



**rijksuniversiteit
groningen**

faculteit gedrags- en
maatschappijwetenschappen

Als praten protest wordt:

De invloed van gesprekken op onconventionele politieke participatie en hoe politiek
zelfvertrouwen dit verband beïnvloedt

Bachelor werkstuk Sociolov
Rijksuniversiteit Groningen

Student: Floortje Sietsema
S4954300
f.m.sietsema@student.rug.nl

Begeleider: T.M.G. Jeroense PhD & M. Roos MSc
Tweede lezer: J.P. Nieuwenhuis PhD

Cursusjaar: 2024/2025
Datum: 04-06-2025

Samenvatting

In een tijd waarin traditionele politieke participatie afneemt, groeit het belang van onconventionele vormen van betrokkenheid, zoals demonstraties en online campagnes. Deze verschuiving roept vragen op over de sociale processen die ten grondslag liggen aan dergelijke participatievormen. Deze studie onderzoekt in hoeverre politieke gesprekken binnen sociale netwerken samenhangen met onconventionele politieke participatie onder volwassen Nederlanders, en of politiek zelfvertrouwen hierin een bemiddelende rol speelt. Op basis van surveydata van 1.282 respondenten uit het representatieve LISS-panel is een kwantitatieve analyse uitgevoerd met logistische en lineaire regressiemodellen. Daarbij is gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Dit onderzoek toont aan blijkt dat individuen die vaker politieke gesprekken voeren significant vaker deelnemen aan onconventionele politieke activiteiten. Daarnaast blijkt dat de frequentie van politieke gesprekken positief samenhangt met het vertrouwen in het eigen politieke kunnen, wat op zijn beurt eveneens participatie bevordert. Politiek zelfvertrouwen vervult daarmee een gedeeltelijke mediërende rol in de relatie tussen gesprekken en participatie. Deze bevindingen ondersteunen de mobilisatietheorie en het concept van internal political efficacy, en onderstrepen het belang van informele netwerken in het stimuleren van politieke betrokkenheid buiten institutionele kaders. Het suggereert dat informele netwerken, zoals gesprekken met vrienden of familie, een belangrijke rol spelen in het activeren van politieke betrokkenheid. Beleidsmakers kunnen deze processen versterken via burgerschapslessen, buurtgesprekken of participatie bevorderende programma's gericht op het vergroten van politiek vertrouwen.

Inhoudsopgave

1. Inleiding	4
2. Theoretisch kader	7
2.1 Onconventionele politieke participatie	7
2.2 Frequentie politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie	7
2.2.1 Mechanismen	8
2.3 Politiek zelfvertrouwen en politieke participatie	9
2.4 Controle variabelen: Geslacht, leeftijd en opleidingsniveau.....	10
2.4.1 Geslacht.....	11
2.4.2 Leeftijd.....	11
2.4.3 Opleidingsniveau	12
2.5 Conceptueel model.....	13
3. Methode	14
3.1 LISS panel dataset.....	14
3.2 Procedure	15
3.3 Operationalisatie	16
3.3.1 Onconventionele politieke participatie	16
3.3.2 Frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk	16
3.3.3 Politiek zelfvertrouwen	17
3.3.4 Controle variabelen	17
3.4 Analyseplan.....	18
3.5 Profielvorming kansberekening	19
4. Resultaten	21
4.1 Beschrijvende statistieken.....	21
4.1.1 Univariate beschrijvingen	21
4.1.2 Bivariate beschrijvingen	22
4.2 Model evaluatie.....	24
4.2.1 Assumptietoetsing.....	24
4.2.2 Modelfit.....	24
4.2.3 Multicollineariteit.....	25
4.2.4 Uitbijters en invloedrijke punten.....	25

4.3 Hypothesetoetsing.....	25
4.3.1 Hypothese 1	25
4.3.2 Hypothese 2	27
5. Conclusie & Discussie	31
6. Literatuurlijst.....	34
Bijlage 1 - operationalisaties variabelen	44
1.1 De totstandkoming van initiële steekproef.....	44
1.1.1 Controle systematische uitval bij filtering	45
1.2 Afhankelijke variabele - Onconventionele politieke participatie.....	48
1.3 Onafhankelijke variabele - Frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk.....	52
1.4 Onafhankelijke variabele - Politiek zelfvertrouwen	57
1.5 Controlevariabele - Geslacht.....	61
1.6 Controlevariabele - Leeftijd.....	63
1.7 Controlevariabele - Opleidingsniveau	65
Bijlage 2	67
2.1 Correlaties van de bivariaat analyse.....	67
2.1.1 Correlaties	67
2.1.2 Phi-coëfficiënt.....	71
2.2 Modellen analyse	72
2.2.1 Logistische regressie analyses	72
2.2.2 Lineaire regressieanalyse	77
2.3 Kansenberekening model 2 en 4.....	78
2.3.1 Kansberekening model 2.....	78
2.3.2 Kansberekening model 4.....	79
Bijlage 3	81
3.1 Modelfit modellen.....	81
3.1.1 Modelfit logistische modellen (model 1, 2 en 4)	81
3.1.2 Modelfit linear model 3.....	86
3.3 Multicollineariteit	87
3.4 Assumpties	88
3.5 Uitbijters en invloedrijke punten.....	89
Bijlage 4 – AI verantwoording.....	94

1. Inleiding

Nederland kent de afgelopen jaren een opvallende groei aan protesten, demonstraties en andere acties waarin burgers buiten de traditionele politieke kanalen hun stem laten horen (Bentham et al., 2022). Zij uiten hun onvrede over de politieke koers in Den Haag, en dat gebeurt steeds vaker. Wat ooit uitzonderlijke uitingen van onvrede waren, zijn inmiddels gangbare manieren geworden om politieke betrokkenheid te tonen (Velzel, 2024). Steeds vaker kiezen burgers voor onconventionele politieke participatie, zoals demonstraties, petities en sociale mediacampagnes (Hart van Nederland, 2025; Hoogenboom, 2025; Rood, 2024; Fernandes, 2025).

Hoewel vaak wordt gesteld dat conventionele politieke participatie afneemt (Dalton, 2008; Copeland, 2018), tonen recente cijfers een genuanceerder beeld. De opkomst bij verkiezingen is de afgelopen jaren relatief stabiel gebleven (Opkomst Bij De Verkiezingen, 2025), en ook het aantal partijleden neemt licht toe (DNPP, 2025). Burgers haken dus niet massaal af van traditionele participatie. Tegelijkertijd daalt het vertrouwen in politieke instituties en voelen veel mensen zich onvoldoende vertegenwoordigd, vooral jongeren en lager opgeleiden (Miltenburg et al., 2024; CBS, 2023; Noordzij et al., 2019). Dit wijst niet op minder betrokkenheid, maar op een verandering in hoe die betrokkenheid vorm krijgt. Mensen blijven deelnemen aan formele processen, maar ervaren minder invloed en vertegenwoordiging (Stockemer & Sundström, 2023). Hierdoor ontstaat er een kloof tussen politieke deelname en politieke beleving. Die kloof wordt ook in Nederland zichtbaar. Zie zo de electorale groei van partijen als BBB, PVV en FvD, die tegengeluid geven tegen de gevestigde orde (Van der Meer, 2024; Verkiezingsuitslagen Voor De BBB, 2025). Of protesten zoals de boeren acties en demonstraties tegen bezuinigingen, en de toename van online petities en burgerinitiatieven laten zien dat veel mensen hun stem op alternatieve manieren laten horen (Linssen et al., 2017; Hart van Nederland, 2025; Hoogenboom, 2025; Rood, 2024; Fernandes, 2025). Dat steeds meer burgers hun betrokkenheid buiten traditionele structuren uiten, wijst op een gebrek aan politiek vertrouwen, terwijl juist dat vertrouwen essentieel is voor het goed functioneren van een democratie (Catterberg & Moreno, 2005; Hetherington, 1998). Dit geeft het risico op verdere vervreemding van het politieke systeem (Fox, 2021).

Tegelijkertijd roept deze toename aan onconventionele participatie vragen op over de mechanismen die eraan ten grondslag liggen. Waar jarenlang de nadruk in de literatuur lag op conventionele vormen van politieke participatie, zoals stemmen of partijactivisme, is die focus de afgelopen jaren verschoven (Verba, Schlozman & Brady, 1995; Milbrath, 1981; Campbell et al., 1960; Stockemer, 2013). Steeds vaker richten studies zich op alternatieve vormen van betrokkenheid, zoals demonstraties, petities en online actie (Dalton, 2008; Stockemer, 2014). Een belangrijke verklaring die hierin naar voren komt, is het afnemende

vertrouwen in politieke instituties. Kaase (1999) liet op basis van de World Value Studies (1981–1996) zien dat burgers die ontevreden zijn over het functioneren van de democratie sneller geneigd zijn tot deelname aan protesten en demonstraties. Eerder onderzoek bevestigt dit beeld: een laag institutioneel vertrouwen hangt samen met een grotere bereidheid tot onconventionele participatie (Paige, 1971; Citrin, 1977; Muller, 1977; Guterbock & London, 1983).

Daarnaast blijkt dat onconventionele participatie niet gelijk verdeeld is over de bevolking. Jongeren en hoger opgeleiden nemen er bijvoorbeeld vaker aan deel, mede dankzij hun grotere politieke interesse, vaardigheden en toegang tot sociale netwerken (Melo & Stockemer, 2014; Persson, 2015). Ook maatschappelijke betrokkenheid, zoals via vrijwilligerswerk of verenigingslidmaatschap, stimuleert politieke participatie doordat het gedeelde normen over burgerschap versterkt (Putnam, 2000). Verder speelt religieuze betrokkenheid een rol, evenals de ideologische oriëntatie van individuen, afhankelijk van de waarden en normen binnen hun sociale omgeving (Campbell, 2006; Van Zomeren et al., 2008).

Naast verklaringen die te maken hebben met iemands achtergrond of houding, is er steeds meer aandacht voor de invloed van sociale interacties op politiek gedrag. In het bijzonder is er toenemende belangstelling voor de rol van politieke gesprekken in informele netwerken. Gesprekken over politiek met vrienden, familie of collega's fungeren niet alleen als bron van informatie, maar versterken ook gedeelde normen over politiek gedrag (Eveland & Hively, 2009; Amsalem & Nir, 2019). Daarnaast kunnen ze bijdragen aan een sterker geloof in het eigen vermogen om politiek te begrijpen en effectief te handelen (Craig & Maggiotto, 1982; Condon & Holleque, 2013). Eerder onderzoek toont aan dat dit zelfvertrouwen een belangrijke voorspeller is van politieke participatie, in het bijzonder van acties die meer initiatief en overtuiging vereisen, zoals onconventionele participatievormen (Beaumont, 2010; Corcoran et al., 2011).

Hoewel politieke gesprekken mensen kunnen informeren en mobiliseren, is het minder duidelijk of zij ook bijdragen aan een sterker vertrouwen in eigen politieke capaciteiten. Dit zogenoemde politiek zelfvertrouwen zou van invloed kunnen zijn op de bereidheid tot actie, met name via onconventionele vormen van participatie. Daarmee rijst de vraag in hoeverre gesprekken niet alleen fungeren als informatiebron, maar ook als voedingsbodem voor een groter gevoel van politieke effectiviteit dat leidt tot actie buiten formele structuren. De onderlinge samenhang tussen deze elementen is tot nu toe beperkt onderzocht. Door te analyseren hoe politieke gesprekken en vertrouwen in het eigen politieke kunnen bijdragen aan onconventionele participatie, biedt dit onderzoek inzicht in de manieren waarop burgers zich betrokken blijven voelen bij de democratie. Zelfs wanneer het vertrouwen in instituties afneemt. Deze studie richt zich daarom op de relatie tussen de frequentie van politieke gesprekken binnen sociale netwerken, onconventionele politieke participatie en politiek zelfvertrouwen onder Nederlandse volwassenen.

Dit heeft geleid tot de volgende onderzoeksvraag:

“Hoe hangt de frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk samen met de onconventionele politieke participatie van het individu, en hoe beïnvloed politiek zelfvertrouwen het verband tussen de frequentie van politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie?”

Om deze vraag te beantwoorden wordt gebruikgemaakt van de mobilisatietheorie (Anderson, 1994; McClurg, 2003) en het concept van internal political efficacy (Craig & Maggionto, 1982). Op basis van het LISS-panel onder de volwassen Nederlandse bevolking wordt een kwantitatieve analyse uitgevoerd. Waarbij gebruik wordt gemaakt van zowel logistische als lineaire modellen. De uiteindelijke steekproef is samengesteld door verschillende filters toe te passen: respondenten jonger dan 18 jaar zijn uitgesloten, alleen complete cases met relevante variabelen zijn meegenomen, en per huishouden is via randomisatie één respondent geselecteerd om clusteringeffecten te voorkomen.

Vanuit het theoretisch kader zullen de hypothesen gevormd worden. Vervolgens wordt in de methodologische uitwerking ingegaan op data-analyse van het LISS-panel. De uitkomsten van de analyse worden besproken in de resultaten. In de conclusie en discussie worden de resultaten en beperkingen van de onderzoeksvraag en hypothesen besproken. In de bijlagen zijn uitgebreide beschrijvingen en toelichtingen te vinden hoe tot bepaalde resultaten is gekomen.

2. Theoretisch kader

Dit hoofdstuk bespreekt de theoretische basis voor het onderzoek naar de relatie tussen politieke gesprekken, politiek zelfvertrouwen en onconventionele participatie. Eerst wordt onconventionele politieke participatie gedefinieerd, gevolgd door de rol van politieke gesprekken binnen sociale netwerken en het belang van politiek zelfvertrouwen. Daarna worden geslacht, leeftijd en opleidingsniveau besproken als controlevariabelen. Tot slot wordt in een conceptueel model de verwachte samenhang tussen de variabelen weergegeven.

2.1 Onconventionele politieke participatie

Politieke participatie omvat in brede zin: “alle vrijwillige activiteiten van individuele burgers die bedoeld zijn om politieke keuzes op verschillende niveaus van het politieke systeem direct of indirect te beïnvloeden” (Marshe & Kaase, 1979, p. 42). Een veelvoorkomend onderscheid binnen dit concept is dat tussen conventionele en onconventionele participatie (Bourne, 2010). Conventionele vormen, zoals stemmen, lid worden van een politieke partij of deelnemen aan politieke bijeenkomsten, beïnvloeden het politieke proces via de formele electorale structuren (Verba & Nie, 1972). Onconventionele politieke participatie omvat vrijwillige activiteiten die buiten de traditionele, formele structuren van politieke participatie vallen en gericht zijn op politieke beïnvloeding of maatschappelijke kwesties (Van der Meer & Van Ingen, 2009). Hierbij spelen de intenties en doelen van deelnemers een cruciale rol bij het begrijpen van deze participatievorm (Van Deth, 2014). Voorbeelden hiervan zijn demonstraties, boycots en petities, waarbij burgers proberen de overheid aan te spreken of publieke steun te mobiliseren.

2.2 Frequentie politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie

In het onderzoek wordt er gekeken naar de frequentie van politieke gesprekken binnen een sociaal netwerk vanuit de mobilisatietheorie. De mobilisatietheorie stelt dat politieke participatie niet uitsluitend het resultaat is van individuele voorkeuren, maar in sterke mate wordt gestimuleerd door externe invloeden, zoals sociale netwerken en interpersoonlijke communicatie (Anderson, 1994; Kriesi, 2013; McClurg, 2003; Lilleker & Koc-Michalska, 2018; Beck, 2002). Politieke gesprekken binnen deze netwerken werken als een mechanisme waardoor individuen toegang krijgen tot informatie over politieke kwesties (Eveland & Hively, 2009). Politieke gesprekken functioneren bovendien als een belangrijke voorspeller van politieke betrokkenheid (Jankowski & Van Selm, 2000; McLeod et al., 1996). Mensen worden geconfronteerd met sociale normen rondom politiek gedrag en kunnen worden aangemoedigd om zich politiek te engageren (Galston, 2001; Lupton & Thornton, 2017). Voor individuen die weinig tot geen politieke gesprekken voeren binnen hun netwerk, is de kans kleiner dat zij worden blootgesteld aan politieke informatie en

normatieve verwachtingen rond participatie. Hierdoor kunnen zij minder gestimuleerd worden om zich politiek actief op te stellen (Klofstad, 2011).

De frequentie waarmee politieke gesprekken plaatsvinden, bepaalt in welke mate deze mobiliserende mechanismen effect hebben. In een netwerk waar politiek regelmatig wordt besproken, is de kans groter dat individuen herhaaldelijk worden blootgesteld aan politieke thema's en activerende boodschappen (Eveland, 2004). Dit verhoogt niet alleen de toegankelijkheid van politieke informatie, maar versterkt ook de sociale druk en verwachting om politiek bewust en mogelijk actief te zijn (McClurg, 2003). Hoewel gesprekken soms slechts informatief zijn, blijkt uit onderzoek dat juist gesprekken die oproepen tot actie, zoals stemmen of campagnevoeren, een sterkere mobiliserende werking hebben (Klofstad, 2007; Huckfeldt & Sprague, 1995). Het delen van informatie tussen burgers via interpersoonlijke communicatie kan politieke participatie in belangrijke mate verklaren (Gil de Zúñiga, Jung, & Valenzuela, 2012; Klofstad, 2007; McLeod et al., 1999). Eerdere studies tonen aan dat informele politieke gesprekken met peers participatie bevorderen (Mutz, 2002; Lake en Huckfeldt, 1998).

2.2.1 Mechanismen

Er zijn verschillende mechanismen die kunnen verklaren hoe een hogere frequentie van politieke gesprekken kan leiden tot meer onconventionele politieke participatie. In dit hoofdstuk worden twee mechanismen besproken die dit verband tussen politieke gesprekken en politieke participatie kunnen verklaren.

2.2.1.1 Informatiebron

In het eerste mechanisme fungeren politieke gesprekken als een belangrijke bron van informatie (Eveland & Hively, 2009). Hoewel politieke kennis via diverse kanalen wordt opgedaan, zoals nieuwsmedia of online platforms, vormen gesprekken binnen sociale netwerken met verschillende individuen een vaak onderschatte, maar betekenisvolle informatiebron (Amsalem & Nir, 2019). Door dergelijke gesprekken worden individuen blootgesteld aan nieuwe informatie en perspectieven, wat hun kennis en begrip van politieke kwesties vergroot (Eveland, 2004; Scheufele, 2002; Huckfeldt et al., 2004; Bakshy et al., 2012). Deze toegenomen kennis stelt hen beter in staat om actuele politieke gebeurtenissen te duiden en de implicaties van beleid te begrijpen (Galston, 2001). Wanneer mensen beter geïnformeerd zijn over politieke processen en beleidskeuzes kunnen zij niet alleen beter inschatten wat er speelt, maar ook welke acties passen en effectief zijn. Zo begrijpen ze bijvoorbeeld beter tegen welk beleid een protest zich richt, wie daarvoor verantwoordelijk is, en welke middelen ze kunnen inzetten om daadwerkelijk invloed uit te oefenen (Brooks et al., 1997). Op deze manier dragen politieke gesprekken indirect bij aan participatie, doordat zij de kennis vergroten waarop mensen hun politieke handelen baseren.

2.2.1.2 Normatieve druk

Het tweede mechanisme betreft de sociale functie van politieke gesprekken binnen netwerken. Individuen worden beïnvloed door hun sociale omgeving en passen hun gedrag vaak aan de heersende normen en verwachtingen binnen hun netwerk aan (Chung & Rimal, 2016; Bott & Spillius, 2014; Mitchell, 1973). Dit proces staat bekend als sociale controle, waarbij gedeelde normen het gedrag reguleren (Janowitz, 1975). Wanneer politieke onderwerpen regelmatig ter sprake komen, raken individuen niet alleen inhoudelijk betrokken, maar ontwikkelen zij ook een beter beeld van wat als “normaal” of wenselijk politiek gedrag binnen hun netwerk geldt (Mutz, 2002; Sinclair, 2012). Zo kunnen herhaalde gesprekken bijdragen aan de waarneming dat actieve politieke participatie binnen de groep gebruikelijk of zelfs verwacht is. Deze perceptie van sociale normen kan gedragsverandering teweegbrengen (Miller & Prentice, 2015). Individuen kunnen zich gaan conformeren aan deze norm door zich actiever politiek te gedragen, bijvoorbeeld door deel te nemen aan protesten of zich uit te spreken over politieke kwesties. De druk om te conformeren hoeft daarbij niet expliciet te zijn; het vermijden van ongemakkelijke situaties of het verlangen om serieus genomen te worden binnen het netwerk kan al voldoende zijn om tot actie over te gaan (Alabri, 2022; Kurzban & Leary, 2001; Sunstein, 1996). Op die manier functioneren politieke gesprekken als sociale ankerpunten waarin normen worden bevestigd, overgedragen en gelegitimeerd, wat politieke participatie op sociaal niveau kan versterken.

Op basis van de bovengenoemde theorie is de verwachting dat de relatie van het verband met de frequentie van politieke gesprekken van groepen binnen een sociaal netwerk en onconventionele politieke participatie toeneemt. Dit heeft geleid tot de volgende hypothese:

H1: Hoe vaker iemand politieke gesprekken voert met andere mensen binnen het sociale netwerk, des te groter de kans dat iemand participeert in onconventionele politieke participatie.

2.3 Politiek zelfvertrouwen en politieke participatie

Politiek zelfvertrouwen, een concept dat voortkomt uit de self-efficacy-theorie van Bandura (1977), verwijst naar het geloof dat iemand in staat is politieke processen te begrijpen en effectief te handelen om politieke doelen te bereiken. Dit wordt doorgaans onderverdeeld in twee dimensies: external en internal political efficacy (Craig & Maggiotto, 1982). External political efficacy verwijst naar de mate waarin individuen geloven dat politieke instituties luisteren naar en reageren op de inbreng van burgers. In dit onderzoek ligt de nadruk op internal political efficacy. Dit is het geloof in het eigen vermogen om politieke zaken te begrijpen en effectief te handelen (McDonnell, 2019). Deze vorm van efficacy is nauw verbonden met een gevoel van competentie in politieke contexten: men voelt zich voldoende geïnformeerd, vaardig en

capabel om bijvoorbeeld te protesteren, petities te ondertekenen of zich uit te spreken over maatschappelijke kwesties (Pollock, 1984). Politieke gesprekken kunnen internal efficacy versterken doordat ze ruimte bieden voor het uitwisselen van ideeën, het oefenen van argumentatie en het verdiepen van politieke kennis (Kenski & Stroud, 2006; Klofstad, 2007).

