,16050
Politiek vertrouwen	1208	,00	10,00	5,2817	1,98435
PV_1	1208	1,00	11,00	6,2817	1,98435
Valid N (listwise)	1208				

Vervolgens zijn de interactietermen verkregen middels de volgende syntax:

```
COMPUTE TR_inkomen=ln(inkomen_1)*inkomen_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_ERDheden=ln(ERDheden_1)*ERDheden_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_EED=ln(EED_1)*EED_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_CED=ln(CED_1)*CED_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_SV=ln(SV_1)*SV_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_PV=ln(PV_1)*PV_1.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_lft=ln(leeftijd)*leeftijd.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE TR_ERDtoekomst=ln(ci18k261_nieuw)*ci18k261_nieuw.
EXECUTE.
```

Vervolgens zijn deze interactietermen toegevoegd aan model 13. De syntax om het nieuwe model te verkrijgen was als volgt:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES FvD_vs_ander
/METHOD=ENTER geslacht_nieuw leeftijd nettocat_nieuw ci18k006_nieuw ci18k261_nieuw
or18a299_nieuw
or18a300_nieuw cp19k019 politiekvertrouwen_schaal oplcat_nieuw TR_inkomen TR_ERDheden TR_EED
TR_CED
TR_SV TR_PV TR_lft TR_ERDtoekomst
/PRINT=GOODFIT CI(95)
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Uit deze syntax volgde de volgende regressietabel:

Variables in the Equation

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
							Lower	Upper
Step 1 ^a geslacht	-,408	,270	2,279	1	,131	,665	,392	1,129
Leeftijd	,288	,263	1,200	1	,273	1,334	,797	2,232
netto inkomen	,304	,473	,414	1	,520	1,356	,537	3,424
Economische relatieve deprivatie (heden)	-,586	,535	1,199	1	,273	,556	,195	1,589
Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,659	1,467	,202	1	,653	,518	,029	9,173
Economische etnische dreiging	-,488	,566	,743	1	,389	,614	,202	1,861
Culturele etnische dreiging	,370	,641	,332	1	,564	1,447	,412	5,083
Sociaal vertrouwen	1,152	,489	5,543	1	,019	3,164	1,213	8,254
Politiek vertrouwen	,657	,490	1,798	1	,180	1,928	,738	5,034
Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-,280	,271	1,068	1	,301	,756	,445	1,285
TR_inkomen	-,091	,176	,265	1	,607	,913	,646	1,291
TR_ERDheden	,196	,204	,923	1	,337	1,216	,816	1,814
TR_EED	,174	,201	,749	1	,387	1,190	,803	1,765
TR_CED	-,058	,224	,067	1	,796	,944	,609	1,463
TR_SV	-,472	,185	6,483	1	,011	,624	,434	,897
TR_PV	-,376	,198	3,625	1	,057	,686	,466	1,011
TR_lft	-,057	,052	1,191	1	,275	,944	,852	1,047
TR_ERDtoekomst	,263	,717	,135	1	,713	1,301	,319	5,307
Constant	-4,209	3,442	1,495	1	,221	,015		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische relatieve deprivatie (heden), Economische relatieve deprivatie (toekomst), Economische etnische dreiging, Culturele etnische dreiging, Sociaal vertrouwen, Politiek vertrouwen, Opleidingsniveau (laag vs hoog), TR_inkomen, TR_ERDheden, TR_EED, TR_CED, TR_SV, TR_PV, TR_lft, TR_ERDtoekomst.

Uitbijters

Respondenten met een *Cook's Distance* groter dan 1, een gestandaardiseerd residu van -2,5 of kleiner of 2,5 en groter en afwijkende *DFbeta's* zijn aangemerkt als uitbijters. De syntax om deze respondenten uit te schakelen was als volgt:

```

USE ALL.
COMPUTE filter_$=(DFB0_1 >= -0.12 & DFB0_1 <= 0.17 & DFB3_1 <= 0.011 & DFB4_1 >= -0.01 &
DFB4_1 <=
    0.013 & DFB5_1 >= -0.01 & DFB5_1 <= 0.012 & DFB6_1 >= -0.015 & DFB6_1 <= 0.01 & DFB7_1 >= -
0.09 &
    DFB7_1 <= 0.01 & DFB8_1 >= -0.01 & DFB8_1 <= 0.01 & DFB9_1 <= 0.01 & DFB10_1 >= -0.05 &
DFB10_1 <=
    0.01 & ZRE_1 <= 2.5).
VARIABLE LABELS filter_$ 'DFB0_1 >= -0.12 & DFB0_1 <= 0.17 & DFB3_1 <= 0.011 & DFB4_1 >= -0.01
& '+
'DFB4_1 <= 0.013 & DFB5_1 >= -0.01 & DFB5_1 <= 0.012 & DFB6_1 >= -0.015 & DFB6_1 <= 0.01 &
'+
'DFB7_1 >= -0.09 & DFB7_1 <= 0.01 & DFB8_1 >= -0.01 & DFB8_1 <= 0.01 & DFB9_1 <=...
(FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
FORMATS filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE.

```

Vervolgens is model 13 opnieuw geschat zonder uitbijters. De syntax om dit model te schatten was als volgt:

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	geslacht	-1,334	,698	3,649	1	,056	,263	,067	1,035
	Leeftijd	,010	,021	,240	1	,624	1,010	,970	1,052
	netto inkomen	,268	,182	2,169	1	,141	1,307	,915	1,868
	Economische relatieve deprivatie (heden)	-,472	,206	5,235	1	,022	,624	,417	,935
	Economische relatieve deprivatie (toekomst)	-,437	,528	,684	1	,408	,646	,230	1,819
	Economische etnische dreiging	-,028	,119	,056	1	,813	,972	,769	1,228
	Culturele etnische dreiging	,409	,133	9,429	1	,002	1,505	1,159	1,954
	Sociaal vertrouwen	-,017	,096	,033	1	,856	,983	,814	1,187
	Politiek vertrouwen	-,665	,136	23,998	1	,000	,515	,394	,671
	Opleidingsniveau (laag vs hoog)	-17,485	1544,05 1	,000	1	,991	,000	,000	.
	Constant	-1,661	2,463	,455	1	,500	,190		

a. Variable(s) entered on step 1: geslacht, Leeftijd, netto inkomen, Economische relatieve deprivatie (heden), Economische relatieve deprivatie (toekomst), Economische etnische dreiging, Culturele etnische dreiging, Sociaal vertrouwen, Politiek vertrouwen, Opleidingsniveau (laag vs hoog).

Einde verslag