Volgens Bandura (1977) ontstaat zelfvertrouwen mede door het opdoen van succesvolle ervaringen in complexe sociale interacties. Politieke gesprekken kunnen in dit opzicht functioneren als toegankelijke oefensituaties waarin individuen leren om hun politieke overtuigingen te verwoorden, om te gaan met tegenargumenten, en relevante concepten te begrijpen en toe te passen (Valentino et al., 2009; Beaumont, 2010; Lin, 2006). Wanneer men bovendien positieve sociale feedback ontvangt, zoals gehoord en serieus genomen worden, versterkt dat het gevoel van legitimiteit en competentie binnen politieke contexten (Klofstad, 2007; Ekström, 2016). Deze leerervaringen dragen cumulatief bij aan een sterker gevoel van zelfeffectiviteit (Arens & Watermann, 2017).

Een hoog niveau van internal political efficacy vergroot op zijn beurt de kans op onconventionele politieke participatie, zoals demonstraties, petities of het actief uiten van politieke standpunten in publieke debatten (Condon & Holleque, 2013; Klandermans et al., 2008; Van Zomeren et al., 2008; Corcoran et al., 2011). Individuele met sterk politiek zelfvertrouwen geloven dat hun handelingen zinvol zijn en daadwerkelijk invloed kunnen hebben op het politieke proces (Saris, 2014). Deze overtuiging is van bijzonder belang bij onconventionele vormen van participatie, die vaak meer initiatief, inzet en soms risico vergen dan traditionele vormen zoals stemmen (Jung, Kim & de Zúñiga, 2011). Daarbij speelt ook het concept van political agency een rol: het idee dat men als individu daadwerkelijk handelingsbekwaam is binnen het politieke systeem (Campbell et al., 1954; Almond & Verba, 1965). Dit gevoel van agency, in combinatie met inhoudelijke politieke kennis en zelfvertrouwen, motiveert mensen om zich actiever en doelgerichter te engageren in maatschappelijke kwesties (Gallego & Oberski, 2012).

Eerder onderzoek suggereert dat politieke gesprekken het zelfvertrouwen kunnen vergroten, en dat dit zelfvertrouwen samenhangt met politieke participatie. De onderlinge relatie tussen deze drie elementen, en met name de mediërende rol van politiek zelfvertrouwen bij onconventionele participatie, is echter nog weinig onderzocht. Op basis hiervan is de volgende hypothese geformuleerd:

H2: De relatie tussen de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk en onconventionele politieke participatie wordt gedeeltelijk gemedieerd door politiek zelfvertrouwen.

2.4 Controle variabelen: Geslacht, leeftijd en opleidingsniveau

Bij het onderzoeken van de relatie tussen politieke gesprekken, politiek zelfvertrouwen en onconventionele participatie is het belangrijk om rekening te houden met achtergrondkenmerken die deze variabelen mogelijk beïnvloeden. Eerder onderzoek toont aan dat geslacht, leeftijd en opleidingsniveau samenhangen

met verschillen in zowel participatiegedrag als politieke gesprekken. In de onderstaande paragrafen worden deze controlevariabelen toegelicht.

2.4.1 Geslacht

Vrouwen en mannen vertonen verschillende patronen in onconventionele politieke participatie, zoals deelname aan protesten of het ondertekenen van petitie's. Volgens Burns et al., (2001) is er vooral een lage neiging om te participeren bij vrouwen in onconventionele politiek. Vrouwen zijn over het algemeen meer geneigd tot private vormen van activisme, zoals boycotten of online campagnes, terwijl mannen vaker deelnemen aan collectieve acties, zoals demonstraties (Schlozman et al., 1999). Dit verschil kan deels worden toegeschreven aan traditionele genderrollen en de grotere huishoudelijke verantwoordelijkheden die vaak bij vrouwen liggen, waardoor ze eerder geneigd zijn deel te nemen aan tijdbesparende, individuele acties (Verba et al., 1997; Fox & Lawless, 2004). Wanneer vrouwen dezelfde politieke effectiviteit en interesse als mannen zouden hebben, zou hun deelname aan onconventionele politieke participatie zelfs groter kunnen zijn dan die van mannen (Atkeson, 2003).

Ook ten aanzien van de frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk zijn er duidelijke genderverschillen. Volgens Atkeson en Rapoport (2003) blijkt dat vrouwen minder vaak deelnemen aan politieke gesprekken, en terughoudender zijn in het uiten van politieke opinies. Wat betreft politiek zelfvertrouwen blijkt dat vrouwen gemiddeld een lager gevoel van competentie en politieke effectiviteit rapporteren dan mannen (Fraile & de Miguel Moyer, 2021). Dit komt deels door gender gerelateerde socialisatie, waarbij mannen meer eigenschappen hebben die samenhangen met een hoger politiek zelfvertrouwen.

2.4.2 Leeftijd

Leeftijd speelt een belangrijke rol in de mate en vorm van politieke participatie, waarbij er duidelijke verschillen zijn tussen conventionele en onconventionele participatievormen. Oudere generaties zijn eerder geneigd om te stemmen (Henn et al., 2002), terwijl jongere generaties juist vaker deelnemen aan onconventionele vormen van politieke participatie, zoals demonstraties en het ondertekenen van petitie's (Melo & Stockemer, 2014). In het onderzoek van Henn et al., (2002) komt naar voren dat jongeren vinden dat ze leven in een tijd van grotere onzekerheid, wat hun vertrouwen in traditionele politieke processen vermindert. Ze geven de voorkeur aan directe, lokale vormen van politieke betrokkenheid. Hoewel ze sceptisch zijn over de formele politiek, tonen ze interesse in een meer flexibele en responsieve politieke aanpak. Veel jongeren zouden eerder stemmen als politieke partijen beter naar hun zorgen luisterden en het verkiezingsproces toegankelijker was.

2.4.3 Opleidingsniveau

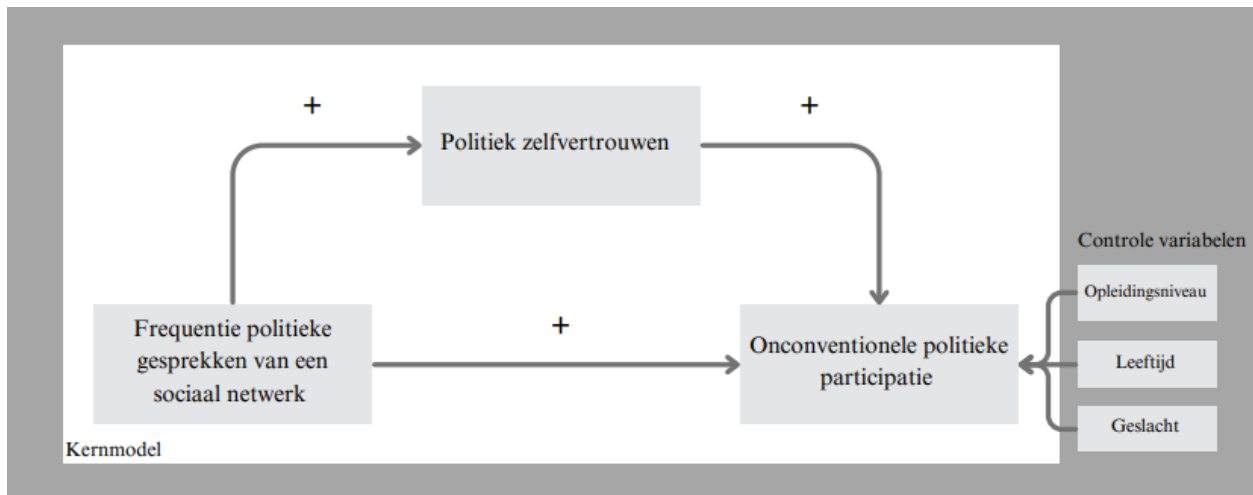
Individueen met een hoog opleidingsniveau vertonen vaak een hogere mate van onconventionele politieke participatie ten opzichte van mensen met een lager opleidingsniveau (Brady et al., 1995; Persson, 2015; Putnam, 2000). Hiervoor zijn twee verschillende oorzaken gevonden die dit kunnen verklaren. Hoger opgeleiden vertonen vaker onconventionele politieke participatie dan lager opgeleiden (Brady et al., 1995; Persson, 2015; Putnam, 2000). Dit komt deels doordat zij betere ontwikkelde sociale en cognitieve vaardigheden hebben, waardoor ze politieke informatie gemakkelijker begrijpen en actief deelnemen aan discussies (Comber, 2007; Flanagan, 2003; Marien et al., 2010). Daarnaast krijgen zij tijdens hun opleiding meer onderwijs over politiek, wat hun politieke kennis vergroot en de kans op participatie verhoogt (Brady et al., 1995). Dit sluit aan bij het eerder besproken mechanisme waarbij politieke kennis politieke participatie stimuleert.

Daarnaast blijkt dat hoger opgeleiden niet alleen actiever participeren, maar ook vaker politieke gesprekken voeren binnen hun sociale netwerken (Galston, 2007). Door hun hogere taalvaardigheid, grotere toegang tot informatie en sociaal kapitaal zijn zij vaker betrokken bij gesprekken waarin politieke thema's worden besproken (Apfeld et al., 2022). Opleiding verhoogt politiek zelfvertrouwen doordat het de cognitieve en motivatiecapaciteiten versterkt die nodig zijn om politiek te begrijpen en actief deel te nemen. Persoonlijke eigenschappen spelen hierbij een rol, maar de invloed van opleiding op internal political efficacy is vooral cognitief en minder afhankelijk van externe factoren (Rasmussen & Nørgaard, 2017).

Gezien de aangetoonde invloed van geslacht, leeftijd en opleidingsniveau op zowel onconventionele politieke participatie, de frequentie van politieke gesprekken binnen een sociaal netwerk als het niveau van politiek zelfvertrouwen, is het belangrijk om deze controlevariabelen mee te nemen in de analyse. Ze kunnen als verstoringen optreden in de relatie tussen de hoofdvariabelen van dit onderzoek. Door deze achtergrondkenmerken te controleren, wordt een betrouwbaarder beeld verkregen van de samenhang tussen politieke gesprekken, politiek zelfvertrouwen en onconventionele participatie.

2.5 Conceptueel model

In het onderstaande figuur 2.1 worden de concepten van het onderzoek model schematisch weergegeven.



Figuur 2.1: Conceptueel onderzoek model

3. Methode

In dit hoofdstuk wordt de onderzoeksopzet uiteengezet. Allereerst wordt de gebruikte dataset beschreven, gevolgd door een toelichting op de procedure van dataverzameling en steekproeffiltering. Vervolgens worden de variabelen van het onderzoek geoperationaliseerd en wordt uiteengezet hoe de controlevariabelen zijn meegenomen. Daarna volgt het analyseplan, waarin de stappen van de statistische analyses en de toetsing van de hypothesen worden toegelicht. Tot slot wordt de respondenten profilering onderbouwd voor de kansen berekening.

3.1 LISS panel dataset

Dit onderzoek maakt gebruik van data uit vragenlijsten van het Langlopend Internet Studies voor de Sociale Wetenschappen (LISS) panel. Het doel van het panel is om representatieve, hoogwaardige gegevens te verzamelen voor wetenschappelijk, beleidsmatig en maatschappelijk relevant onderzoek wat betrekking heeft op de Nederlandse bevolking. Het panel werd opgericht in 2007, en wordt beheerd door Centerdata (LISS panel, 2023). Het LISS panel verzamelt jaarlijkse gegevens via acht longitudinale vragenlijsten, genaamd de LISS Core Study (Centerdata NL, 2022). Deze jaarlijkse gegevens die worden gepubliceerd worden ook wel gepresenteerd als “waves”, waarbij de meest recente wave uit 2024 komt (16de wave). De 16de wave is gebruikt voor dit onderzoek.

Het LISS panel is gebaseerd op een aselechte steekproef die is getrokken uit het bevolkingsregister van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS), waarbij zelfaanmelding niet mogelijk is. Deze steekproefmethode voorkomt selectiebias en draagt bij aan een representatieve afspiegeling van de Nederlandse bevolking (Centerdata, 2022). Om de representativiteit verder te waarborgen, worden ondervertegenwoordigde groepen actief benaderd en, indien nodig, voorzien van de middelen om deel te nemen (zoals een computer of internet toegang). Daarnaast worden non-respons en uitval voortdurend gemonitord, en worden weegfactoren toegepast om verschillen tussen de steekproef en de totale bevolking te corrigeren. Het panel bestaat uit ongeveer 7.500 deelnemers, verspreid over 5.000 huishoudens. Maandelijks ontvangen de panelleden diverse vragenlijsten online. De huishoudens werden benaderd via verschillende methoden, zoals per telefoon, brief of persoonlijk contact, om deelname te bevorderen. Het invullen van de vragenlijsten duurde gemiddeld 15 tot 30 minuten, op een zelfgekozen moment. Per huishouden kon meer dan één lid deelnemen, waarbij het huishouden zelf de gegevens bijhield. Respondenten ontvingen een vergoeding van €15 per uur, afgestemd op de verwachte invultijd (Janssen, 2019). Huishoudens zonder wifi of een computer krijgen de benodigde apparatuur en internetverbinding. Wat het LISS Panel uniek maakt ten opzichte van andere online panels, is dat ook mensen zonder

internetverbinding kunnen deelnemen, wat zorgt voor een bredere en meer diverse deelnemersgroep (Centerdata, 2022).

3.2 Procedure

Het centrale onderzoek van de LISS Core Study binnen het LISS panel behandelt een breed scala aan onderwerpen, die zijn gebaseerd op de ingevulde vragenlijsten van de panelleden. Deze onderwerpen zijn onderverdeeld in elf verschillende thema's (LISS panel, 2023). In dit onderzoek is gebruikgemaakt van drie vragenlijsten die onderdeel zijn van de LISS Core Study. Dit zijn achtergrondvariabelen, Social Integration and Leisure en Politics and Values.

De vragenlijst van de achtergrondvariabele is een enkele vragenlijst die deel uitmaakt van de LISS Core Study (Centerdata, 2022). Deze vragenlijst zal opnieuw worden ingevuld als er een nieuw huishouden wordt toegevoegd aan het LISS panel. Deze vragenlijst bevat vragen over geslacht, leeftijd, opleidingsniveau, inkomen, enz. De datum van afname is onbekend, net zoals het percentage non-response.

Voor de eerste vragenlijst, Social integration and leisure, is hij voorgelegd aan 7.145 respondenten. Hiervan hebben 5.885 respondenten de vragenlijst volledig ingevuld en waren er 106 respondenten die de vragenlijst incompleet hebben ingevuld. Deze vragenlijst is afgenomen in oktober/november van 2023. De vragenlijst van Politics and Values is in drie delen gemeten. Voor dit onderzoek zijn er bruikbare variabelen uit deel 1 en 2 gebruikt. Deel 1 is afgenomen in december 2023. Het eerste deel van deze vragenlijst is voorgelegd aan 7.312 respondenten. Er zijn 6.303 respondenten die deel 1 volledig hebben ingevuld en 27 respondenten incompleet. Voor het tweede deel is de vragenlijst bij 7.432 respondenten voorgelegd. Er zijn 6.334 respondenten die de vragenlijst volledig hebben ingevuld, 24 respondenten hebben de vragenlijst incompleet ingevuld. Na het samenvoegen van alle benodigde vragenlijsten voor dit onderzoek komt het aantal bruikbare respondenten op 5.820.

Als eerste zijn enkel de relevante variabelen geselecteerd die noodzakelijk zijn voor dit onderzoek, om de dataset overzichtelijk en gericht te houden. Vervolgens is er gefilterd op alle respondenten die niet alle benodigde vragen volledig hebben ingevuld uit de dataset verwijderd, om te voorkomen dat ontbrekende data de analyses verstoren. Dit betekent dat alleen respondenten zijn meegenomen waarvan alle relevante variabelen compleet zijn ingevuld. Daarna is de dataset verder gefilterd op leeftijd. Alleen respondenten van 18 jaar of ouder zijn meegenomen, zodat het onderzoek zich volledig richt op volwassenen. Als laatste wordt er gefilterd op onafhankelijkheid. Zoals eerder benoemd is het mogelijk dat respondenten uit hetzelfde huishouden deelnemen aan het LISS panel. Dit is in strijd met de veronderstelling van onafhankelijke respondenten binnen een steekproef. Om de onafhankelijkheid van de respondenten te waarborgen is ervoor gekozen om per huishouden willekeurig één respondent te selecteren.

Respondenten die deze vraag niet hebben ingevuld, worden uitgesloten van de steekproef. Na het filteren komt de dataset op 1282 respondenten. Zie bijlage 1.1 voor de uitgebreide toelichting voor de filters.

3.3 Operationalisatie

In dit onderzoek is de onconventionele politieke participatie de afhankelijke variabele. De onafhankelijke variabelen in dit onderzoek zijn de frequentie van politieke gesprekken in het sociaal netwerk, politiek zelfvertrouwen, geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Politiek zelfvertrouwen wordt opgenomen als het mediërende variabele, en zijn geslacht, leeftijd en opleidingsniveau controlevariabelen. Hieronder worden kort de operationalisaties per variabele uitgeschreven. In bijlage 1 is de uitgebreide bewerking met coderegels en output terug te vinden.

3.3.1 Onconventionele politieke participatie

Onconventionele politieke participatie is gemeten aan de hand van vier items over de politieke activiteiten van respondenten in de afgelopen vijf jaar. Het eerste item: (1) Hij of zij heeft deelgenomen aan een actiegroep. Het tweede item: (2) Hij of zij heeft deelgenomen aan een protestactie, protestmars of demonstratie. Het derde item: (3) Hij of zij heeft via internet, e-mail of sms deelgenomen aan een politieke discussie of actie. Het vierde item: (4) Hij of zij heeft geen enkele vorm van politieke invloed uitgeoefend. Bij alle vier de items kon er geantwoord worden met (0) niet en (1) wel. Voor het vierde item waar respondenten konden aangeven geen politieke invloed te hebben uitgeoefend, is de score gespiegeld. Nu betekent voor elk item 0 geen onconventionele politieke participatie en voor 1 wel onconventionele politieke participatie.

Om een samengestelde variabele te creëren, zijn deze vier items gecombineerd tot een binaire variabele. Respondenten kregen de waarde 1 als zij minimaal één van de bovengenoemde vormen van onconventionele politieke participatie hebben ondernomen. Zie bijlage 1.2 voor de uitgebreide uitwerking.

3.3.2 Frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk

De frequentie van politieke gesprekken is gemeten door respondenten te vragen hoe vaak zij in de afgelopen zes maanden politieke onderwerpen hebben besproken met personen uit hun sociale netwerk. Respondenten konden maximaal vijf personen opgeven met wie zij belangrijke zaken bespreken. Voor elk van deze personen gaven zij aan hoe vaak zij met hen over politieke zaken spraken. Hierbij konden respondenten antwoorden met een 8-puntsschaal, waarbij (1) Bijna elke dag, (2) Eén of twee keer per week, (3) Een aantal keer per maand, (4) Ongeveer één keer per maand, (5) Een aantal keer per jaar, (6) Ongeveer één keer per jaar, (7) Nooit en (8) Niet van toepassing. De laatste antwoordoptie "Niet van toepassing" werd door geen enkele respondent gekozen en is daarom buiten beschouwing gelaten, hierdoor liep de schaal van 1 tot 7.

Om een samengestelde variabele te maken, zijn de antwoorden op de vijf afzonderlijke items samengevoegd tot één variabele. De interne consistentie van deze schaal is aan de hand van Cronbach's alfa ($\alpha = 0,80$) gemeten, wat wijst op een goede betrouwbaarheid. Aangezien het aantal opgegeven personen per respondent varieerde, is voor iedere respondent het gemiddelde berekend van de frequentie van politieke gesprekken met de opgegeven personen. Als laatste is de schaal gespiegeld zodat een hogere score op de schaal bij een hogere frequentie politieke gesprekken in een sociaal netwerk hoort. Voor de volledige uitwerking zie bijlage 1.3.

3.3.3 Politiek zelfvertrouwen

Om politiek zelfvertrouwen te meten, zijn aan de respondenten zes stellingen voorgelegd waarin zij hun perceptie van politieke invloed en begrip konden aangeven. De stellingen luiden als volgt: (1) Kamerleden geven niets om de mening van mensen zoals ik; (2) De politieke partijen zijn alleen maar geïnteresseerd in mijn stem en niet in mijn mening; (3) Mensen zoals ik hebben geen enkele invloed op de regeringspolitiek; (4) Ik ben goed in staat om een actieve rol te spelen in de politiek; (5) Ik heb een goed beeld van de belangrijkste politieke problemen in ons land; (6) Soms lijkt de politiek zo ingewikkeld, dat mensen zoals ik moeilijk kunnen begrijpen wat er speelt. De antwoordopties van deze stellingen is binair met (1) dat is zo of (2) dat is niet zo. Om een samengestelde variabele te creëren, zijn de zes afzonderlijke items samengevoegd tot één schaal. De interne consistentie van de samengestelde schaal is beoordeeld met Cronbach's alfa ($\alpha = 0,69$), wat wijst op een acceptabele betrouwbaarheid.

Allereerst worden de antwoordcategorieën gehercodeerd. De oorspronkelijke antwoordopties zijn omgezet naar een binaire schaal, waarbij (1) dat is zo en (0) dat is niet zo. Vervolgens zijn de vier tegengesteld geformuleerde stellingen (1, 2, 3 en 6) omgekeerd gescoord, zodat een hogere waarde consequent een hoger politiek zelfvertrouwen weerspiegelt. Op basis van deze bewerking is een samengestelde schaal gecreëerd met een scorebereik van 0 tot 6, waarbij een hogere score duidt op een hoger politiek zelfvertrouwen. De uitgebreide uitwerking is terug te vinden in bijlage 1.4.

3.3.4 Controle variabelen

Allereerst wordt er gecontroleerd voor geslacht. Er waren drie antwoordmogelijkheden namelijk (1) man, (2) vrouw en (3) anders. De optie om (3) anders in te vullen is sinds februari 2022 mogelijk. Deze optie was door 1 respondenten ingevuld, daarom is ervoor gekozen om deze respondent niet mee te nemen in de analyse. Geslacht is gehercodeerd naar een dummyvariabele met (1) man en (0) vrouw.

Ten tweede wordt er gecontroleerd voor leeftijd. De vraag was een open vraag waarbij respondenten zelf een numerieke waarde in konden vullen. Het ging hier om de leeftijd in jaren die de respondent was op het moment van invullen van het item.

Als derde is er gecontroleerd voor opleidingsniveau. Hiervoor is het variabele gebruikt waarbij respondenten aangegeven hebben wat hun hoogst behaalde opleiding is. De antwoordmogelijkheden zijn als het CBS gehanteerd: (1) basisonderwijs; (2) vmbo; (3) havo/vwo; (4) mbo; (5) hbo; (6) wo. Zie bijlage 1.5 tot 1.7 voor de uitgebreide uitwerking.

3.4 Analyseplan

Als allereerste wordt er een univariate analyse uitgevoerd om een beeld te krijgen van de variabelen. Hiervoor zijn frequentietabellen en beschrijvende statistieken gegenereerd. Hierbij worden de waarden van de initiële steekproef vergeleken met die van de Nederlandse bevolking. Ook is er een missende waardenanalyse gedaan om te kijken of er systematische uitval is. Vervolgens zijn bivariate correlatieanalyses uitgevoerd om de samenhang tussen de belangrijkste variabelen in het onderzoek te verkennen. Afhankelijk van het meetniveau van de betrokken variabelen is gekozen voor een geschikte correlatietoets. Voor relaties tussen twee continue variabelen is gebruikgemaakt van de Pearson-correlatiecoëfficiënt. Voor samenhangen tussen twee binaire variabelen (geslacht en onconventionele politieke participatie) is de Phi-coëfficiënt toegepast.

Met behulp van verschillende statistische modellen worden de hypothesen getoetst. De modellen 1, 2 en 4 met de binaire variabele onconventionele politieke participatie als afhankelijke variabelen worden geschat aan de hand van een logistische regressieanalyse. Model 3 wordt geschat met lineaire regressieanalyse, waarbij politiek zelfvertrouwen als afhankelijke variabele wordt opgenomen.

Het eerste model voorspelt de afhankelijke variabele onconventionele politieke participatie op basis van de onafhankelijke controlevariabelen (geslacht, leeftijd en opleidingsniveau). Het effect van deze controlevariabelen op de onconventionele politieke participatie wordt in dit model onderzocht. Dit model beoordeelt hoe goed de controlevariabelen op zichzelf de onconventionele politieke participatie kunnen voorspellen.

In het tweede model wordt de variabele frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk toegevoegd. Aan de hand van dit model wordt de invloed van frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk op de onconventionele politieke participatie, de eerste hypothese en de eerste voorwaarde van het mediatie-effect onderzocht. Daarnaast is er op basis van dit model een kansberekening uitgevoerd voor een specifiek respondentenprofiel om de effectgrootte van dit verband inzichtelijk te maken.

In het derde model wordt politiek zelfvertrouwen opgenomen als de afhankelijke variabele. In dit model zitten verder de onafhankelijke variabele frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk en de controlevariabelen geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Het model toetst of er een positieve samenhang

tussen frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk op politiek zelfvertrouwen bestaat. Hiermee wordt de tweede voorwaarde van het mediatie-effect getoetst.

Het laatste en vierde model voorspelt de afhankelijke variabele onconventionele politieke participatie uit de onafhankelijke variabele frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk en de mediërende variabele politiek zelfvertrouwen en de controlevariabelen. Ook toetst het model de derde voorwaarde van het mediatie-effect en onderzoekt of politiek zelfvertrouwen een significant effect heeft op onconventionele politieke participatie. Net als in model 2 is ook hier een kansberekening uitgevoerd met hetzelfde respondentenprofiel om de impact van de mediërende variabele politiek zelfvertrouwen concreet te maken.

Om de mediatie te onderzoeken met betrekking tot de tweede hypothese wordt onderzocht of het effect van frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk op de onconventionele politieke participatie vermindert wanneer politiek zelfvertrouwen aan het model wordt toegevoegd. Om dit te toetsen, zijn de hellingen van frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk vergeleken tussen model 2 (zonder politiek zelfvertrouwen) en model 4 (met politiek zelfvertrouwen). Een afname van de helling in model 4 ten opzichte van model 2 zou duiden op mediatie.

Na het schatten van de regressiemodellen wordt de modelfit geëvalueerd en wordt modeldiagnostiek uitgevoerd. Voor de logistische regressiemodellen (1, 2 en 4) wordt de modelfit beoordeeld aan de hand van likelihood ratio tests, classificatietabellen en de Hosmer-Lemeshowtoets. De assumptie van onafhankelijkheid wordt getoetst, en er wordt gecontroleerd op multicollineariteit (VIF) en invloedrijke observaties (DFBETA, leverage).

Voor het lineaire regressiemodel (model 3) wordt de modelfit gemeten aan de van de R^2 . Daarna worden de assumpties van lineariteit, homoscedasticiteit, normaliteit van de residuen en multicollineariteit gecontroleerd.

Alle data-analyses zijn uitgevoerd met behulp van RStudio (versie 2025.05.0) en R (versie 4.2.3). De kansberekeningen zijn aan de hand van Excel berekend.

3.5 Profielvorming kansberekening

Voor het berekenen en interpreteren van de geschatte kansen op onconventionele politieke participatie zijn specifieke respondentenprofielen opgesteld. Hierbij is onderscheid gemaakt op basis van geslacht (man/vrouw) en opleidingsniveau (laag/hoog), omdat deze kenmerken zowel theoretisch als empirisch relevant zijn voor politieke participatie. Eerdere studies tonen aan dat mannen doorgaans vaker politiek actief zijn en meer politiek zelfvertrouwen hebben dan vrouwen (Burns et al., 2001; Schlozman et al., 1999). Daarnaast wordt opleidingsniveau vaak gerelateerd aan hogere participatie en politieke competentie (Brady

et al., 1995; Persson, 2015). Leeftijd is voor de kansberekening constant gehouden. Door deze factoren te combineren ontstaan herkenbare profielen die inzicht bieden in verschillen in de frequentie van politieke gesprekken en participatie. Deze profielen zijn vervolgens gebruikt om in verschillende scenario's de kansen op onconventionele politieke participatie te schatten.

4. Resultaten

In dit hoofdstuk worden de resultaten besproken. Allereerst wordt er gekeken naar de beschrijvende statistieken, waarbij zowel univariate als bivariate statistieken worden gepresenteerd. Hierbij wordt de distributie van de variabelen weergegeven, evenals de onderlinge samenhang tussen deze variabelen. Vervolgens komt de modelfit, identificatie van uitbijters, multicollineariteit en het toetsen van de aannames aan bod. Tot slot worden de hypothesetoetsingen besproken. De volledige analyses zijn terug te vinden in Bijlage 2, terwijl in Bijlage 3 dieper wordt ingegaan op het toetsen van de aannames, het identificeren van mogelijke uitbijters en het onderzoeken van multicollineariteit.

4.1 Beschrijvende statistieken

4.1.1 Univariate beschrijvingen

In tabel 4.1 zijn de resultaten van de univariate beschrijvingen voor alle variabelen gegeven. Wat te zien is, is dat het overgrote deel van de respondenten neemt niet deelneemt aan onconventionele politieke participatie (74%), wat betekent dat slechts een kleine minderheid hieraan meedoet. Deelnemers voeren af en toe politieke gesprekken in hun netwerk (*Gem.* 3,40, *SD* = 1,25), maar zulke discussies zijn niet erg intensief. De verdeling van politiek zelfvertrouwen onder respondenten is redelijk symmetrisch verdeeld (Zie bijlage 1.4, Figuur 1.3). Ongeveer de helft scoort in het lagere bereik (waarden 0–2) en de andere helft in het hogere bereik (waarden 3–6), wat duidt op een spreiding over het hele spectrum. De respondenten verschillen in gelijke mate in hun perceptie van politieke zelfvertrouwen. De respondenten zijn over het algemeen terughoudend in onconventionele politieke participatie, en voeren politieke gesprekken in hun netwerk eveneens slechts sporadisch.

In de steekproef zitten meer vrouwen (61%) dan mannen (39%). De leeftijden van de respondenten lopen behoorlijk uiteen, van jongvolwassenen (18 jaar) tot mensen op hoge leeftijd (95 jaar), met een gemiddelde leeftijd van ongeveer 51 jaar. Dat laat zien dat er mensen uit verschillende leeftijdsgroepen meedoen aan het onderzoek. Wat opleidingsniveau betreft, blijkt dat de meeste deelnemers redelijk tot goed opgeleid zijn (*Gem.* = 4.4). De helft van de respondenten geeft aan relatief hoog opgeleid te zijn in de steekproef (*M* = 5). Wanneer we deze samenstelling vergelijken met de algemene bevolking, vallen enkele verschillen op. Volgens het CBS bestond de Nederlandse bevolking in 2022 uit ongeveer evenveel mannen (49%) als vrouwen (51%) (Centraal Bureau voor de Statistiek, n.d.). Ook ligt de gemiddelde leeftijd in Nederland lager, namelijk op 42,4 jaar (Centraal Bureau voor de Statistiek, n.d. -a). Bij het vergelijken met de gebruikte steekproef is het belangrijk om te bedenken dat daarin alleen volwassenen zijn meegenomen. Daardoor ligt de gemiddelde leeftijd van de steekproef vanzelfsprekend wat hoger dan die van de totale bevolking. De steekproef bevat dus relatief meer vrouwen en iets oudere respondenten. Wat betreft opleidingsniveau blijkt uit cijfers van het CBS uit 2023 dat 36,4% van de Nederlandse bevolking hoogopgeleid is (CBS, 2024). In deze steekproef is het aandeel hoogopgeleiden echter groter. De

respondenten in dit onderzoek zijn daarmee over het algemeen iets ouder, vaker vrouw en hoger opgeleid dan gemiddeld in Nederland, wat van invloed kan zijn op de representativiteit van de resultaten. Daarnaast duidt de vergelijking met de oorspronkelijke dataset op lichte systematische uitval. Mannen, jongere respondenten en lager opgeleiden zijn relatief vaker uitgevallen vanwege ontbrekende of onvolledige gegevens. Daardoor is de uiteindelijke steekproef enigszins vertekend.

Tabel 4.1: Beschrijving van de in de analyse opgenomen variabelen: gemiddelde (standaarddeviatie), minimum- en maximumwaarde en totaal aantal respondenten

<i>Variabele</i>	<i>Gemiddelde (standaarddeviatie)^a</i>	<i>Minimum</i>	<i>Mediaan</i>	<i>Maximum</i>	<i>N totaal</i>
Onconventionele politieke participatie ^b (nee=0; ja=1)	26% wel 74% niet	0	-	1	1282
Frequentie politieke gesprekken ^b	3.40 (1.25)	1	3	7	1282
Politiek vertrouwen ^b (schaal 7 items)	3.08 (1.84)	0	3	6	1282
Geslacht (man=0; vrouw=1)	39% man 61% vrouw	0	-	1	1282
Leeftijd	50.73 (18.56)	18	52	95	1282
Opleidingsniveau (schaal 6 items)	4.35 (1.37)	1	5	6	1282

^aBij nominale variabelen is de frequentieverdeling vermeld in percentages.

^bSchaalvariabele gebaseerd op meerdere items.

4.1.2 Bivariate beschrijvingen

In tabel 4.2 staan de resultaten van de Pearson-correlaties en tonen een significant positief verband tussen de frequentie van politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie ($r = 0.19$; $p < .001$). Deze bevinding sluit aan bij de eerste hypothese (H1), waarin werd gesteld dat individuen die vaker politieke gesprekken voeren binnen hun sociale netwerk, vaker deelnemen aan onconventionele vormen van politieke participatie. Daarnaast werd onderzocht of politiek zelfvertrouwen mogelijk een verklarende rol speelt in dit verband (H2). Uit de resultaten blijkt dat individuen die vaker politieke gesprekken voeren, gemiddeld ook meer politiek zelfvertrouwen ervaren ($r = 0.27$; $p < .001$). Daarnaast blijkt dat personen met een hoger politiek zelfvertrouwen vaker deelnemen aan onconventionele vormen van politieke participatie ($r = 0.22$; $p < .001$). Hoewel deze correlaties op zichzelf geen mediatie aantonen, ondersteunen zij wel het theoretische idee dat politiek zelfvertrouwen een gedeeltelijke verklarende factor zou kunnen zijn voor de relatie tussen gesprekken en participatie.

Naast de hypothesetoetsing zijn ook enkele relevante achtergrondvariabelen meegenomen. Het blijkt dat respondenten met een hoger opleidingsniveau zich over het algemeen zelfverzekerder voelen over

hun politieke kennis en invloed ($r = 0.28$; $p < .001$). Ze praten ook iets vaker over politiek in hun sociale omgeving ($r = 0.12$; $p < .001$) en nemen vaker deel aan onconventionele vormen van politieke participatie ($r = 0.15$; $p < .001$). Deze correlaties zijn statistisch significant, maar variëren in sterkte. De samenhang tussen opleidingsniveau en politiek zelfvertrouwen is matig, terwijl de verbanden met politieke gesprekken en participatie eerder zwak zijn. Leeftijd lijkt in deze steekproef minder invloedrijk. Er is geen duidelijke relatie gevonden tussen leeftijd en politiek zelfvertrouwen of participatie. Bij geslacht komt naar voren dat vrouwen in deze steekproef gemiddeld iets vaker over politiek praten ($r = 0.14$; $p < .001$) en zich iets zekerder voelen over hun politieke kennis en invloed dan mannen ($r = 0.13$; $p < .001$).

Hoewel de correlaties zwak zijn, kunnen ze erop wijzen dat vrouwen zich mogelijk vaker aangesproken of vertegenwoordigd voelen in het politieke domein. Tegelijkertijd benadrukken de lage correlatiewaarden dat geslacht slechts een beperkte rol speelt in het verklaren van deze verschillen. Al met al schetst dit een beeld van een steekproef waarin hoger opgeleiden actiever en zekerder zijn op politiek vlak, vrouwen gemiddeld iets zelfverzekerder zijn en vaker politieke gesprekken voeren dan mannen, terwijl leeftijd minder bepalend lijkt voor deze houdingen en gedragingen.

Tabel 4.2: Correlaties van alle variabelen die zijn opgenomen in de analyse (n = 1282)

	1. Oncon. pol. par.	2. Freq. Polges.	3. Pol. Zelf.	4. Gsl	5. Lft.	6. Opl.
1. Onconventionele politieke participatie (nee=0; ja= 1)	-					
2. Frequentie politieke gesprekken	** .19 ^a	-				
3. Politiek zelfvertrouwen	** .22 ^a	** .27 ^a	-			
4. Geslacht (vrouw= 0; man=1)	.03 ^b	** .14 ^a	** .13 ^a	-		
5. Leeftijd	-.02 ^a	.01 ^a	-.03 ^a	* .05 ^a	-	
6. Opleidingsniveau	** .15 ^a	** .12 ^a	** .28 ^a	.03 ^a	** -.16 ^a	-

*Significant op 0,05; ** Significant op 0,01; tweezijdige toets

^a Pearson correlatie; ^b Phi-coëfficiënt ϕ

4.2 Model evaluatie

Voor de betrouwbaarheid van de regressieanalyses is allereerst onderzocht in hoeverre de onderliggende assumpties worden nageleefd. Dit geldt zowel voor de lineaire als de logistische regressiemodellen die in dit onderzoek zijn toegepast. Daarnaast is de fit van de geschatte modellen beoordeeld aan de hand van diverse statistische toetsen. Ook is aandacht besteed aan de invloed van mogelijke uitbijters en de mate van samenhang tussen de onafhankelijke variabelen, om zo de kwaliteit en validiteit van de resultaten te waarborgen. De volgende paragrafen geven een overzicht van deze toetsingen en de uitkomsten daarvan.

4.2.1 Assumptietoetsing

Voorafgaand aan de interpretatie van de regressieresultaten zijn de onderliggende assumpties van zowel lineaire als logistische regressie getoetst om de betrouwbaarheid te waarborgen. Voor de lineaire regressie zijn de aannames van onafhankelijkheid, lineariteit, homoscedasticiteit en normaliteit gecontroleerd. Voor de logistische regressie is de aanname onafhankelijkheid gecontroleerd. De toetsingen tonen aan dat er voldoende mate aan de assumpties is voldaan, zodat de resultaten van de regressieanalyses als betrouwbaar geïnterpreteerd kunnen worden. Zie bijlage 3.4 voor een diepere toelichting.

4.2.2 Modelfit

Voor dit onderzoek zijn er 4 modellen geschat. Hiervan zijn drie modellen (model 1, 2, en 4) geschat aan de hand van een logistische regressieanalyse met onconventionele politieke participatie als afhankelijke variabelen. Er is één lineaire regressiemodel (model 3) geschat met politiek zelfvertrouwen als afhankelijke variabele. De modellen worden geëvalueerd aan de hand van de fit van het model. Bij de drie logistische modellen wordt er gekeken naar de Hosmer lemeshow test, likelihood-ratio toets en classificatietabellen. De Hosmer-Lemeshow test geeft inzicht in de mate waarin de voorspellingen van het model overeenkomen met de daadwerkelijke observaties. Voor model 1 werd een

Hosmer-Lemeshow chi-kwadraatwaarde van 3,17 gevonden ($p = .923$), wat duidt op een acceptabele model fit. Ook model 2 laat een acceptabele fit zien ($\chi^2 = 10.44$; $p = .236$), evenals model 4 ($\chi^2 = 2.46$; $p = .982$). In alle gevallen wijzen de niet-significante p -waarden erop dat de modellen geen significante afwijkingen vertonen tussen voorspelde en geobserveerde waarden.

Daarnaast zijn de modellen vergeleken met behulp van likelihood-ratio toetsen om te beoordelen of de toevoeging van variabelen leidt tot een significant betere voorspelling. Model 2, waarin de frequentie van politieke gesprekken is meegenomen, verbetert het model ten opzichte van model 1 ($\Delta\text{Deviance} = 40.81$; $p < .001$). Het toevoegen van politiek zelfvertrouwen in model 4 leidt opnieuw tot een significante verbetering ($\Delta\text{Deviance} = 26.58$; $p < .001$).

Als laatste is er gekeken naar classificatietabellen om de voorspellende kracht van de modellen te bekijken. Hierbij is rekening gehouden met de scheve verdeling van de afhankelijke variabele door een

aangepaste grenswaarde te hanteren. De classificatie resultaten tonen aan dat model 4, waarin zowel frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk als politiek zelfvertrouwen zijn opgenomen, de hoogste balans bereikt in het correct voorspellen van participatie en niet-participatie (64.2%). Het model biedt daarmee een gebalanceerde en bruikbare voorspelling van onconventionele participatie. Een gedetailleerde bespreking van de classificatiewaarden is opgenomen in Bijlage 3.1. Bij de logistische regressieanalyse lijkt model 4 het beste te kunnen voorspellen.

Wat betreft het lineaire regressiemodel 3, dat politiek zelfvertrouwen voorspelt, blijkt uit de adjusted R²-waarde dat het model 14,1% van de variantie in politiek zelfvertrouwen verklaart. Dit wijst op een redelijke bijdrage aan het verklaren van politiek zelfvertrouwen. Het model is statistisch significant ($F(4, 1277) = 53.57; p < .001$). Zie bijlage 3.2.

4.2.3 Multicollineariteit

Multicollineariteit werd onderzocht aan de hand van de Variance Inflation Factor (VIF). Alle VIF-waarden liggen ruim onder de gangbare grens van 2, wat aangeeft dat er geen sprake is van problematische samenhang tussen de verklarende variabelen. Zie bijlage 3.3.

4.2.4 Uitbijters en invloedrijke punten

Om te toetsen of individuele observaties een invloed uitoefenen op de regressieresultaten, is een uitbijter analyse uitgevoerd met behulp van Leverage en DFBETAS. In totaal werden 66 observaties geïdentificeerd als potentieel invloedrijk. Voor elk van deze observaties zijn de scores op de variabelen in het model afzonderlijk bekeken. Deze controle bracht geen foutieve of extreem afwijkende waarden aan het licht. In bijlage 3.5 weergeeft een uitgebreide analyse van de uitbijter identificatie.

4.3 Hypothesetoetsing

In dit hoofdstuk worden de opgestelde hypothesen getoetst aan de hand van regressieanalyses. Eerst wordt onderzocht of de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk van individuen samenhangt met onconventionele politieke participatie. Vervolgens wordt getest in hoeverre politiek zelfvertrouwen een mediërende rol speelt in deze relatie. De resultaten bieden inzicht in de directe en indirecte effecten van politieke gesprekken op participatie.

4.3.1 Hypothese 1

In de eerste hypothese wordt gesteld dat een hogere frequentie van politieke gesprekken van individuen met hun sociale netwerk leidt tot een grotere kans op onconventionele politieke participatie. Uit Tabel 4.5, Model 2 blijkt dat de frequentie waarmee mensen politieke gesprekken voeren, positief samenhangt met hun neiging om deel te nemen aan onconventionele politieke activiteiten ($b = 0.353; SE =$

0.057; $p < .001$). Dit betekent dat respondenten die vaker praten over politiek met anderen, ook vaker betrokken zijn bij vormen van onconventionele politieke participatie. Het effect is statistisch significant.

In tabel 4.5 zijn de resultaten van het logistische regressiemodel weergegeven. Model 2 bevat de afhankelijke variabele (onconventionele politieke participatie) en vier onafhankelijke variabelen: de frequentie van politieke gesprekken, geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Er is te zien dat respondenten die vaker politieke gesprekken voeren binnen hun sociale netwerk, een grotere kans hebben om deel te nemen aan onconventionele politieke participatie. De positieve en significante regressiecoëfficiënt ($b = 0,353$; $p < .001$) wijst erop dat de frequentie van politieke gesprekken een belangrijke voorspeller is van dit

type participatie. De odds-ratio van 1,42 ondersteunt dit verder. Voor elke toename van één punt op de schaal van gesprekfrequentie, neemt de kans op participatie met ongeveer 42% toe, wanneer gecontroleerd wordt voor geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Om de effectgrootte van de frequentie van politieke gesprekken op onconventionele politieke participatie beter te interpreteren, zijn geschatte kansen berekend voor verschillende scenario's (zie tabel 4.3). Zie methodehoofdstuk 3.5 voor de samengestelde profielen voor de kansenberekening. Dit is een profiel van respondenten waarvan op inhoudelijke gronden verwacht mag worden dat zij verschillen in hun frequentie in politieke gesprekken en de mate waarin zij participeren. Zie Bijlage 2.3.1 voor de exacte berekening van de kansen voor model 2.

De resultaten in tabel 4.3 laten duidelijk zien dat de kans op onconventionele politieke participatie toeneemt naarmate de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk stijgt. Dit patroon geldt voor zowel mannen als vrouwen en voor zowel lage als hoge opleidingsniveaus. Respondenten met een hoog opleidingsniveau en een hoge gespreksfrequentie hebben de grootste kans op participatie, terwijl mensen met een laag opleidingsniveau en weinig politieke gesprekken de laagste kans hebben. Op basis van deze resultaten wordt Hypothese 1 ondersteund: mensen die vaker politieke gesprekken voeren binnen hun sociale netwerk hebben een grotere kans op deelname aan onconventionele politieke participatie.

Tabel 4.3: Weergave kansen op onconventionele politieke participatie in model 2 waarbij leeftijd constant is gehouden op het gemiddelde ($n = 1282$)

	Geen frequentie in politieke gesprekken (0)	Gemiddelde frequentie in politieke gesprekken (3)	Veel frequentie in politieke gesprekken (7)
Man met een laag opleidingsniveau	4,6% kans op politieke participatie	11,4% kans op politieke participatie	34,4% kans op politieke participatie
Man met een hoog opleidingsniveau	13,2% kans op politieke participatie	30,4% kans op politieke participatie	64,1% kans op politieke participatie
Vrouw met een laag opleidingsniveau	3,8% kans op politieke participatie	10,2% kans op politieke participatie	31,8% kans op politieke participatie
Vrouw met een hoog opleidingsniveau	11,9% kans op politieke participatie	27,9% kans op politieke participatie	61,4% kans op politieke participatie

4.3.2 Hypothese 2

In de tweede hypothese wordt gesteld dat het effect van de frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk op onconventionele politieke participatie deels wordt verklaard door politiek zelfvertrouwen. Om dit te toetsen worden er zowel resultaten uit een logistische regressie (zie tabel 4.5, model 2 en model 4) en een lineaire regressie (zie tabel 4.6, model 3). Om het mediatie-effect te toetsen wordt er gekeken naar de drie voorwaarden om dit te toetsen. De eerste voorwaarde betreft of er een effect is van de frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk op het afhankelijke variabele onconventionele politieke participatie. Dit is getoetst aan de hand van de eerste hypothese. Hier wordt aangetoond dat een hogere mate van politieke gesprekken in een sociaal netwerk leidt tot een hogere kans op onconventionele politieke participatie.

Bij de tweede voorwaarde van het mediatie-effect wordt er gekeken naar de invloed van de mate van politieke gesprekken binnen een sociaal netwerk op het politieke zelfvertrouwen, gecontroleerd voor geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Dit wordt getoetst in model 3 (zie Tabel 4.6). Het laat zien dat als men meer politieke gesprekken binnen het sociale netwerk het politiek zelfvertrouwen groter wordt ($b = 0.341$; $p < .001$), dit effect is statistisch significant. De positieve helling betekent dat bij een toename van één punt op de schaal van gespreksfrequentie het politiek zelfvertrouwen gemiddeld met 0.341 punten stijgt. Gezien het gemiddelde politiek zelfvertrouwen van respondenten rond de 3.1 ligt ($SD = 1.8$), is dit een redelijke stijging. Dit suggereert dat hoe vaker mensen over politiek praten binnen hun netwerk, hoe zekerder zij zich voelen over hun politieke kennis en invloed. Dit verband tussen politiek zelfvertrouwen en frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk ondersteunt de tweede voorwaarde voor een eventuele mediatie.

Als laatste wordt het volledige model 4 (tabel 4.5) getoetst. Hierin werden de mogelijke invloeden van de frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk en politiek zelfvertrouwen op de onconventionele politieke participatie voorspeld. Om de derde voorwaarde van het mediatie-effect te toetsen wordt er gekeken naar het effect van de frequentie van politieke gesprekken op onconventionele politieke participatie in model 2 en 4. Om te onderzoeken of politiek zelfvertrouwen een deel van het effect van de frequentie van politieke gesprekken binnen een sociaal netwerk op onconventionele politieke participatie verklaart, worden model 2 en model 4 met elkaar vergeleken. In Model 4 (Tabel 4.5) is te zien dat de regressiecoëfficiënt voor frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk daalt van $b = 0.353$ (Model 2) naar $b = 0.297$ (Model 4), terwijl het effect van politiek zelfvertrouwen zelf significant is ($b = 0.203$; $p < .001$). Deze afname wijst op een gedeeltelijke mediatie: politiek zelfvertrouwen verklaart een deel van het verband tussen frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk en onconventionele politieke participatie.

Om het effect van deze mediatie meer inzichtelijk te maken, zijn op basis van de uitkomsten van Model 4 geschatte kansen berekend. Hiervoor zijn dezelfde respondentenprofielen gebruikt als bij Hypothese 1, zodat de resultaten goed met elkaar te vergelijken zijn. In model 2 is politiek zelfvertrouwen nog niet opgenomen, terwijl dit in model 4 wel het geval is. Door deze toevoeging kan worden onderzocht in hoeverre politiek zelfvertrouwen een verklarende rol speelt in de relatie tussen politieke gesprekken en participatie. Zie voor de exact kansberekeningen van model 4 bijlage 2.3.2. Voor de kansberekening van model 2 is te zien dat mannen met een laag opleidingsniveau die veel politieke gesprekken voeren een geschatte kans hebben van 34,4% (Zie Tabel 4.3) op onconventionele politieke participatie. Voor de kansberekening van model 4 daalt deze kans naar 30,6% (Zie Tabel 4.4). Bij vrouwen met een hoog opleidingsniveau met dezelfde frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk daalt de kans van 61,4% (Zie Tabel 4.3) naar 49,6% (Zie Tabel 4.4). Ook in andere combinaties is dit patroon zichtbaar. De afname in geschatte kansen varieert tussen ongeveer 3 tot 12 procentpunt, afhankelijk van de groep.

Deze dalingen geven aan dat een deel van het effect dat in model 2 wordt toegeschreven aan politieke gesprekken, in model 4 wordt ‘opgevangen’ door politiek zelfvertrouwen. Het effect van politieke gesprekken blijft in model 4 nog steeds aanwezig, maar is kleiner dan in model 2. Dit wijst op een gedeeltelijke mediatie waarbij politieke gesprekken deels direct de participatie beïnvloeden, en deels via een versterkt gevoel van politiek zelfvertrouwen. Binnen dit onderzoek ondersteunen de resultaten het idee dat politiek zelfvertrouwen gedeeltelijk medeert in de relatie tussen de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociaal netwerk en onconventionele politieke participatie. De resultaten ondersteunen de hypothese dat politiek zelfvertrouwen een gedeeltelijke mediërende rol speelt in de relatie tussen de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk en onconventionele politieke participatie.

Tabel 4.4: Weergave kansen op onconventionele politieke participatie in model 4 waarbij leeftijd en politiek zelfvertrouwen constant zijn gehouden op het gemiddelde (n = 1282)

	Geen frequentie in politieke gesprekken (0)	Gemiddelde frequentie in politieke gesprekken (3)	Veel frequentie in politieke gesprekken (7)
Man met een laag opleidingsniveau	5,2% kans op politieke participatie	11,9% kans op politieke participatie	30,6% kans op politieke participatie
Man met een laag opleidingsniveau	11,5% kans op politieke participatie	24,1% kans op politieke participatie	51,0% kans op politieke participatie
Vrouw met een hoog opleidingsniveau	5,0% kans op politieke participatie	11,3% kans op politieke participatie	29,4% kans op politieke participatie
Vrouw met een hoog opleidingsniveau	11,0% kans op politieke participatie	23,1% kans op politieke participatie	49,6% kans op politieke participatie

Tabel 4.5: Resultaten van een stapsgewijze logistische regressie met onconventionele politieke participatie als afhankelijke variabele, frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk als onafhankelijk en politiek zelfvertrouwen als mediërende variabele (n = 1282)

	<i>Model 1</i>			<i>Model 2</i>			<i>Model 4</i>			
	<i>b</i> (SE)	<i>Exp</i> (<i>b</i>)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>Exp</i> (<i>b</i>)	<i>p</i>	<i>b</i> (SE)	<i>Exp</i> (<i>b</i>)	<i>p</i>	VIF
Constante	-2.412 (0.332)	0.090	<.001	-3.465 (0.384)	0.031	<.001	-3.578 (0.387)	0.052	<.001	
Geslacht (0= vrouw; 1 = man)	0.237 (0.132)	1.267	.073	0.118 (0.135)	1.125	.384	0.057 (0.137)	0.886	.679	1.057
Leeftijd	0.0001 (0.0004)	1.0001	.910	-0.0001 (0.004)	0.999	.964	-0.0002 (0.004)	0.999	.936	1.096
Opleidingsniveau	0.271 (0.052)	1.312	<.001	0.245 (0.053)	1.278	<.001	0.171 (0.054)	1.140	<.05	1.182
Frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk				0.353 (0.057)	1.423	<.001	0.297 (0.058)	1.259	<.001	1.075
Politiek zelfvertrouwen							0.203 (0.040)	1.230	<.001	1.150
-2Log- Likelihood	1046			1006.8			987.26			
χ^2	33.364		<.001	40.813		<.001	26.581		<.001	
Hosmer- Lemeshow test	3.168		.923	10.436		.236	2.460		.928	

Tabel 4.6: Resultaten van een lineaire regressie met politiek zelfvertrouwen als afhankelijke variabele (n=1282)

	<i>Model 3</i>		
	<i>b</i> (SE)	<i>p</i>	<i>VIF</i>
Constante	0.315 (0.248)	.203	
Geslacht (0= vrouw; 1 = man)	0.355 (0.099)	<.001	1.049
Leeftijd	0.0001 (0.003)	.771	1.106
Opleidingsniveau	0.341 (0.036)	<.001	1.102
Frequentie politieke gesprekken van een sociaal netwerk	0.326 (0.039)	<.001	1.046
R ²	0.144		
R ² -adjusted	0.141		
F-change			

5. Conclusie & Discussie

In dit onderzoek staat de volgende vraag centraal: *“Hoe hangt de frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk samen met de onconventionele politieke participatie van het individu, en hoe beïnvloed politiek zelfvertrouwen het verband tussen de frequentie van politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie?”*. Om deze onderzoeksvraag te beantwoorden is een hiërarchische logistische regressie uitgevoerd met een lineair model. Het onderzoek is gericht op de Nederlandse populatie van 18 jaar en ouder.

Dit onderzoek onderzocht of mensen die vaker over politiek praten ook vaker meedoen aan onconventionele politieke acties. Uit de resultaten blijkt dat deze gesprekken inderdaad samenhangen met een grotere kans op onconventionele participatie. Het effect is statistisch significant en redelijk sterk. Bij elke toename in de frequentie van politieke gesprekken neemt de kans op participatie merkbaar toe. Dit sluit goed aan bij mobilisatietheorieën, die stellen dat sociale gesprekken mensen kunnen aanmoedigen om politiek actief te worden, doordat ze normen versterken en het gevoel geven dat je erbij hoort (McClurg, 2003; Amsalem & Nir, 2019).

Daarnaast blijkt dat politiek zelfvertrouwen een deel van dit verband verklaart. Mensen die vaker over politiek praten, voelen zich politiek competent, en dat vergroot hun kans om in actie te komen. Het onderzoek laat dus zien dat gesprekken niet alleen informeren, maar ook kunnen bijdragen aan een gevoel van zelfvertrouwen, wat belangrijk is om tot politieke actie over te gaan (Eveland & Thomson, 2006; Corcoran et al., 2011).

De meting van frequentie van politieke gesprekken is relatief vaag geformuleerd, waardoor respondenten het concept waarschijnlijk op uiteenlopende manieren interpreteren. Sommigen rekenen informele opmerkingen al als ‘politiek gesprek’, terwijl anderen alleen inhoudelijke discussies meetellen. Deze interpretatieverschillen brengen het risico met zich mee dat het item niet eenduidig meet wat het beoogt te meten. Daardoor is de constructvaliditeit van deze variabele minder gewaarborgd (Carmines & Zeller, 1979).

Tegelijkertijd moet bij de interpretatie van deze mediatie rekening worden gehouden met de manier waarop politiek zelfvertrouwen is gemeten. In dit onderzoek is een samengestelde schaal gebruikt bestaande uit zes stellingen, waaronder: “Ik ben goed in staat om een actieve rol te spelen in de politiek”, “Ik heb een goed beeld van de belangrijkste politieke problemen in ons land”, en “Soms lijkt de politiek zo ingewikkeld, dat mensen zoals ik moeilijk kunnen begrijpen wat er speelt.” Deze drie stellingen sluiten goed aan bij het concept van interne politieke efficacy, dat verwijst naar het vertrouwen in het eigen vermogen om politiek te begrijpen en eraan deel te nemen (Niemi et al., 1991; Morell, 2003). De overige drie stellingen, zoals “Kamerleden geven niets om de mening van mensen zoals ik” meten eerder externe efficacy of politiek

wantrouwen. Het combineren van interne en externe componenten binnen één schaal maakt de interpretatie van het mediatie-effect conceptueel onzuiver. Daardoor blijft onduidelijk of het gemeten effect echt voortkomt uit politiek zelfvertrouwen, wat de conclusie over het onderliggende verband minder stevig maakt.

Een belangrijke beperking van dit onderzoek betreft de representativiteit van de gebruikte steekproef. Hoewel de data afkomstig zijn uit het representatieve LISS-panel, geldt dat niet voor de uiteindelijke steekproef. Zo blijkt dat bijna de helft van de respondenten in deze steekproef hoogopgeleid is, terwijl dit aandeel in de Nederlandse bevolking slechts 36,4% bedraagt (CBS, 2024). Ook de gemiddelde leeftijd wijkt af: respondenten in dit onderzoek zijn gemiddeld 51 jaar oud, tegenover 42,4 jaar in de totale Nederlandse bevolking (Centraal Bureau voor de Statistiek, n.d.-a). Het is hierbij belangrijk op te merken dat de steekproef uitsluitend volwassen respondenten bevat, waardoor de gemiddelde leeftijd logischerwijs iets hoger ligt dan in de volledige bevolking.

Daarnaast is er sprake van een duidelijke oververtegenwoordiging van vrouwen in de uiteindelijke steekproef. Opvallend is dat deze scheve verdeling in de oorspronkelijke dataset nog niet aanwezig was. Daar was de verhouding tussen mannen en vrouwen wél representatief voor de Nederlandse bevolking. Na het filteren op complete cases zijn relatief veel mannelijke respondenten weggefallen. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat vrouwen over het algemeen zorgvuldiger geneigd zijn om vragenlijsten volledig in te vullen (Smith, 2008). Ondanks deze beperking was het noodzakelijk om de steekproef te filteren, om zo de onafhankelijkheid van waarnemingen binnen het onderzoek te waarborgen.

Doordat de steekproef niet representatief is voor de Nederlandse populatie kunnen de resultaten niet worden gegeneraliseerd worden naar de Nederlandse populatie. De steekproef bevat relatief veel hoogopgeleiden, oudere respondenten en vrouwen ten opzichte van het landelijke gemiddelde. Aangezien geslacht, leeftijd en opleidingsniveau aantoonbaar samenhangen met onconventionele politieke participatie, de frequentie van politieke gesprekken en politiek zelfvertrouwen, kan deze scheve verdeling de resultaten beïnvloeden. Mannen nemen volgens eerder onderzoek vaker deel aan onconventionele politieke acties zoals demonstraties, terwijl vrouwen eerder kiezen voor private vormen van activisme (Schlozman et al., 1999; Verba et al., 1997). Ook rapporteren mannen gemiddeld meer politiek zelfvertrouwen en voeren zij vaker politieke gesprekken (Fraile & de Miguel Moyer, 2021; Atkeson & Rapoport, 2003). In de steekproef is juist het omgekeerde. Vrouwen rapporteren gemiddeld iets meer politieke gesprekken ($r = 0,14; p < .001$) en ook iets meer politiek zelfvertrouwen ($r = 0,13; p < .001$) dan mannen. Deze bevindingen wijken enigszins af van eerdere literatuur, wat mogelijk te verklaren is door de samenstelling van de steekproef. In dit onderzoek is sprake van een oververtegenwoordiging van vrouwen, deels doordat mannen bij het filteren op volledige antwoorden vaker zijn weggefallen. Daarnaast bevat de steekproef relatief veel

hoogopgeleiden en oudere respondenten. Dit zijn groepen die volgens eerdere studies vaker politiek actief zijn en meer politiek zelfvertrouwen rapporteren (Brady et al., 1995; Rasmussen & Nørgaard, 2017; Melo & Stockemer, 2014). Deze samenstelling kan dus hebben bijgedragen aan de gevonden patronen in politieke gespreksfrequentie en zelfvertrouwen. De oververtegenwoordiging van hoogopgeleide vrouwen kan de resultaten vertekenen, omdat zij vaker politieke gesprekken voeren en meer zelfvertrouwen rapporteren dan de al bestaande literatuur. Daardoor zijn de gevonden verbanden niet representatief voor de Nederlandse bevolking.

Dit onderzoek laat zien dat politieke gesprekken binnen sociale netwerken kunnen aanzetten tot onconventionele politieke participatie. Om dit proces te stimuleren, zouden beleidsmakers en scholen kunnen investeren in het creëren van gespreksruimtes, zoals burgerschapslessen en buurtbijeenkomsten waarin politieke dialoog actief wordt aangemoedigd (Brookfield & Preskill, 2012; Conover & Searing, 2005). Vooral initiatieven waarin deelnemers laagdrempelig kunnen oefenen met het uitwisselen van politieke standpunten kunnen de participatiebereidheid vergroten.

Daarnaast onderstrepen de resultaten het belang van politiek zelfvertrouwen. Informatie over politiek is niet voldoende, mensen moeten ook het gevoel hebben dat ze politiek begrijpen en kunnen bijdragen. Beleidsmaatregelen die hierop inspelen zijn onder meer interactieve burgerschapseducatie, trainingen in debatteren of simulaties van politieke besluitvorming (zoals jongerenraden).

In het huidige onderzoek is geen onderscheid gemaakt tussen online en offline politieke gesprekken, terwijl dit verschil mogelijk relevant is. Voor vervolgonderzoek is het daarom aanbevolen om deze vormen apart te analyseren. Toekomstige studies kunnen dan onderzoeken in hoeverre digitale gesprekken daadwerkelijk aanzetten tot onconventionele politieke participatie, of dat ze vooral leiden tot symbolische betrokkenheid, zoals vaak wordt gesuggereerd bij zogenoemde “slacktivism” (McCafferty, 2011). Dit kan meer inzicht geven in de effectiviteit van verschillende gespreksvormen in het stimuleren van politieke actie. Verder is het waardevol om dit onderzoek te herhalen binnen andere demografische groepen, zoals jongeren of lager opgeleiden, omdat juist deze groepen vaak ondervertegenwoordigd zijn in politiek onderzoek, terwijl zij wel andere vormen van participatie en communicatie vertonen. Dit kan helpen om beter te begrijpen hoe politieke gesprekken in verschillende sociale contexten bijdragen aan politiek zelfvertrouwen en participatie. Ook is het aan te raden de meting van internal political efficacy te verfijnen met gevalideerde schalen (zoals een Likertschaal), zodat nauwkeuriger kan worden vastgesteld in hoeverre mensen zich politiek bekwaam voelen.

6. Literatuurlijst

- Alabri, A. (2022). Fear of missing out (FOMO): the effects of the need to belong, perceived centrality, and fear of social exclusion. *Human Behavior and Emerging Technologies*, 3(4), 1–12.
<http://dx.doi.org/10.1155/2022/4824256>
- Amer, M. (2017). The dynamics of political trust among youth. *Asian Journal of Research in Social Sciences and Humanities*, 7(8), 300-312. <https://doi.org/10.5958/2249-7315.2017.00426.9>
- Amsalem, E., & Nir, L. (2019). Does interpersonal discussion increase political knowledge? A Meta-Analysis. *Communication Research*, 48(5), 619–641.
<https://doi.org/10.1177/0093650219866357>
- Andersen, K. (1994). Mobilization, participation, and democracy in America. By Steven J. Rosenstone and John Mark Hansen. New York: MacMillan, 1993. *American Political Science Review*, 88(3), 746 -771. <https://doi.org/10.2307/2944841>
- Apfeld, B., Coman, E., Gerring, J., & Jessee, S. (2022). Education and social capital. *Journal of American Political Science Review*, 88(3), 771–771. doi:10.2307/2944841
- Arens, A. K., & Watermann, R. (2017). Political efficacy in adolescence: Development, gender differences, and outcome relations. *Developmental Psychology*, 53(5), 933–948.
<https://doi.org/10.1037/dev0000300>
- Ashenfelter, O., & Kelley, S. (1975). Determinants of participation in presidential elections. *The Journal of Law and Economics*, 18(3), 695–733. <https://doi.org/10.1086/466834>
- Atkeson, L. R. (2003). Not all cues are created equal: The conditional impact of female candidates on political engagement. *The Journal of Politics*, 65(4), 1040-1061.
<http://dx.doi.org/10.1111/1468-2508.t01-1-00124>
- Atkeson, L. R., & Rapoport, B. R. (2003). The more things change the more they stay the same: Examining gender differences in political attitude expression *Public Opinion Quarterly*, 67(4), 495–521. <https://doi.org/10.1086/378961>
- Bakshy, E., Rosenn, I., Marlow, C. & Adamic, L. (2012). *The role of social networks in information diffusion*. In: Proceedings of the 21st International Conference on World Wide Web, ACM, New York, 519-528. <https://doi.org/10.1145/2187836.2187907>
- Balch, G. I. (1974). Multiple indicators in survey research: The concept “Sense of political efficacy”. *Political Methodology*, 1(2), 1–43. <https://doi.org/10.1155/2022/4824256>
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, 84(2), 191–215. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.84.2.191>
- Barnes, S. H., & Kaase, M. (1979). *Political action: Mass participation in five western*

- democracies. Beverly Hills, Sage. <https://doi.org/10.2307/2150095>
- Beaumont, E. (2010). *Political agency and empowerment: Pathways for developing a sense of political efficacy in young adults*. In L. R. Sherrod, J. Torney-Purta, & C. A. Flanagan (Eds.), *Handbook of research on civic engagement in youth*. Wiley.
<https://doi.org/10.1002/9780470767603.ch20>
- Beck, P. (2002). Encouraging political defection: The role of personal discussion networks in partisan desertions to the opposition party and perot votes in 1992. *Political Behavior*, 24(4), 309–337.
doi:<https://doi.org/10.1023/A:1022549726887>
- Bentham, D. V., Bosma, F., Dequeker, S., Klooster, D. T., & Polm, S. (2022). *Platform voor onderzoeksjournalistiek Investico. Demonstraties in cijfers*. In Platform Voor Onderzoeksjournalistiek Investico.
<https://www.platform-investico.nl/media/pages/onderzoeken/onderzoek-demonstratierecht-in-de-knel/85ce1e51d7-1691069684/demonstratierecht-in-cijfers-1-.docx.pdf>
- Bott, E., & Spillius, E. B. (2014). *Family and social network: Roles, norms and external relationships in ordinary urban families*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315824130>
- Bourne, P. A. (2010). Unconventional political participation in a middle-income developing country. *Current Research Journal of Social Sciences*, 2(2), 196-203. URL:
<https://maxwellsci.com/print/crjss/v2-196-203.pdf>
- Brady, H. E., Verba, S., & Schlozman, K. L. (1995). Beyond SES: A resource model of political participation. *American Political Science Review*, 89(2), 271-294.
<https://doi.org/10.2307/2082425>
- Brookfield, S. D., & Preskill, S. (2012). *Discussion as a way of teaching: Tools and techniques for democratic classrooms*. John Wiley & Sons.
- Brooks, C., Carpini, M. X. D., & Keeter, S. (1997). What Americans know about politics and why It matters. *Contemporary Sociology a Journal of Reviews*, 26(4), 466- 482.
<https://doi.org/10.2307/2655098>
- Burns, N., Schlozman, K. L., & Verba, S. (1997). The public consequences of private inequality: Family life and citizen participation. *American political science review*, 91(2), 373-389.
doi:10.2307/2952362
- Burns, N., Schlozman, K. L., & Verba, S. (2009). The private roots of public action: Gender, equality, and political participation. In *The Private Roots of Public Action*. Harvard University Press. <https://doi.org/10.4159/9780674029088>
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1960). *The American voter*. John Wiley.
- Campbell, D. E. (2013). Social networks and political participation. *Annual Review of Political*

- Science, 16(1), 33-48. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-033011-201728>
- Carmines, E. G., & Zeller, R. A. (1979). *Reliability and validity assessment*. Sage Publications.
<https://doi.org/10.4135/9781412985642>
- CBS. (2024). *Wat is het onderwijsniveau van Nederland?* - Nederland in cijfers 2024. Nederland in Cijfers 2024. Geraadpleegd op 20 mei, 2025, van
<https://longreads.cbs.nl/nederland-in-cijfers-2024/wat-is-het-onderwijsniveau-van-nederland/>
- Centerdata NL. (2022). Centerdata NL. <https://www.centerdata.nl/liss-panel>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (n.d.). *Mannen en vrouwen*. CBS. Geraadpleegd op 20 mei, 2025, van
<https://www.cbs.nl/nl-nl/visualisaties/dashboard-bevolking/mannen-en-vrouwen>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (n.d.-a). *Leeftijdsverdeling*. CBS. Geraadpleegd op 20 mei, 2025, van
<https://www.cbs.nl/nl-nl/visualisaties/dashboard-bevolking/leeftijd/bevolking>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2023). *Minste vertrouwen in Tweede Kamer in 10 jaar tijd*. CBS.
Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van
<https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2023/19/minste-vertrouwen-in-tweede-kamer-in-10-jaar-tijd>
- Christensen, H. S. (2011). Political activities on the Internet: Slacktivism or political participation by other means?. *First Monday*, 16(2), 1-21. <https://doi.org/10.5210/fm.v16i2.3336>
- Chung, A., & Rimal, R. N. (2016). Social norms: A review. *Review of Communication Research*, 4(1), 1–28.
<https://doi.org/10.12840/issn.2255-4165.2016.04.01.008>
- Citrin, J. (1977). Political alienation as a social indicator: Attitudes and action. *Social Indicators Research*, 4(1), 381–419. <https://doi.org/10.1007/BF00353142>
- Comber, M. K. (2007). *Political participation and service learning: Civic education as problem*.
- Condon, M., & Holleque, M. (2013). Entering politics: General self-efficacy and voting behavior among young people. *Political Psychology*, 34(2), 167–181.
<http://www.jstor.org/stable/23481740>
- Conover, P. J., & Searing, D. D. (2005). Studying ‘everyday political talk’ in the deliberative system. *Acta Politica*, 40(3), 269–283. <https://doi.org/10.1057/palgrave.ap.5500113>
- Corcoran, K. E., Pettinicchio, D., & Young, J. T. N. (2011). The context of control: A cross-national investigation of the link between political institutions, efficacy, and collective action. *British Journal of Social Psychology*, 50(4), 575–605. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.2011.02076.x>
- Craig, S. C. (1979). Efficacy, trust, and political behavior: An attempt to resolve a lingering conceptual dilemma. *American Politics Quarterly*, 7(2), 225–239.
<https://doi.org/10.1177/1532673X7900700207>
- Craig, S. C., & Maggiotto, M. A. (1982). Measuring political efficacy. *Political Methodology*, 8(3),

- 85–109. <http://www.jstor.org/stable/25791157>
- Dalton, R. J. (2008). Citizenship norms and the expansion of political participation. *Political Studies*, 56(1), 76–98. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9248.2007.00718.x>
- Diani, M. (2004). Networks and participation. In *The Blackwell Companion to Social Movements*, edited by D. Snow, S. Soule, and H. P. Kriesi, 339–359. Oxford: Blackwell Publishing. doi:10.1002/9780470999103
- DNPP. (2025). *Ledentallen van politieke partijen*. Rijksuniversiteit Groningen. <https://www.rug.nl/research/dnpp/themas/ledentallen/>
- Eveland, W. P., Jr. (2004). The effect of political discussion in producing informed citizens: the roles of information, motivation, and elaboration. *Political Communication*, 21(2), 177–193. doi:<https://doi.org/10.1080/10584600490443877>
- Eveland, W. P., & Hively, M. H. (2009). Political discussion frequency, network size, and “Heterogeneity” of discussion as predictors of political knowledge and participation. *Journal of Communication*, 59(2), 205–224. <https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.2009.01412.x>
- Fernandes, M. (2025). *Stop de wooncrisis, neem nu concrete maatregelen*. Petities.nl. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van <https://petities.nl/petitions/stop-de-wooncrisis-neem-nu-concrete-maatregelen?locale=nl>
- Flanagan, C. (2003). Developmental roots of political engagement. *Political Science & Politics*, 36(2), 257–261. doi:10.1017/S104909650300218X
- Fox, S. (2021). Political alienation and referendums: how political alienation was related to support for Brexit. *Br Polit*, 16(1), 16–35. <https://doi.org/10.1057/s41293-020-00134-8>
- Fox, R. L., & Lawless, J. L. (2004). Entering the arena? Gender and the decision to run for office. *American journal of political science*, 48(2), 264–280. <https://doi.org/10.1111/j.0092-5853.2004.00069.x>
- Gallego, A., & Oberski, D. (2012). Personality and political participation: The mediation hypothesis. *Political behavior*, 34(3), 425–451. <https://doi.org/10.1007/s11109-011-9168-7>
- Galston W. A. (2001). Political knowledge, political engagement, and civic education. *Annual Review of Political Science*, 4(1), 217–234. <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.4.1.217>
- Galston, W. A. (2007). Civic knowledge, civic education, and civic engagement: A summary of recent research. *International Journal of Public Administration*, 30(7), 623–642. <https://doi.org/10.1080/01900690701215888>
- Guterbock, T. M., & London, B. (1983). Race, political orientation, and participation: An empirical test of four competing theories. *American Sociological Review*, 48(4), 439–453. <https://doi.org/10.2307/2117713>
- De Zúñiga, H. G., Jung, N., & Valenzuela, S. (2012). Social media use for news and individuals’ social

- capital, civic engagement and political participation. *Journal of Computer-Mediated Communication*, 17(3), 319–336. <https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2012.01574.x>
- Hague, R., Harrop, M., & McCormick, J. (2019). *Comparative government and politics: An introduction* (11e ed.). Palgrave Macmillan. doi: <https://doi.org/10.1007/978-1-349-22276-6>
- Hart van Nederland. (2025). *Onderwijsbond kondigt grote landelijke staking aan op 10 juni*. Hart Van Nederland. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van <https://www.hartvannederland.nl/politiek/beleid/artikelen/onderwijsbond-grote-landelijke-staking-10-juni>
- Henn, M., Weinstein, M., & Wring, D. (2002). A generation apart? Youth and political participation in Britain. *The British Journal of Politics & International Relations*, 4(2), 167–192. doi:<https://doi.org/10.1111/1467-856X.t01-1-00001>
- Hetherington, M. J. (1998). The political relevance of political trust. *American Political Science Review*, 92(4), 791–808. doi:10.2307/2586304
- Hoogenboom, M. (2025). *Bezet, blokkeer - welke opties heeft de Palestina-activist nog meer?* OneWorld. <https://www.oneworld.nl/mensenrechten/staken-saboteren-actie-voor-palestina/>
- Huckfeldt, R., Mendez, J. M., & Osborn, T. (2004). Disagreement, ambivalence, and engagement: the political consequences of heterogeneous networks. *Political Psychology*, 25(1), 65–95. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2004.00357>.
- Huckfeldt, R. R., & Sprague, J. (1995). *Citizens, politics, and social communication: Information and influence in an election campaign*. Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511804131>
- Janowitz, M. (1975). Sociological theory and social control. *American Journal of sociology*, 81(1), 82–108. <https://doi.org/10.1086/226035>
- Janowski, N. W., & Van Selm, M. (2000). Traditional news media online: an examination of added-value. *Communications-sankt augustin then Berlin*, 25(1), 85–102. <https://doi.org/10.1515/comm.2000.25.1.85>
- Janssen, J. (2019). *Evaluatievragenlijst LISS panel*. Centerdata NL. geraadpleegd op 31 maart 2025, van <https://www.website.lisspanel.nl/app/uploads/2024/11/Hoe-vindt-u-het-om-mee-te-doen-aan-het-LISS-panel.pdf>
- Jung, N., Kim, Y., & de Zúñiga, G. H. (2014). The mediating role of knowledge and efficacy in the effects of communication on political participation. *Mass Communication and Society*, 14(4), 407–430. <http://dx.doi.org/10.1080/15205436.2010.496135>
- Kaase, M. (1999). Interpersonal trust, political trust and non-institutionalised political participation in

- Western Europe. *West European Politics*, 22(3), 1–21.
<https://doi.org/10.1080/01402389908425313>
- Kern, A., & Hooghe, M. (2018). The effect of direct democracy on the social stratification of political participation: Inequality in democratic fatigue?. *Comp Eur Polit* 16(1), 724–744.
<https://doi.org/10.1057/s41295-017-0093-y>
- Klandermans, B., Van Der Toorn, J., & Van Stekelenburg, J. (2008). Embeddedness and identity: How immigrants turn grievances into action. *American Sociological Review*, 73(6), 992–1012.
<https://doi.org/10.1177/000312240807300606>
- Klofstad, C. A. (2007). Talk leads to recruitment. *Political Research Quarterly*, 60(2), 180–191.
<https://doi.org/10.1177/1065912907301708>
- Klofstad, C. A. (2011). *Civic Talk: Peers, Politics, and the Future of Democracy*. Temple University Press.
<http://www.jstor.org/stable/j.ctt14btcfq>.
- Krampen, G. (2000). Transition of adolescent political action orientations to voting behavior in early adulthood in view of a social-cognitive action theory model of personality. *Political Psychology*, 21(2), 277–299. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00188>
- Kriesi, H. (2013). Political mobilisation, political participation and the power of the vote. In *European Politics*. Routledge.
<https://www.taylorfrancis.com/chapters/edit/10.4324/9781315876207-8/political-mobilisation-political-participation-power-vote-hanspeter-kriesi>
- Kurzban, R., & Leary, M. R. (2001). Evolutionary origins of stigmatization: The functions of social exclusion. *Psychological Bulletin*, 127(2), 187–208. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.187>
- La Due Lake, R., & Huckfeldt, R. (1998). Social capital, social networks, and political participation. *Political psychology*, 19(3), 567–584. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00118>
- Lilleker, D. G., & Koc-Michalska, K. (2018). *What drives political participation? motivations and mobilization in a digital age*. In Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780429459955-3>
- Linssen, R., Scheepers, P., Grotenhuis, M. T., & Schmeets, H. (2017). Conventional and unconventional political participation in times of financial crisis in the Netherlands, 2002–2012. *Acta Politica*, 53(2), 283–304. <https://doi.org/10.1057/s41269-017-0051-3>
- Lin, Y. (2006). Political efficacy and its relation to media use and interpersonal communication in political campaign. *Ohio Communication Journal*, 4(2), 41–46.
- LISS panel. (2023). Centerdata, Tilburg University. <https://www.lissdata.nl/>
- Lupton, R., & Thornton, J. (2017). Disagreement, diversity, and participation: Examining the properties of several measures of political discussion network characteristics. *Political Behaviour*, 39(1), 585–608. <https://doi.org/10.1007/s11109-016-9371-7>

- Marien, S., Hooghe, M., & Quintelier E. (2010). Inequalities in non-institutionalised forms of political participation: A multi-level analyses of 25 countries. *Political Studies*, 58(1), 187–213. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9248.2009.00801.x>
- McCafferty, D. (2011). Activism vs. slacktivism. *Communications Of The ACM*, 54(12), 17–19. <https://doi.org/10.1145/2043174.2043182>
- Mcclurg, S. D. (2003). Social networks and political participation: The role of social interaction in explaining political participation. *Political Research Quarterly*, 56(4), 449-464. <https://doi.org/10.1177/106591290305600407>
- McCormick, J., Hague, R., & Harrop, M. (2019). *Comparative government and politics: An introduction* (11th ed.). Bloomsbury Publishing.
- McDonnell, J. (2019). Municipality size, political efficacy and political participation: a systematic review. *Local Government Studies*, 46(3), 331–350. <https://doi.org/10.1080/03003930.2019.1600510>
- McLeod, J. M., Guo, Z., Daily, K., Steele, C. A., Huang, H., Horowitz, E., & Chen, H. (1996). The impact of traditional and nontraditional media forms in the 1992 presidential election. *Journalism & Mass Communication Quarterly*, 73(2), 401–416. <https://doi.org/10.1177/107769909607300211>
- Melo, D. F., & Stockemer, D. (2014). Age and political participation in Germany, France and the UK: A comparative analysis. *Comparative european politics*, 12(2), 33-53. <https://doi.org/10.1057/cep.2012.31>
- Milbrath, L. W. (1981). *Political Participation*. In: Long, S.L. (eds) *The Handbook of Political Behavior*. Springer, Boston, MA. https://doi.org/10.1007/978-1-4684-3878-9_4
- Miller, D. T., & Prentice, D. A. (2015). Changing norms to change behavior. *Annual Review of Psychology*, 67(1), 339–361. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010814-015013>
- Miltenburg, E., Geurkink, B., den Ridder, J., Kunst, S., & Sipma, T. (2024). *Burgerperspectieven 2024 Bericht 2*. Continu Onderzoek Burgerperspectieven, SCP. <https://www.scp.nl/publicaties/publicaties/2024/09/03/burgerperspectieven-2024-bericht-2>
- Mitchell, J. C. (1973). *Networks, norms and institutions*. In De Gruyter eBooks. <https://doi.org/10.1515/9783110877779-004>
- Morrell, M. E. (2003). Survey and experimental evidence for a reliable and valid measure of internal political efficacy. *Public Opinion Quarterly*, 67(4), 589–602. <https://doi.org/10.1086/378965>
- Muller, E. N. (1977). Behavioral correlates of political support. *The American Political Science Review*, 71(2), 454–467. <https://doi.org/10.2307/1978341>
- Mutz, D. C. (2002). The consequences of cross-cutting networks for political participation. *American Journal of Political Science*, 46(4), 838–855. <https://doi.org/10.2307/3088437>
- Nickerson, D. (2008). Is voting contagious? Evidence from two field experiments. *American*

- Political Science Review*, 102(2), 49–57. <https://doi.org/10.1017/S0003055408080039>
- Niemi, R. G., Craig, S. C., & Mattei, F. (1991). Measuring internal political efficacy in the 1988 National Election Study. *American Political Science Review*, 85(4), 1407–1413. <https://doi.org/10.2307/1963953>
- Noordzij, K., Van der Waal, J., & De Koster, W. (2019). The educational gradient in trust in politicians in the Netherlands: A status-Bbased cultural conflict. *The Sociological Quarterly*, 60(3), 439–456. <https://doi.org/10.1080/00380253.2019.1580551>
- Norris, P. (2002). Rethinking modes of political participation. *Democratic Theory*, 8(1), 1-21. <https://doi.org/10.3167/dt.2021.080104>
- Norris, P. (2011). *Democrat deficit: Critical citizens revisited*. Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511973383>
- Oser, J., & Hooghe, M. (2018). Democratic ideals and levels of political participation: The role of political and social conceptualisations of democracy. *The British Journal of Politics and International Relations*, 20(3), 711-730. <https://doi.org/10.1177/1369148118768140>
- Paige, J. M. (1971). Political orientation and riot participation. *American Sociological Review*, 36(5), 810–820. <https://doi.org/10.2307/2093668>
- Parry, G., & Moyser, G. (1994). *More participation, more democracy?*. *Sage Modern Politics Series*, 36(1), 40-44. <https://doi.org/10.7312/blau17412-084>
- Persson, M. (2015). Education and political participation. *British Journal of Political Science*, 45(3), 689-703. <https://doi.org/10.1017/S0007123413000409>
- Pollock, P. H. (1983). The participatory consequences of internal and external political efficacy: A research note. *Western Political Quarterly*, 36(3), 400-409. <https://doi.org/10.1177/106591298303600306>
- Posit Software, PBC. (2025). *RStudio: Integrated development environment for R* (Versie 2025.05.0). <https://posit.co/>
- Putnam, R. D. (1995). Bowling Alone: America's Declining Social Capital. *Journal of Democracy*, 6(1), 65-78. <https://www.journalofdemocracy.org/articles/bowling-alone-americas-declining-social-capital/>
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. New York: Simon & Schuster. <https://doi.org/10.1145/358916.361990>
- Quintelier, E., & Vissers, S. (2008). The effect of Internet use on political participation: An analysis of survey results for 16-year-olds in Belgium. *Social Science Computer Review*, 26(4), 411–427. <https://doi.org/10.1177/0894439307312630>
- Rasmussen, S. H. R., & Nørgaard, A. S. (2017). When and why does education matter? Motivation and

- resource effects in political efficacy. *European Journal of Political Research*, 57(1), 24–46.
<https://doi.org/10.1111/1475-6765.12213>
- R Core Team. (2023). *R: A language and environment for statistical computing* (Versie 4.2.3). R Foundation for Statistical Computing. <https://www.R-project.org/>
- Rood, C. (2024). *Honderden trekkers op de weg: vandaag weer groot boerenprotest*. NH Nieuws. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van
<https://www.nhnieuws.nl/nieuws/331893/honderden-trekkers-op-de-weg-vandaag-weer-groot-boerenprotest>
- Saris, W.E. (2014). Political efficacy. In: Michalos, A.C. (eds) *Encyclopedia of Quality of Life and Well-Being Research*. Springer, Dordrecht.
https://doi.org/10.1007/978-94-007-0753-5_2194
- Scheufele, D. A. (2002). Examining differential gains from mass media and their implications for participatory behavior. *Communication Research*, 29(1), 46-65.
<https://doi.org/10.1177/009365020202900103>
- Schlozman, K. L., Burns, N., & Verba, S. (1999). “What happened at work today?”: A multistage model of gender, employment, and political participation. *The Journal of Politics*, 61(1), 29–53. <https://www.journals.uchicago.edu/action/showCitFormats?doi=10.2307%2F2647774>
- Schmeets, H. (2017). *Politieke betrokkenheid in Nederland (CBS Statline)*. Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS).
https://www.cbs.nl/-/media/_pdf/2017/48/2017st04-politieke-betrokkenheid-in-nederland.pdf
- Sinclair, B. (2012). *The social citizen: Peer networks and political behavior*. University of Chicago Press.
https://books.google.nl/books/about/The_Social_Citizen.html?id=npAN-tkbVEoC&redir_esc=y
- Smith, G. (2008). *Does gender influence online survey participation?: A record-linkage analysis of university faculty online survey response behavior* (ERIC Document Reproduction Service No. ED501717). San Jose State University.
- Stockemer, D. (2014). What drives unconventional political participation? A two level study. *The Social Science Journal*, 51(2), 201–211. <https://doi.org/10.1016/j.soscij.2013.10.012>
- Stockemer, D. (2013). Youth’s non-institutional political participation in the EU: Evidence from a comparative analysis. *Journal of Youth Studies*, 17(1), 1–17.
<https://doi.org/10.1080/13676261.2013.763919>
- Stockemer, D., & Sundström, A. (2023). Age inequalities in political representation: A review article. *Government and Opposition*, 60(1), 271-288. <https://doi.org/10.1017/gov.2023.11>
- Van der Meer, T. W. G. (2024). *Waardenloze politiek: Hoe de Nederlandse politiek de kunst van het*

- conflict verloor*. Querido Facto. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van <https://rug.on.worldcat.org/search/detail/1432179383?lang=en&queryString=waardenloze%20politiek%20>
- Van der Meer, T. W., & Van Ingen, E. J. (2009). Schools of democracy? Disentangling the relationship between civic participation and political action in 17 European countries. *European Journal of Political Research*, 48(2), 281-308. <https://doi.org/10.1111/j.1475-6765.2008.00836.x>
- van Deth, J. (2014). A conceptual map of political participation. *Acta Polit*, 49(3), 349–367. <https://doi.org/10.1057/ap.2014.6>
- Van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of collective action: A quantitative research synthesis of three socio-psychological perspectives. *Psychological Bulletin*, 134(4), 504–535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504>
- Velzel, B. (2024). *Dit jaar ruim 2200 demonstraties in de stad, nu al 600 meer dan vorig jaar*. AT5. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van <https://www.at5.nl/nieuws/228742/dit-jaar-ruim-2200-demonstraties-in-de-stad-nu-al-600-meer-dan-vorig-jaar>
- Verba, S., Burns, N., & Schlozman, K. L. (1997). Knowing and caring about politics: Gender and political engagement. *The Journal of Politics*, 59(4), 1051–1072. <https://doi.org/10.2307/2998592>
- Verba, S., & Nie, N. H. (1987). *Participation in America: Political democracy and social equality*. University of Chicago Press. https://books.google.nl/books?hl=nl&lr=&id=9K5fdvfmGREC&oi=fnd&pg=PR9&ots=YRzCiLi2M&sig=5uZEcKMH67TcD78Bx_P-IL_CLn8&redir_esc=y#v=onepage&q&f=false
- Verkiezingsuitslagen voor de BBB. (2025). *AlleCijfers.nl*. Geraadpleegd op 1 juni, 2025, van <https://allecijfers.nl/politieke-partij/bbb/>

Bijlage 1 - operationalisaties variabelen

In deze bijlage wordt toegelicht hoe de verschillende variabelen zijn geoperationaliseerd. Als eerste wordt de afhankelijke variabele, onconventionele politieke participatie behandeld. Vervolgens worden de twee onafhankelijke variabelen besproken. Tot slot wordt ingegaan op de controlevariabelen die zijn meegenomen in de analyses.

1.1 De totstandkoming van initiële steekproef

Hier is het complete R-script te vinden dat laat zien hoe de ruwe LISS-data tot een bruikbare dataset is gekomen. Eerst hebben we uitsluitend de variabelen behouden die voor ons onderzoek relevant zijn: de items voor politiek zelfvertrouwen, de indicatoren van onconventionele participatie, de frequentie van politieke gesprekken, de controlevariabelen (geslacht, opleidingscategorie, leeftijd) en de identificatiecodes voor huishouden en panellid. Vervolgens zijn alle respondenten jonger dan achttien jaar uit de dataset verwijderd en zijn alle observaties met ontbrekende waarden weggefilterd, zodat elke deelnemer een volledig ingevulde set variabelen heeft. Om de onafhankelijkheid van waarnemingen te waarborgen, hebben we daarna per huishouden een willekeurige deelnemer geselecteerd door op de huishoudencode te groeperen en één record per groep over te houden. Ten slotte zijn alle gelabelde variabelen omgezet naar factoren, zodat de variabelen correct geïnterpreteerd kunnen worden in de regressiemodellen. Op deze manier ontstaat een schone, onafhankelijke en complete dataset van 1.282 volwassenen.

Output:

```
##selecteren van de benodigde variabelen en filter om de missende waarden te
> #verwijderen. Hiermee worden alleen de respondenten meegenomen die op alle
> #variabelen een geldige score hebben.
> #Ook alle hoofden van de huishoudens erin filteren voor de onafhankelijkheid
> LISS <- liss_combined %>%
+   select(cs23p324, cs23p335, cs23p346, cs23p357, cs23p368,
+         cv24p069, cv24p070, cv24p071, cv24p073, cv24p053,
+         cv24p047, cv24p048, cv24p049, cv24p050, cv24p051, cv24p052,
+         geslacht, oplcat, leeftijd, nohouse_encr, nomem_encr, positie) %>%
+   filter(leeftijd > 17) %>%           # alleen volwassenen
+   filter(complete.cases(.)) %>%      # verwijder rijen met NA's
+   group_by(nohouse_encr) %>%         # groepeer op huishouden
+   slice_sample(n = 1) %>%
+   ungroup()
>
> LISS <- liss_combined %>%
```

```
+ mutate(across(where(~ inherits(., "haven_labelled")), haven::as_factor))
```

1.1.1 Controle systematische uitval bij filtering

Om te onderzoeken of er sprake is van selectieve uitval bij het filteren op complete waarnemingen en de overige filters, is een vergelijking gemaakt tussen de oorspronkelijke dataset (liss_combined) en de gefilterde dataset (LISS), die enkel complete cases bevat. Hierbij wordt gekeken naar de drie controle variabelen.

Geslacht

In de oorspronkelijke, ongefilterde dataset bestaat de steekproef uit 46,9% mannen, 53,0% vrouwen en 0,1% overige of onbekende geslachten. Voor de analyse zijn de respondenten met code 3 verwijderd. Vervolgens is de variabele hercodeerd: mannen kregen de waarde 1 en vrouwen de waarde 0. In de gefilterde dataset bestaat de verdeling na hercodering uit 60,9% vrouwen en 39,1% mannen. Dit wijst erop dat mannen relatief vaker zijn weggevallen bij het filteren op complete gegevens. De kans bestaat dus dat er sprake is van selectieve uitval op basis van geslacht.

Output:

```
> ##GESLACHT##
> #Verdeling per categorie
> table(liss_combined$geslacht)

  1    2    3
2727 3085    6
> table(LISS$geslacht)

  0    1
781 502
> #verdeling in percentages per categorie
> round(prop.table(table(liss_combined$geslacht)) * 100, 1)

  1    2    3
46.9 53.0  0.1
> round(prop.table(table(LISS$geslacht)) * 100, 1)

  0    1
60.9 39.1
> #Standaarddeviatie per dataset
> sd(liss_combined$geslacht, na.rm = TRUE)
[1] 0.5010604
> sd(LISS$geslacht)
[1] 0.488225
```

Leeftijd

Op basis van de analyse lijkt er sprake van lichte systematische uitval op leeftijd. De gemiddelde leeftijd in zowel de volledige dataset (53,2 jaar) als in de uiteindelijke steekproef (50,6 jaar) ligt duidelijk boven het landelijke gemiddelde van 42 jaar. Dit wijst op een oververtegenwoordiging van oudere respondenten in beide datasets, mogelijk doordat jongere deelnemers vaker uitvallen door missende waarden of selectief niet deelnemen.

Output:

```
##LEEFTIJD##
> #Verdeling per categorie
> table(liss_combined$leeftijd)

 16  17  18  19  20  21  22  23  24  25  26  27  28  29  30  31  32  33  34
35  36  37  38  39
 39  51  59  61  54  46  53  64  56  61  64  58  77  72  73  72  91  82  77
73  94  81  70  83
 40  41  42  43  44  45  46  47  48  49  50  51  52  53  54  55  56  57  58
59  60  61  62  63
 68  74  59  85  86  64  70  68  70  83  98  78  91 102 103 102  90  92 111
102 117 122 109 123
 64  65  66  67  68  69  70  71  72  73  74  75  76  77  78  79  80  81  82
83  84  85  86  87
112 115 121 119  93 123 126 121 112 121 111 118 105  95  70  62  62  48  35
44  39  22  17  11
 88  89  90  91  92  93  95
 11  10   7   1   4   2   3
> table(LISS$leeftijd)

18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43
44 45 46 47 48 49
17 20 17   7   6 13 20 19 16 21 26 32 19 30 32 24 18 25 27 22 18 22 17 17   8 22
22 20 20   6 12 14
50 51 52 53 54 55 56 57 58 59 60 61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75
76 77 78 79 80 81
16 10 13 23 24 25 21 12 18 22 18 24 15 25 30 27 24 32 24 24 19 20 26 20 20 30
17 15 21   9   6   7
82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 95
 5   7   6   5   1   3   4   3   1   1   1
> #verdeling in percentages per categorie
> round(prop.table(table(liss_combined$leeftijd)) * 100, 1)

 16  17  18  19  20  21  22  23  24  25  26  27  28  29  30  31  32  33  34
35  36  37  38  39
0.7 0.9 1.0 1.0 0.9 0.8 0.9 1.1 1.0 1.0 1.1 1.0 1.3 1.2 1.3 1.2 1.6 1.4 1.3
1.3 1.6 1.4 1.2 1.4
 40  41  42  43  44  45  46  47  48  49  50  51  52  53  54  55  56  57  58
59  60  61  62  63
1.2 1.3 1.0 1.5 1.5 1.1 1.2 1.2 1.2 1.4 1.7 1.3 1.6 1.8 1.8 1.8 1.5 1.6 1.9
1.8 2.0 2.1 1.9 2.1
 64  65  66  67  68  69  70  71  72  73  74  75  76  77  78  79  80  81  82
83  84  85  86  87
1.9 2.0 2.1 2.0 1.6 2.1 2.2 2.1 1.9 2.1 1.9 2.0 1.8 1.6 1.2 1.1 1.1 0.8 0.6
0.8 0.7 0.4 0.3 0.2
 88  89  90  91  92  93  95
```

```

0.2 0.2 0.1 0.0 0.1 0.0 0.1
> round(prop.table(table(LISS$leeftijd)) * 100, 1)

 18  19  20  21  22  23  24  25  26  27  28  29  30  31  32  33  34  35  36
37  38  39  40  41
1.3 1.6 1.3 0.5 0.5 1.0 1.6 1.5 1.2 1.6 2.0 2.5 1.5 2.3 2.5 1.9 1.4 1.9 2.1
1.7 1.4 1.7 1.3 1.3
 42  43  44  45  46  47  48  49  50  51  52  53  54  55  56  57  58  59  60
61  62  63  64  65
0.6 1.7 1.7 1.6 1.6 0.5 0.9 1.1 1.2 0.8 1.0 1.8 1.9 1.9 1.6 0.9 1.4 1.7 1.4
1.9 1.2 1.9 2.3 2.1
 66  67  68  69  70  71  72  73  74  75  76  77  78  79  80  81  82  83  84
85  86  87  88  89
1.9 2.5 1.9 1.9 1.5 1.6 2.0 1.6 1.6 2.3 1.3 1.2 1.6 0.7 0.5 0.5 0.4 0.5 0.5
0.4 0.1 0.2 0.3 0.2
 90  91  95
0.1 0.1 0.1
> #De five-summmmary per dataset
> summary(liss_combined$leeftijd)
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.    NA's
16.00   37.00   55.00   53.16   69.00   95.00         2
> summary(LISS$leeftijd)
   Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
18.00   34.00   52.00   50.63   67.00   95.00
> #Standaarddeviatie per dataset
> sd(liss_combined$leeftijd, na.rm = TRUE)
[1] 18.61449
> sd(LISS$leeftijd)
[1] 18.65731

```

Opleidingsniveau

Het gemiddelde opleidingsniveau in de totale dataset is 3,96, terwijl deze in de uiteindelijke steekproef hoger ligt op 4,34. Ook ligt het percentage hoger opgeleiden in de steekproef (53,7%) beduidend hoger dan in de totale dataset (42,3%). Dit wijst op lichte systematische uitval onder lager opgeleiden. Mogelijk zijn zij vaker uitgevallen door non-respons of incompleet ingevulde vragenlijsten.

Output:

```

##OPLEIDINGSNIVEAU##
> #opclat is in de dataset liss_combined getransformeerd naar numeric zo dat
> #er gemiddelde etc kunnen worden berekent
> liss_combined$opclat_numeric <- as.numeric(liss_combined$opclat)
>
> #Verdeling per categorie
> table(liss_combined$opclat)

 1     2     3     4     5     6
350  961  582 1448 1572  881

```



```

> table(LISS$oplcat)

 1    2    3    4    5    6
39 142 126 287 418 271
> #verdeling in percentages per categorie
> round(prop.table(table(liss_combined$oplcat)) * 100, 1)

 1    2    3    4    5    6
6.0 16.6 10.0 25.0 27.1 15.2
> round(prop.table(table(LISS$oplcat)) * 100, 1)

 1    2    3    4    5    6
3.0 11.1  9.8 22.4 32.6 21.1
> #De five-summmmary per dataset
> summary(liss_combined$oplcat_numeric)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.    NA's
1.000   3.000   4.000   3.962   5.000   6.000     26
> summary(LISS$oplcat)
  Min. 1st Qu.  Median    Mean 3rd Qu.    Max.
1.000   4.000   5.000   4.337   5.000   6.000
> #Standaarddeviatie per dataset
> sd(liss_combined$oplcat_numeric, na.rm = TRUE)
[1] 1.478521
> sd(LISS$oplcat)
[1] 1.368485

```

1.2 Afhankelijke variabele - Onconventionele politieke participatie

1. Originele variabele(n)

Om onconventionele politieke participatie te meten zijn er vier verschillende items gebruikt om de schaal te vormen. Het eerste item werd gemeten aan de hand van de volgende stelling: "Raising a political issue or influencing politicians or government: participated in an action group" (cv24p069). Het tweede item is gemeten aan de hand van de volgende stelling: "Raising a political issue or influencing politicians or government: participated in a protest action, protest march or demonstration" (cv24p070). Het derde item is gemeten aan de hand van de volgende stelling: "Raising a political issue or influencing politicians or government: participated in a political discussion or campaign on the Internet, by e-mail or SMS" (cv24p071). Het laatste item is gemeten aan de hand van de volgende stelling: "Raising a political issue or influencing politicians or government: I have not exercised any influence" (cv24p073). De respondenten

konden op alle items antwoorden door te kiezen tussen de antwoordopties; nee (0), ja (1). Hieruit zijn de volgende beschrijvende statistieken gekomen.

Output:

```
> # VARIEBELE-1:-----ONCONVENTIONELE POLITIEKE PARTICIPATIE-----
-
>
> #ONCONVENTIONELE POLITIEKE PARTICIPATIE: oorspronkelijke items: 4 ja/nee
items
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
(tables)
> #van de vier items.
>
> attributes(LISS$cv24p069)
$label
[1] "Raising a political issue or influencing politicians or government:
participated in an action group"

$format.spss
[1] "F2.0"

$display_width
[1] 4

$labels
I dont know      no      yes
      -9          0          1

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p069)
  0   1
848  29

> attributes(LISS$cv24p070)
$label
[1] "Raising a political issue or influencing politicians or government:
participated in a protest action, protest march or demonstration"

$format.spss
[1] "F2.0"

$display_width
[1] 4

$labels
I dont know      no      yes
      -9          0          1

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p070)
  0   1
```

813 64

```
> attributes(LISS$cv24p071)
$label
[1] "Raising a political issue or influencing politicians or government:
participated in a political discussion or campaign on the Internet, by e-mail
or SMS"

$format.spss
[1] "F2.0"

$display_width
[1] 4

$labels
I dont know      no      yes
      -9          0      1

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p071)
  0   1
757 120

> attributes(LISS$cv24p073)
$label
[1] "Raising a political issue or influencing politicians or government: I
have not exercised any influence"

$format.spss
[1] "F2.0"

$display_width
[1] 4

$labels
I dont know      no      yes
      -9          0      1

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p073)
  0   1
249 628
```

Bij het eerste item komt naar voren dat er een heel klein deel meedoet aan actiegroepen (3,3%). Bij protesten en demonstraties uit item 2 komt ook naar voren dat weinig respondenten hieraan mee doen (7,%). Er zijn iets meer respondenten die mee doen aan petitie's blijkt uit item 3 maar ook dit blijft een kleine groep (13,7%). Bij het laatste item geeft een heel groot deel aan dat men nog nooit heeft geparticipeerd in het

uitoefenen van politieke invloed (71,6%). Alle items zijn heel scheef verdeeld, de eerste drie links scheef verdeeld en het vierde item rechtsscheef.

2. Operationalisaties

De variabele onconventionele politieke participatie is geoperationaliseerd als een binaire variabele op basis van vier onderliggende ja/nee-items. De vierde vraag werd gespiegeld (waarbij 'geen invloed' werd omgezet naar 0 en 'wel invloed' naar 1) zodat deze consistent bijdraagt aan een hogere mate van participatie. Indien een respondent op ten minste één van deze vier items positief antwoordde, werd de samengestelde variabele `oncon_polpar` gecodeerd als 1 (wel onconventionele participatie). Bij geen enkele positieve respons werd dit 0. In totaal is 28,4% van de respondenten deelnemer aan onconventionele politieke participatie.

output:

```
> #Spiegelen cv24p073 zodat het voor meer onconventionele politieke
> # participatie zorgt
> LISS <- LISS %>%
+   mutate(oncon_niet = case_when(
+     cv24p073 == 0 ~ 1,
+     cv24p073 == 1 ~ 0,
+   ))
>
> #De vier items combineren tot 1 binair variabele wat het uiteindelijke
> # onconventionele politieke participatie
> LISS <- LISS %>%
+   mutate(oncon_polpar = as.integer(cv24p069 == 1 | cv24p070 == 1 |
+                                     cv24p071 == 1 | oncon_niet == 1))
```

3. Uiteindelijke variabele

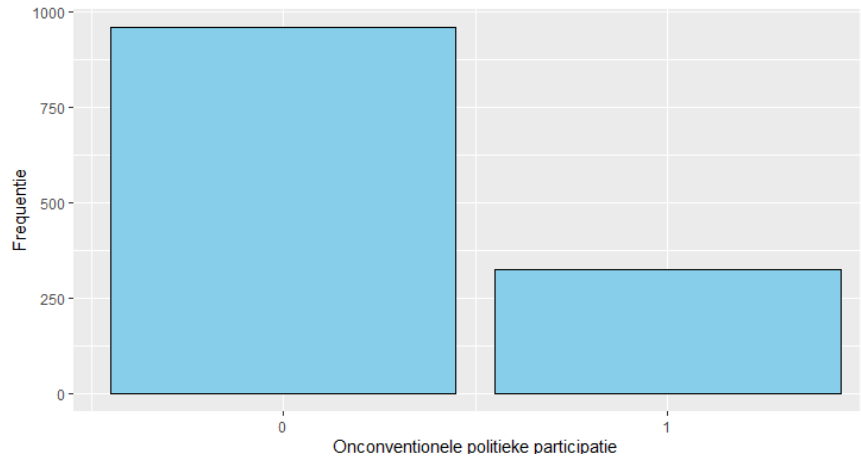
In totaal is 28,4% van de respondenten deelnemer aan onconventionele politieke participatie. De verdeling is nog steeds scheef verdeeld maar het is wel meer rechtgetrokken (Zie Figuur 2). Er zitten genoeg respondenten in de wel onconventionele politieke participatie om een betrouwbare analyse te doen.

Output:

```
> #Uiteindelijke variabele Onconventionele politieke participatie
> attributes(LISS$oncon_polpar)
NULL
> table(LISS$oncon_polpar)
 0    1
628 249
>
> #Histogram voor Oncon_polpar(Histogrammen staan aan einde bijlage 1)
> LISS %>%
+   ggplot(mapping = aes(x = oncon_polpar)) +
+   geom_bar(fill = "skyblue", color = "black") +
```

```
+ labs(
+   x = "Onconventionele politieke participatie",
+   y = "Frequentie") +
+ ggtitle("Histogram con_polpar") +
+ scale_x_continuous(breaks = c(0, 1))
```

Figuur 1.1: Histogram onconventionele politieke participatie (n = 1282)



1.3 Onafhankelijke variabele - Frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk

1. Originele variabele(n)

De eerste onafhankelijke variabele, frequentie van politieke gesprekken, is gemeten aan de hand van vijf afzonderlijke items. Elk item stelde dezelfde vraag aan de respondent, namelijk: “Hoe vaak bespreekt u politieke onderwerpen met persoon X?”, waarbij ‘persoon X’ verwijst naar vijf verschillende personen in het sociale netwerk van de respondent (items: cs23p324, cs23p335, cs23p346, cs23p357 en cs23p368). De antwoordcategorieën waren identiek voor alle items met de antwoordopties: bijna elke dag (1); één of twee keer per week (2); een paar keer per maand (3); ongeveer één keer per maand (4); een paar keer per jaar (5); ongeveer één keer per jaar (6); nooit (7). Hieronder zijn de beschrijvende statistieken genoteerd.

Output:

```
> # VARIABELE-2:---FREQUENTIE POLITIEKE GESPREKKEN VAN EEN SOCIAAL NETWERK---
>
> #FREQUENTIE POLITIEKE GESPREKKEN VAN EEN SOCIAAL NETWERK: oorspronkelijke
items
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
(tables)
> #van de vijf items.
>
> attributes(LISS$cs23p324)
```

```

$label
[1] "How often do you discuss political issues with person 1?"

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

$labels
      almost every day      once or twice a week      a few times per
month
      1
3
      about once a month a number of times per year      about once a
year
      4
6
      never      not applicable
      7
8

$class
[1] "haven_labelled" "vctr_vctr"      "double"

> table(LISS$cs23p324)
  1  2  3  4  5  6  7
101 182 185 108 141 65 95

> attributes(LISS$cs23p335)
$label
[1] "How often do you discuss political issues with person 2?"

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

$labels
      almost every day      once or twice a week      a few times per
month
      1
3
      about once a month a number of times per year      about once a
year
      4
6
      never      not applicable
      7
8

$class
[1] "haven_labelled" "vctr_vctr"      "double"

> table(LISS$cs23p335)
  1  2  3  4  5  6  7
15 73 160 160 229 88 152

> attributes(LISS$cs23p346)
$label
[1] "How often do you discuss political issues with person 3?"

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

```

```
$labels
      almost every day      once or twice a week      a few times per
month
      1                      2
3
      about once a month a number of times per year      about once a
year
      4                      5
6
      never      not applicable
      7          8
```

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

```
> table(LISS$cs23p346)
```

```
  1   2   3   4   5   6   7
11  61 134 187 223 102 159
```

```
>
```

```
> attributes(LISS$cs23p357)
```

```
$label
```

```
[1] "How often do you discuss political issues with person 4?"
```

```
$format.spss
```

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

```
$labels
      almost every day      once or twice a week      a few times per
month
      1                      2
3
      about once a month a number of times per year      about once a
year
      4                      5
6
      never      not applicable
      7          8
```

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

```
> table(LISS$cs23p357)
```

```
  1   2   3   4   5   6   7
8  52 110 170 236 128 173
```

```
> attributes(LISS$cs23p368)
```

```
$label
```

```
[1] "How often do you discuss political issues with person 5?"
```

```
$format.spss
```

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

```
$labels
      almost every day      once or twice a week      a few times per
month
```

```

          1                      2
3      about once a month a number of times per year      about once a
year
          4                      5
6      never                      not applicable
          7                      8

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cs23p368)
  1   2   3   4   5   6   7
11  56  99 144 269 116 182

> #hieronder wordt cronbach's alpha berekend voor de twee items. Deze is
> #redelijk goed, a= 0.79
> itemsFPG <- c("cs23p324", "cs23p335", "cs23p346", "cs23p357",
+              "cs23p368")
> alpha(LISS[, itemsFPG])
Reliability analysis
Call: alpha(x = LISS[, itemsFPG])

raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N   ase mean  sd median_r
      0.79      0.8      0.76      0.44 3.9 0.011  4.5 1.2      0.43

95% confidence boundaries
      lower alpha upper
Feldt      0.77  0.79  0.81
Duhachek  0.77  0.79  0.81

```

Uit de frequentietabellen blijkt dat de meeste respondenten relatief laag scoren frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk. Voor alle vijf de personen komt de modus (de meest voorkomende score) telkens uit op waarden tussen 5 ("een paar keer per jaar") en 7 ("nooit"). Bijvoorbeeld, voor persoon 3 geeft slechts 11 respondenten aan bijna dagelijks over politiek te praten, terwijl 223 aangeven dat dit slechts een paar keer per jaar gebeurt en 159 zelfs nooit. Het patroon is vergelijkbaar met de andere netwerkliden, het aandeel respondenten dat zegt vaak (categorieën 1–3) over politiek te spreken met netwerkliden is telkens relatief klein. Het meest voorkomende antwoord is doorgaans incidenteel of zelden.

Desondanks toont de schaal bestaande uit deze vijf items een goede interne consistentie, met een Cronbach's alpha van 0.79. Dit wijst erop dat de items onderling goed samenhangen en dus gezamenlijk een betrouwbare schaal vormen voor het meten van deze constructie. Ook de standaarddeviatie van de schaal ligt op 1.2, wat duidt op enige spreiding in de antwoorden, maar geen extreme uitschieters.

2. Operationalisaties

Om een algemene maat te verkrijgen voor de frequentie waarmee de respondent politieke gesprekken voert met zijn of haar sociaal netwerk, is het gemiddelde genomen van de scores op de vijf items. Hierbij zijn alleen geldige waarden meegenomen (waarden 1 t/m 7). De oorspronkelijke schaal liep van (1 = bijna elke dag) tot (7 = nooit), waarbij een lagere score overeenkwam met een hogere frequentie. Om de interpretatie intuïtiever te maken is de schaal gespiegeld. Nu komen de hogere waarden overeen met een hogere frequentie van politieke gesprekken.

Output:

```
> # Schaal gemaakt door het gemiddelde van de items te nemen.
> LISS <- LISS %>%
+   mutate(freq_polges = round(rowMeans(select(., cs23p324, cs23p335,
cs23p346,
+                                     cs23p357, cs23p368))))
> # De schaal spiegelen zodat een hogere scor ook hoort bij vaker politieke
> # gesprekken voeren,
> # Nu is (1) nooit en (7) iedere dag.
> LISS <- LISS %>%
+   mutate(freq_polges = 8 - freq_polges)
```

3. Uiteindelijke variabele

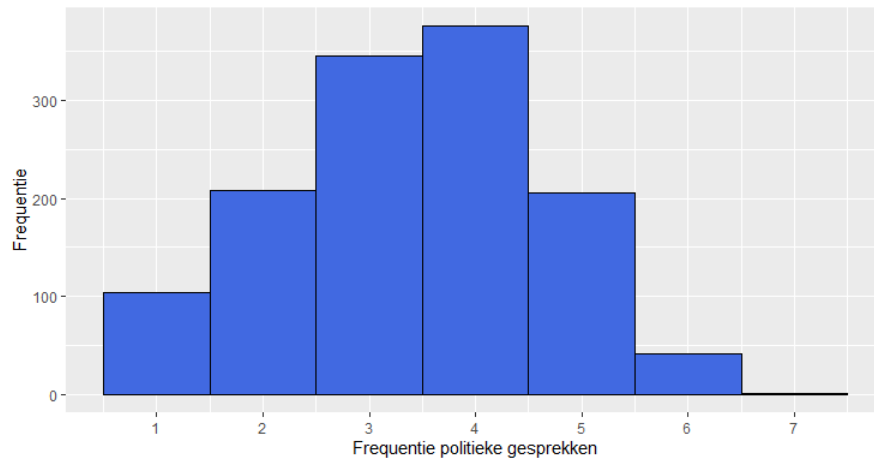
De meeste respondenten voeren politieke gesprekken met hun netwerk op een gematigde frequentie, met een piek bij score 4 (ongeveer één keer per maand). Slechts een klein deel doet dit (bijna) dagelijks. Dit maakt het een lichte linksscheve verdeling, zie figuur 3.

Output:

```
> #Uiteindelijke variabele voor frequentie van politieke gesprekken
> #van een sociaal netwerk
> attributes(LISS$freq_polges)
NULL
> table(LISS$freq_polges)
  1    2    3    4    5    6    7
61 143 225 275 150  21    2

> #Histogram voor Freq_polges (de histogrammen staan aan het eind van bijlage
1)
> LISS %>%
+   ggplot(mapping = aes(x = freq_polges)) +
+   geom_histogram(binwidth = 1, fill = "royalblue", color = "black") +
+   labs(
+     x = "Frequentie politieke gesprekken",
+     y = "Frequentie")+
+   ggtitle("Histogram frequentie politieke gesprekken van een sociaal
netwerk") +
+   scale_x_continuous(breaks = c(1, 2, 3, 4, 5, 6, 7))
```

Figuur 1.2: Histogram voor frequentie van politieke gesprekken van een sociaal netwerk



1.4 Onafhankelijke variabele - Politiek zelfvertrouwen

1. originele variabele(n)

Het variabele politiek zelfvertrouwen is samengesteld aan de hand van zes verschillende items. Elk item kan beantwoord worden met een binaire schaal: dat is waar (1) en dat is niet waar (2). De eerste stelling is "Parliamentarians do not care about the opinions of people like me" (cv24p047). De tweede stelling is "Political parties are only interested in my vote and not in my opinion" (cv24p048). De derde stelling is "People like me have no influence at all on government policy" (cv24p049). De vierde stelling is "I am well capable of playing an active role in politics" (cv24p050). De vijfde stelling is "I have a clear picture of the most important political issues in our country" (cv24p051). De laatste stelling is "Politics sometimes seems so complicated that people like me can hardly understand what is going on" (cv24p052).

Output:

```
> # VARIABELE-3:-----POLITIEK ZELFVERTROUWEN-----
-
>
> #POLITIEK ZELFVERTROUWEN: oorspronkelijke items: 6 binair items
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
(tables)
> #van de zes items.
>
> attributes(LISS$cv24p047)
$label
[1] "Parliamentarians do not care about the opinions of people like me"

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

$labels
```

```

      that is true that is not true
            1             2

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p047)
  1    2
363 514

> attributes(LISS$cv24p048)
$label
[1] "Political parties are only interested in my vote and not in my opinion"

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

$labels
      that is true that is not true
            1             2

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p048)
  1    2
511 366

> attributes(LISS$cv24p049)
$label
[1] "People like me have no influence at all on government policy"

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

$labels
      that is true that is not true
            1             2

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p049)
  1    2
437 440

> attributes(LISS$cv24p050)
$label
[1] "I am well capable of playing an active role in politics"

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

$labels
      that is true that is not true
            1             2

```

```

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p050)
  1    2
317 560

> attributes(LISS$cv24p051)
$label
[1] "I have a clear picture of the most important political issues in our
country"

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

$labels
      that is true that is not true
                1                2

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p051)
  1    2
655 222

> attributes(LISS$cv24p052)
$label
[1] "Politics sometimes seems so complicated that people like me can hardly
understand what is going on"

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

$labels
      that is true that is not true
                1                2

$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$cv24p052)
  1    2
364 513

```

2. Operationalisaties

Politiek zelfvertrouwen is gemeten aan de hand van zes stellingen uit de LISS-databank. Respondenten konden per stelling aangeven of deze "waar" (1) of "niet waar" (2) was. De stellingen betroffen zowel positieve als negatieve opvattingen over de eigen politieke invloed en competentie. Voor een consistente schaal richting zijn de vier negatief geformuleerde items gespiegeld, zodat een hogere score steeds duidt op meer politiek zelfvertrouwen. Dit zijn de items cv24p047, cv24p048, cv24p049 en cv24p052. De antwoorden zijn vervolgens gehercodeerd naar een binair variabele (1 = politiek zelfvertrouwen, 0 = geen

politiek zelfvertrouwen) en er is een samengestelde schaal gecreëerd door het gemiddelde van de zes items te nemen. De interne consistentie van de schaal is acceptabel (Cronbach's $\alpha = 0,69$). Vervolgens is deze schaal getransformeerd naar een 7-puntsschaal (0–6), waarbij hogere scores duiden op meer politiek zelfvertrouwen.

Output:

```
> #Als eerste worden alle variabele van de antwoordmogelijkheden (1) en (2)
naar
> # Binair variabele gehercodeerd (1) en (0)
> # Ten tweede worden 4 van de 6 items gespiegeld, Dit zijn item 1, 2, 3 en
6.
> # (1) politiek zelfvertrouwen en (0) geen politiek zelfvertrouwen
> LISS <- LISS %>%
+ mutate(
+   cv24p047_rev = ifelse(cv24p047 == 1, 0, 1), # Negatief → omkeren
+   cv24p048_rev = ifelse(cv24p048 == 1, 0, 1),
+   cv24p049_rev = ifelse(cv24p049 == 1, 0, 1),
+   cv24p052_rev = ifelse(cv24p052 == 1, 0, 1),
+   cv24p050_rev = ifelse(cv24p050 == 1, 1, 0), # Positief → blijft
hetzelfde
+   cv24p051_rev = ifelse(cv24p051 == 1, 1, 0) )
>
> #hieronder wordt cronbach's alpha berekend voor de twee items. Deze is
> #redelijk goed, a= 0.69
> itemsPV <- c("cv24p047_rev", "cv24p048_rev", "cv24p049_rev",
"cv24p050_rev",
+   "cv24p051_rev", "cv24p052_rev")
> alpha(LISS[, itemsPV])
Reliability analysis
Call: alpha(x = LISS[, itemsPV])

raw_alpha std.alpha G6(smc) average_r S/N ase mean sd median_r
      0.69      0.69      0.69      0.27 2.2 0.016 0.53 0.3      0.24

      95% confidence boundaries
            lower alpha upper
Feldt      0.66  0.69  0.72
Duhachek  0.66  0.69  0.72
>
> #Het variabele maken voor politiek zelfvertrouwen, waarbij
> # het een 7-puntschaal wordt. Hoe hoger hoe meer politiek zelfvertrouwen
> LISS <- LISS %>%
+ mutate(pol_zelfv = rowSums(select(., cv24p047_rev, cv24p048_rev,
cv24p049_rev,
+   cv24p050_rev, cv24p051_rev,
cv24p052_rev)))
>
```

3. Uiteindelijke variabele

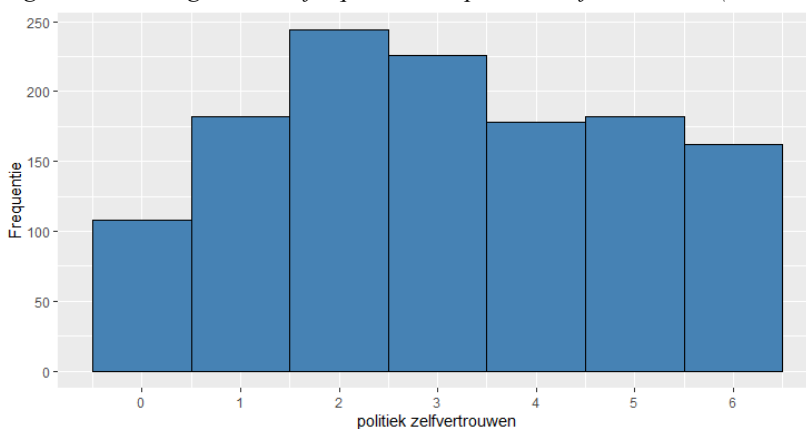
In figuur 4 toont de histogram de verdeling politiek zelfvertrouwen. De meeste respondenten bevinden zich in het midden van de schaal, met pieken bij scores 2 en 3. Zowel lage als hoge niveaus van politiek zelfvertrouwen komen echter ook substantieel voor, wat wijst op een brede spreiding binnen de steekproef.

Output:

```
#Uiteindelijke variabele voot politiek zelfvertrouwen
> attributes(LISS$pol_zelfv)
NULL
> table(LISS$pol_zelfv)

 0    1    2    3    4    5    6
108 182 244 226 180 182 162
>
> #Histogram voor pol_zelfv (de histogrammen staan aan het eind van bijlage
1)
> ggplot(LISS, aes(x = pol_zelfv)) +
+   geom_histogram(binwidth = 1, fill = "steelblue", color = "black") +
+   labs(
+     x = "politiek zelfvertrouwen",
+     y = "Frequentie") +
+   ggtitle("Histogram politiek zelfvertrouwen")+
+   scale_x_continuous(breaks = c(0, 1, 2, 3, 4, 5, 6))
```

Figuur 1.3: Histogram voor frequentie van politiek zelfvertrouwen (n = 1282)



1.5 Controlevariabele - Geslacht

1. Originele variabele

De respondenten werd gevraagd wat hun geslacht is. De antwoordopties waren; man (1); vrouw (2) en anders (3). Voor de antwoordoptie anders is er één respondent die die heeft ingevuld. De verhouding tussen man en vrouw is redelijke gelijk verdeelt. Zie hieronder de beschrijvende statistieken.

Output:

```
> #CONTROLE-VARIABELE-1:-----GESLACHT-----
-
>
> #GESLACHT: oorspronkelijke item
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
(tables)
> #van de één item.
>
> attributes(LISS$geslacht)
$label
[1] "Gender"

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

$labels
      Male Female  Other
      1      2      3
$class
[1] "haven_labelled" "vctrs_vctr"      "double"

> table(LISS$geslacht)
  1    2    3
466 410    1
```

2. Operationalisatie

De variabele geslacht is gehercodeerd voor de analyse. De Respondent die de derde antwoordcategorie heeft gekozen is uitgesloten van de dataset, omdat het slechts om één respondent ging. Vervolgens is de variabele binair gemaakt: mannen zijn gecodeerd als 1 en vrouwen als 0.

Output:

```
> # Als eerte vanwege de enkele respondent voor antwoordmogelijkheid 3 wordt
> #deze optie buiten beschouwing gehouden in deze analyse.
>
> #Ten tweede wordt de variabele hercodeerd
> #(1) mannen en (0) vrouwen
> LISS <- LISS %>%
+   filter(geslacht != 3) %>%
+   mutate(geslacht = if_else(geslacht == 1, 1, 0))
```

3. Uiteindelijke variabele

Het uiteindelijke variabele geslacht is iets wat scheef verdeeld waarbij de vrouwen oververtegenwoordigd zijn (61%). Dit is ook te zien in figuur 5.

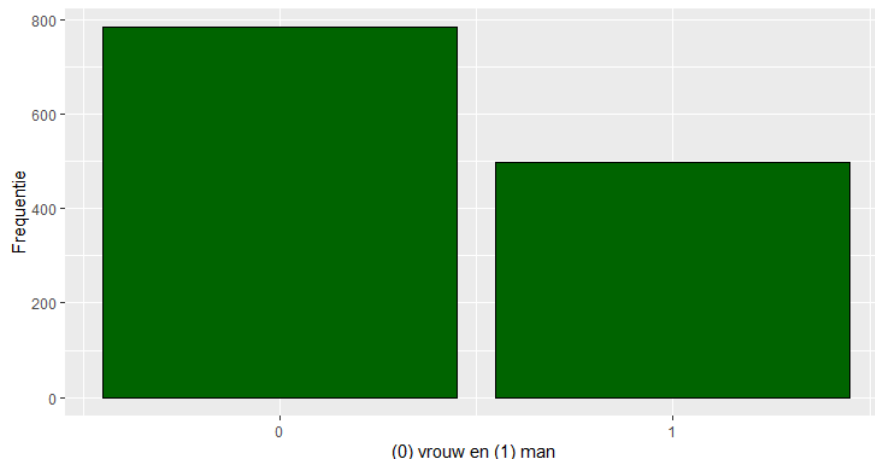
Output:

```
#Uiteindelijke variabele voot politiek zelfvertrouwen
> attributes(LISS$geslacht)
NULL
> table(LISS$geslacht)

 0    1
784 498

> # Histogram van geslacht (de histogrammen staan aan het eind van bijlage 1)
> LISS %>%
+   ggplot(mapping = aes(x = geslacht)) +
+   geom_bar(fill = "steelblue", color = "black") +
+   labs(
+     x = "(0) vrouw en (1) man ",
+     y = "Frequentie") +
+   ggtitle("Histogram van geslacht")+
+   scale_x_continuous(breaks = c(0, 1))
```

Figuur 1.4: Histogram voor geslacht (n = 1282)



1.6 Controlevariabele - Leeftijd

1. Originele variabele

De respondenten konden hun leeftijd invullen, wat een continu variabele maakt. Voor deze variabele moesten er geen aanpassingen worden gedaan. In figuur 6 is een histogram van de variabele leeftijd weergegeven. De verdeling laat twee duidelijke pieken zien, wat duidt op een multimodale verdeling. De eerste piek bevindt zich rond de leeftijd van 30 jaar, terwijl de tweede piek ligt bij ongeveer 70 tot 75 jaar. Opvallend is een dal in de verdeling rond de leeftijd van 50 jaar, wat wijst op een ondervertegenwoordiging

van respondenten tussen de 45 en 55 jaar. Daarnaast zijn ook de uiterste leeftijdsgroepen (de jongste en oudste respondenten) relatief beperkt vertegenwoordigd in de steekproef. Zie hieronder de beschrijvende statistieken.

Output:

```

CONTROLE-VARIABLE-2:-----LEEFTIJD-----
-
> #LEEFTIJD: oorspronkelijke item
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
(tables)
> #van de één item.
>
> attributes(LISS$leeftijd)
$label
[1] "Age of the household member"

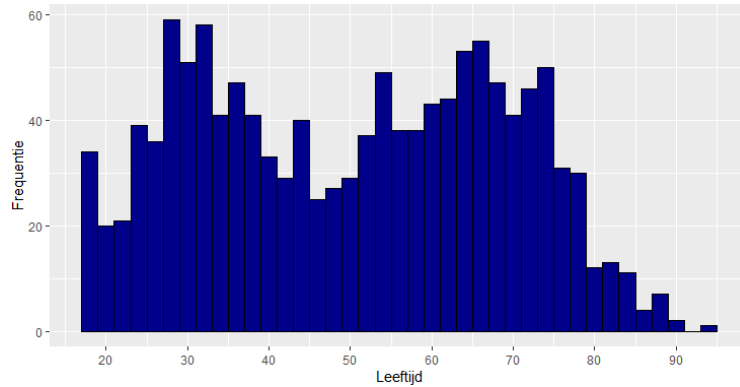
$format.spss
[1] "F2.0"

> table(LISS$leeftijd)

18 19 20 21 22 23 24 25 26 27 28 29 30 31 32 33 34 35 36 37 38 39 40 41 42 43
44 45 46 47 48 49
  1  4  4  1  5  8 10 12 12 11 18 19 17 25 22 18 10 19 17 14 11 15 10 12  7 14
16 14 16  5  7  9
50 51 52 53 54 55 56 57 58 59 60 61 62 63 64 65 66 67 68 69 70 71 72 73 74 75
76 77 78 79 80 81
11  8  9 18 19 17 15 10  9 19 12 13 10 20 16 18 17 20 16 17 17 15 19 17 14 22
15 13 18  8  4  6
82 83 84 85 86 87 88 89 90 91 95
  4  5  5  4  1  2  4  3  1  1  1
>
> # Er hoeft voor de rest niks meer veranderd te worden aan het variabele
leeftijd
>
> # Histogram van leeftijd (de histogrammen staan aan het eind van bijlage 1)
> LISS %>%
+   ggplot(mapping = aes(x = leeftijd)) +
+   geom_histogram(binwidth = 2, fill = "seagreen", color = "black") +
+   scale_x_continuous(breaks = seq(0, max(LISS$leeftijd), by = 10)) +
+   labs(
+     x = "Leeftijd",
+     y = "Frequentie") +
+   ggtitle("Histogram voor leeftijd")

```

Figuur 1.5: Histogram van leeftijd (n= 1282)



1.7 Controlevariabele - Opleidingsniveau

1. Originele variabele

De laatste controlevariabele is opleidingsniveau. Deze variabele is gemeten aan de hand van één item waarin deelnemers werd gevraagd hun hoogst voltooide opleiding aan te geven. De antwoordmogelijkheden zijn gecategoriseerd in zes niveaus: basisschool(1); vmbo (2); havo/vwo (3); mbo (4); hbo (5); wo (6). De verdeling in figuur 7 laat een duidelijke scheiding zien tussen lagere (categorieën 1 t/m 3) en hogere opleidingsniveaus (categorieën 4 t/m 6). Opvallend is dat met name de hogere opleidingsniveaus (hbo en wo) sterk vertegenwoordigd zijn. Dit wijst op een oververtegenwoordiging van hoger opgeleiden in de steekproef. Zie hieronder de beschrijvende statistieken.

Output:

```

CONTROLE-VARIABLE-3:-----OPLEIDINGSNIVEAU-----
-
> #OPLEIDINGSNIVEAU: oorspronkelijke item
> #Hieronder staan de labels (attributes) en de frequentieverdelingen
  (tables)
> #van de één item.
>
> attributes(LISS$oplcatt)
$label
[1] "Level of education in categories"

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

$labels

primary school

1
                                vmbo (intermediate secondary education, US:
junior high school)

2

```

havo/vwo (higher secondary education/preparatory university education, US: senior high school)

3

mbo (intermediate vocational education,
US: junior college)

4

hbo (higher vocational
education, US: college)

5

wo (university)

6

\$class

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

```
> table(LISS$oplcats)
```

```
 1  2  3  4  5  6  
24 89 74 175 299 215
```

```
> # Er hoeft voor de rest niks meer veranderd te worden aan het variabele
```

```
> # opleidingsniveau
```

```
>
```

```
> # Histogram van opleidingsniveau (de histogrammen staan aan het eind van  
bijlage 1)
```

```
> LISS %>%
```

```
+ ggplot(mapping = aes(x = oplcats)) +
```

```
+ geom_bar(fill = "darkblue", color = "black") +
```

```
+ labs(
```

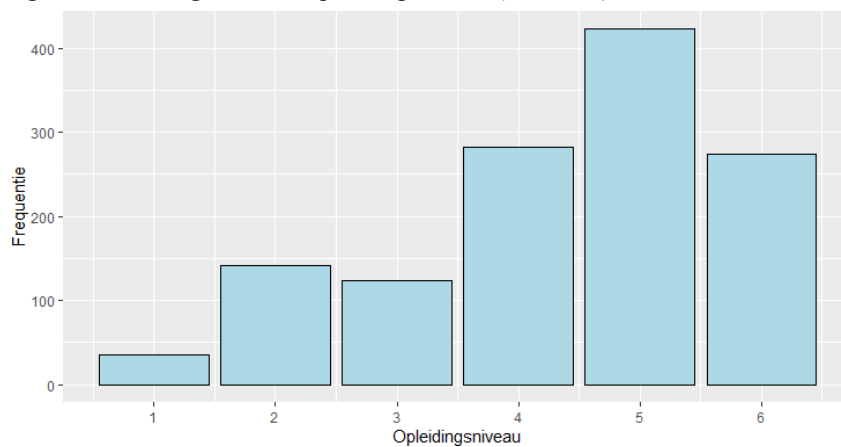
```
+   x = "Opleidingsniveau",
```

```
+   y = "Frequentie") +
```

```
+ ggtitle("Histogram voor opleidingsniveau") +
```

```
+ scale_x_continuous(breaks = c(1, 2, 3, 4, 5, 6))
```

Figuur 1.6: Histogram voor opleidingsniveau (n = 1282)



Bijlage 2

2.1 *Correlaties van de bivariaat analyse*

2.1.1 Correlaties

In deze analyse is met behulp van Pearson-correlatiecoëfficiënten onderzocht in hoeverre variabelen onderling samenhangen. Pearson's correlatie meet de sterkte en richting van een lineair verband tussen twee interval- of ordinale variabelen. Een positieve correlatie wijst op een toename van de ene variabele wanneer de andere toeneemt; een negatieve correlatie betekent dat de ene variabele daalt naarmate de andere toeneemt. Voor iedere combinatie is het correlatiecoëfficiënt (r), het bijbehorende betrouwbaarheidsinterval, de t-waarde en de p-waarde gerapporteerd. De p-waarde geeft aan of het verband statistisch significant is. Een p-waarde kleiner dan 0,05 betekent dat de kans zeer klein is dat het verband op toeval berust.

Output:

```
#-----
-
> #-----BIJLAGE 2 ANALYSES-----
-
> #-----
-
> #PEARSON CORRELATIE-----
-
> cor.test(LISS$freq_polges, LISS$pol_zelfv, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data: LISS$freq_polges and LISS$pol_zelfv
t = 9.8933, df = 1280, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.2149096 0.3166517
sample estimates:
      cor
0.266523

> cor.test(LISS$freq_polges, LISS$oncon_polpar, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data: LISS$freq_polges and LISS$oncon_polpar
t = 7.0928, df = 1280, p-value = 2.169e-12
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.1412188 0.2465885
sample estimates:
      cor
```

0.1944646

```
> cor.test(LISS$freq_polges, LISS$leeftijd, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```
data: LISS$freq_polges and LISS$leeftijd
t = 0.53505, df = 1280, p-value = 0.5927
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.03982852  0.06964560
sample estimates:
      cor
0.01495335
```

```
> cor.test(LISS$freq_polges, LISS$oplcat, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```
data: LISS$freq_polges and LISS$oplcat
t = 4.3742, df = 1280, p-value = 1.318e-05
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
  0.06705615  0.17494674
sample estimates:
      cor
0.1213599
```

```
>
```

```
> cor.test(LISS$geslacht, LISS$leeftijd, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```
data: LISS$geslacht and LISS$leeftijd
t = 1.9688, df = 1280, p-value = 0.04919
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.0001974872  0.1093664280
sample estimates:
      cor
0.05494616
```

```
> cor.test(LISS$geslacht, LISS$pol_zelfv, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```
data: LISS$geslacht and LISS$pol_zelfv
t = 4.8147, df = 1280, p-value = 1.65e-06
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
```

```

95 percent confidence interval:
  0.0792026 0.1867591
sample estimates:
      cor
0.1333735

> cor.test(LISS$geslacht, LISS$freq_polges, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data:  LISS$geslacht and LISS$freq_polges
t = 4.9786, df = 1280, p-value = 7.279e-07
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
  0.08371041 0.19113497
sample estimates:
      cor
0.137828

> cor.test(LISS$geslacht, LISS$oplcatt, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data:  LISS$geslacht and LISS$oplcatt
t = 1.1167, df = 1280, p-value = 0.2643
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.02359255 0.08579974
sample estimates:
      cor
0.03119702

>
> cor.test(LISS$pol_zelfv, LISS$oncon_polpar, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data:  LISS$pol_zelfv and LISS$oncon_polpar
t = 7.9406, df = 1280, p-value = 4.37e-15
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
  0.1638691 0.2682416
sample estimates:
      cor
0.2166745

> cor.test(LISS$pol_zelfv, LISS$leeftijd, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

```

```

data: LISS$pol_zelfv and LISS$leeftijd
t = -0.96259, df = 1280, p-value = 0.3359
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.08152484  0.02789473
sample estimates:
      cor
-0.02689561

```

```
> cor.test(LISS$pol_zelfv, LISS$oplc, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```

data: LISS$pol_zelfv and LISS$oplc
t = 10.558, df = 1280, p-value < 2.2e-16
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.2318925 0.3326426
sample estimates:
      cor
0.2830482

```

```
>
```

```
> cor.test(LISS$oncon_polpar, LISS$leeftijd, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```

data: LISS$oncon_polpar and LISS$leeftijd
t = -0.66829, df = 1280, p-value = 0.5041
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.07335019  0.03611027
sample estimates:
      cor
-0.01867592

```

```
> cor.test(LISS$oncon_polpar, LISS$oplc, method = "pearson")
```

Pearson's product-moment correlation

```

data: LISS$oncon_polpar and LISS$oplc
t = 5.4016, df = 1280, p-value = 7.869e-08
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 0.09531609 0.20238145
sample estimates:
      cor
0.1492863

```

```
>
> cor.test(LISS$leeftijd, LISS$oplcatt, method = "pearson")

Pearson's product-moment correlation

data:  LISS$leeftijd and LISS$oplcatt
t = -6.1478, df = 1280, p-value = 1.048e-09
alternative hypothesis: true correlation is not equal to 0
95 percent confidence interval:
 -0.2220435 -0.1156763
sample estimates:
      cor
-0.169353
```

2.1.2 Phi-coëfficiënt

In deze analyse is de Phi-coëfficiënt berekend om de sterkte van de relatie tussen de variabelen onconventionele politieke participatie en geslacht te meten. De Phi-coëfficiënt wordt vaak gebruikt voor het meten van de associatie tussen twee binaire variabelen, zoals in dit geval de variabele geslacht (mannelijk/vrouwelijk) en de binaire uitkomst van onconventionele politieke participatie (deelnemen of niet deelnemen). De Chi-kwadraattoets die is uitgevoerd heeft een X-kwadraat van 3.636 (df = 1) met een p-waarde van 0.05655. Omdat de p-waarde net boven de gebruikelijke drempel van 0.05 ligt, is er geen sterk bewijs om te concluderen dat er een significant verband is tussen geslacht en onconventionele politieke participatie op een standaard betrouwbaarheidsniveau. Daarnaast is de Phi-coëfficiënt berekend als 0.029, wat duidt op een zeer zwak, bijna verwaarloosbaar, verband tussen de twee variabelen. De Phi-coëfficiënt ligt tussen -1 en 1, waarbij waarden dicht bij 0 wijzen op een zeer zwakke of geen relatie.

Output:

```
#PHI-COËFFICIËNT-----
-
> #Phi uitrekenen voor oncon_polpar en geslacht
> #Chi-kwadraattoets en phi-coëfficiënt: oncon_polpar vs geslacht
> table1 <- table(LISS$oncon_polpar, LISS$geslacht)
> chi_test1 <- chisq.test(table1)
> phi2 <- sqrt(chi_test1$statistic / sum(table))
>
> cat("Chi-kwadraattoets: oncon_polpar vs geslacht\n")
Chi-kwadraattoets: oncon_polpar vs geslacht
> print(chi_test1)
```

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

data:  table1
X-squared = 3.6358, df = 1, p-value = 0.05655
```



```
> cat("Phi-co?ffici?nt:", phi2, "\n\n")
Phi-co?ffici?nt: 0.02888731
```

2.2 Modellen analyse

2.2.1 Logistische regressie analyses

model 0

In dit lege model wordt de afhankelijke variabele onconventionele politieke participatie voorspeld zonder enige onafhankelijke variabelen, alleen met een intercept. Dit model geeft dus het gemiddelde niveau van participatie weer in de hele steekproef, zonder rekening te houden met invloeden van andere factoren.

De odds dat een willekeurige respondent wel deelneemt aan onconventionele politieke participatie is ongeveer 0.34. De kans dat iemand participeert ligt aanzienlijk lager dan 50%. Dit model dient als referentiepunt om de toegevoegde waarde van andere verklarende variabelen in latere modellen te beoordelen. Als nieuwe modellen een lagere deviance of betere fit opleveren, betekent dat ze beter zijn in het verklaren van participatie dan dit lege model.

Output:

```
#Model 0 (Leeg model)
> model0 <- glm(oncon_polpar ~ NULL,
+               data = LISS,
+               family = binomial(link = "logit"))
> summary(model0)
```

Call:

```
glm(formula = oncon_polpar ~ NULL, family = binomial(link = "logit"),
    data = LISS)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.7647	-0.7647	-0.7647	1.6567	1.6567

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-1.0800	0.0642	-16.82	<2e-16 ***

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

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1451.6 on 1281 degrees of freedom
Residual deviance: 1451.6 on 1281 degrees of freedom
AIC: 1453.6

Number of Fisher Scoring iterations: 4

```
> exp(coef(model0))  
(Intercept)  
0.3396029
```

Model 1

In model 1 zijn de controlevariabelen geslacht, leeftijd en opleidingsniveau toegevoegd om te onderzoeken in hoeverre deze factoren samenhangen met onconventionele politieke participatie. Uit de resultaten blijkt dat vooral opleidingsniveau een significante voorspeller is: met elke toename in de opleidingscategorie neemt de kans op participatie toe, waarbij de odds met een factor van ongeveer 1,31 toenemen. Geslacht heeft een positief effect, waarbij vrouwen een hogere kans op participatie laten zien dan mannen, al is dit effect slechts marginaal significant. Leeftijd daarentegen blijkt geen betekenisvolle invloed te hebben op de kans op participatie. Het toevoegen van deze controlevariabelen leidt tot een bescheiden verbetering van het model ten opzichte van het lege model, zoals te zien aan de daling in residual deviance.

Output:

```
> #Model 1  
> model1 <- glm(oncon_polpar ~ geslacht + leeftijd + oplcat,  
+               data = LISS,  
+               family = binomial(link = "logit"))  
> summary(model1)
```

Call:

```
glm(formula = oncon_polpar ~ geslacht + leeftijd + oplcat, family =  
binomial(link = "logit"),  
    data = LISS)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-0.9698	-0.7831	-0.6928	1.4023	2.1188

Coefficients:

```
              Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
(Intercept) -2.412084    0.332171  -7.262 3.83e-13 ***
geslacht     0.236855    0.132181   1.792  0.0731 .
leeftijd     0.000412    0.003623   0.114  0.9095
oplcat       0.271611    0.052487   5.175 2.28e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

```
Null deviance: 1451.6  on 1281  degrees of freedom
Residual deviance: 1418.3  on 1278  degrees of freedom
AIC: 1426.3
```

Number of Fisher Scoring iterations: 4

```
> exp(coef(model1))
(Intercept)    geslacht    leeftijd    oplcat
 0.08962832  1.26725802  1.00041209  1.31207591
```

Model 2

In model 2 is de eerste onafhankelijke variabele, namelijk de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk, toegevoegd aan de controlevariabelen. Uit de resultaten blijkt dat deze variabele een sterk en significant positief effect heeft op onconventionele politieke participatie: met elke toename in de frequentie van politieke gesprekken neemt de kans op participatie toe met een factor van ongeveer 1,42. Dit ondersteunt de eerste hypothese dat politieke gesprekken binnen het netwerk een stimulerende rol spelen in participatie. Daarnaast blijft ook opleidingsniveau een significante voorspeller, terwijl geslacht en leeftijd in dit model geen significante invloed vertonen. Het model past beter dan het vorige model, wat blijkt uit de verdere daling in residual deviance en AIC.

Output:

```
> #model 2
> model2 <- glm(oncon_polpar ~ freq_polges + geslacht + leeftijd + oplcat,
+               data = LISS,
+               family = binomial(link = "logit"))
```

```
> summary(model2)
```

Call:

```
glm(formula = oncon_polpar ~ freq_polges + geslacht + leeftijd +  
    oplcat, family = binomial(link = "logit"), data = LISS)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.2775	-0.8048	-0.6504	1.1289	2.4221

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-3.4645029	0.3844654	-9.011	< 2e-16 ***
freq_polges	0.3525286	0.0566465	6.223	4.87e-10 ***
geslacht	0.1179935	0.1354132	0.871	0.384
leeftijd	-0.0001663	0.0036599	-0.045	0.964
oplcat	0.2449166	0.0531136	4.611	4.00e-06 ***

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

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1451.6 on 1281 degrees of freedom
Residual deviance: 1377.5 on 1277 degrees of freedom
AIC: 1387.5

Number of Fisher Scoring iterations: 4

```
> exp(coef(model2))
```

(Intercept)	freq_polges	geslacht	leeftijd	oplcat
0.03128856	1.42266030	1.12523678	0.99983373	1.27751481

Model 4

In model 4 is de mediërende variabele politiek zelfvertrouwen toegevoegd om te onderzoeken of deze een verklaring biedt voor het effect van politieke gesprekken op onconventionele participatie. Uit de resultaten blijkt dat zowel de frequentie van politieke gesprekken als politiek zelfvertrouwen significante en positieve effecten hebben. De odds op participatie neemt toe met een factor van ongeveer 1,22 per eenheid politiek

zelfvertrouwen. Opvallend is dat het effect van politieke gesprekken iets afneemt (van 1,42 naar 1,35) ten opzichte van model 2, wat duidt op gedeeltelijke mediatie. Dit ondersteunt de hypothese dat politiek zelfvertrouwen een verklarende rol speelt in de relatie tussen politieke gesprekken en participatie.

Output:

```
> #Model 4
> model4 <- glm(oncon_polpar ~ freq_polges + pol_zelfv + geslacht + leeftijd
+ oplcat,
+           data = LISS,
+           family = binomial(link = "logit"))
> summary(model4)
```

Call:

```
glm(formula = oncon_polpar ~ freq_polges + pol_zelfv + geslacht +
    leeftijd + oplcat, family = binomial(link = "logit"), data = LISS)
```

Deviance Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-1.3916	-0.7965	-0.6029	1.0671	2.5193

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
(Intercept)	-3.5783342	0.3873786	-9.237	< 2e-16 ***
freq_polges	0.2965975	0.0583416	5.084	3.70e-07 ***
pol_zelfv	0.2025664	0.0397487	5.096	3.47e-07 ***
geslacht	0.0568425	0.1372811	0.414	0.67883
leeftijd	-0.0002968	0.0036869	-0.080	0.93585
oplcat	0.1715723	0.0544136	3.153	0.00162 **

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

(Dispersion parameter for binomial family taken to be 1)

Null deviance: 1451.6 on 1281 degrees of freedom
Residual deviance: 1350.9 on 1276 degrees of freedom
AIC: 1362.9

Number of Fisher Scoring iterations: 4

```
> exp(coef(model4))  
(Intercept) freq_polges pol_zelfv geslacht leeftijd oplcat  
0.02792217 1.34527366 1.22454138 1.05848906 0.99970328 1.18717000
```

2.2.2 Lineaire regressieanalyse

model 3

Model 3 onderzoekt de invloed van de frequentie van politieke gesprekken op politiek zelfvertrouwen, met controle voor geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. De resultaten tonen een sterk positief en significant effect van politieke gesprekken: hoe vaker iemand binnen zijn of haar netwerk politiek praat, hoe hoger het politiek zelfvertrouwen ($\beta = 0.33$, $p < 0.001$). Ook geslacht en opleidingsniveau hebben een positief en significant effect. Leeftijd blijkt geen significante invloed te hebben. Met een verklaarde variantie van ongeveer 14% ($R^2 = 0.14$) levert dit model een duidelijke aanwijzing voor de tweede voorwaarde van mediatie: politieke gesprekken vergroten het politiek zelfvertrouwen.

Output:

```
> # model 3  
> model3 <- lm(pol_zelfv ~ freq_polges + geslacht + leeftijd + oplcat,  
+               data = LISS)  
> summary(model3)
```

Call:

```
lm(formula = pol_zelfv ~ freq_polges + geslacht + leeftijd +  
    oplcat, data = LISS)
```

Residuals:

Min	1Q	Median	3Q	Max
-4.0457	-1.3609	-0.0532	1.3066	4.5997

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	0.3149520	0.2475005	1.273	0.203416
freq_polges	0.3259184	0.0385775	8.448	< 2e-16 ***
geslacht	0.3550267	0.0985549	3.602	0.000327 ***
leeftijd	0.0007595	0.0026058	0.291	0.770728

```

oplcat      0.3413336  0.0355460   9.603  < 2e-16 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 1.702 on 1277 degrees of freedom
Multiple R-squared:  0.1437, Adjusted R-squared:  0.141
F-statistic: 53.57 on 4 and 1277 DF, p-value: < 2.2e-16

```

2.3 Kansberekening model 2 en 4

In deze paragraaf wordt uitgelegd hoe de kansberekening is gedaan en hoe deze voor beide modellen tot stand zijn gekomen. De kansberekening is gedaan aan de hand van Excel. Voor de kansen zijn hypothetische profielen opgenomen waarin de kans is berekend op basis van specifieke waarden.

2.3.1 Kansberekening model 2

Voor het bepalen van de kans op onconventionele politieke participatie is gebruikgemaakt van een logistische regressiemodel. In tabel 2.1 zijn de bijbehorende kanswaarden weergegeven voor model 2. Het profiel voor de kansen van model 2 zijn gebaseerd op drie controle variabelen: geslacht (0 = man; 1 = vrouw), leeftijd (in jaren) en opleidingsniveau (1 t/m 6), evenals de onafhankelijke variabele frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk (0 t/m 7).

De kans berekening verloopt in twee stappen. Als eerste worden de log-odds bepaald aan de hand van de regressievergelijking: $\text{Log-odds} = -3,4645 + 0,2449_{\text{opleidingsniveau}} - 0,0002_{\text{leeftijd}} + 0,1182_{\text{geslacht}} + 0,3525_{\text{frequentie politieke gesprekken}}$. Voor elke combinatie van waarden worden de bijbehorende scores ingevuld in deze vergelijking (Zie Tabel 2.1), wat resulteert in een log-odds waarde. Log-odds zijn daarentegen moeilijk te interpreteren, daarom worden deze in de tweede stap omgerekend naar een kanswaarde. Dit gebeurt met de volgende transformatie: $\text{kans} = (1 + e^{\text{log-odds}}) / e^{\text{log-odds}}$. Op basis van deze twee stappen wordt elke combinatie van waarden een specifieke kans op onconventionele politieke participatie geschat in model 2.

Tabel 2.1: Kansberekening voor model 2 met het verklarende variabele frequentie van politieke gesprekken

Opleidingsniveau (1-6)	Leeftijd	Geslacht (0 = Man, 1 = Vrouw)	Frequentie van politieke gesprekken (0-7)	Log-odds (automatisch)	Voorspelde kans (automatisch)
1	51	1	0	-3,112	0,043
6	51	1	0	-1,887	0,132
1	51	0	0	-3,230	0,038
6	51	0	0	-2,005	0,119
1	51	1	3	-2,054	0,114
6	51	1	3	-0,830	0,304
1	51	0	3	-2,172	0,102
6	51	0	3	-0,948	0,279
1	51	1	7	-0,644	0,344
6	51	1	7	0,580	0,641
1	51	0	7	-0,762	0,318
6	51	0	7	0,462	0,614

2.3.2 Kansberekening model 4

Voor het bepalen van de kans op onconventionele politieke participatie is gebruikgemaakt van een logistische regressiemodel. In tabel 2.2 zijn de bijbehorende kanswaarden weergegeven voor model 4. Het profiel voor de kansen van model 4 zijn gebaseerd op drie controle variabelen: geslacht (0 = man; 1 = vrouw), leeftijd (in jaren) en opleidingsniveau (1 t/m 6), evenals de onafhankelijke variabele frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk (0 t/m 7) en politiek zelfvertrouwen (0 t/m 6).

De kans berekening verloopt in twee stappen. Als eerste worden de log-odds bepaald aan de hand van de regressievergelijking: $\text{Log-odds} = -3,5783 + 0,1716_{\text{opleidingsniveau}} - 0,0003_{\text{leeftijd}} + 0,0568_{\text{geslacht}} + 0,2966_{\text{frequentie politieke gesprekken}} + 0,2026_{\text{politiek zelfvertrouwen}}$. Voor elke combinatie van waarden worden de bijbehorende scores ingevuld in deze vergelijking (Zie Tabel 2.2), wat resulteert in een log-odds waarde. Log-odds zijn daarentegen moeilijk te interpreteren, daarom worden deze in de tweede stap omgerekend naar een kanswaarde. Dit gebeurt met de volgende transformatie: $\text{kans} = (1 + e^{\text{log-odds}}) / e^{\text{log-odds}}$. Op basis van deze twee stappen wordt elke combinatie van waarden een specifieke kans op onconventionele politieke participatie geschat in model 4.

Tabel 2.2: Kansberekening voor model 4 met het verklarende variabele frequentie van politieke gesprekken en politiek zelfvertrouwen

Opleidingsniveau (1-6)	Leeftijd	Geslacht (0 = Man, 1 = Vrouw)	Frequentie van politieke gesprekken (0-7)	Politiek zelfvertrouwen	Log-odds (automatisch)	Voorspelde kans (automatisch)
1	51	1	0	3	-2,895	0,052
6	51	1	0	3	-2,037	0,115
1	51	0	0	3	-2,952	0,050
6	51	0	0	3	-2,094	0,110
1	51	1	3	3	-2,005	0,119
6	51	1	3	3	-1,147	0,241
1	51	0	3	3	-2,062	0,113
6	51	0	3	3	-1,204	0,231
1	51	1	7	3	-0,819	0,306
6	51	1	7	3	0,039	0,510
1	51	0	7	3	-0,876	0,294
6	51	0	7	3	-0,018	0,496

Bijlage 3

In deze bijlage wordt de modelfit van de gebruikte regressiemodellen kort toegelicht. Voor de logistische regressiemodellen is de betrouwbaarheid getest met de Hosmer-Lemeshow test en likelihood-ratio toetsen. Ook is de voorspellingsnauwkeurigheid beoordeeld met classificatietabellen. Voor het lineaire regressiemodel is de verklaarde variantie gemeten met adjusted R^2 en zijn de belangrijkste modelassumpties gecontroleerd. Daarnaast is gekeken naar mogelijke uitbijters en invloedrijke data punten.

3.1 Modelfit modellen

3.1.1 Modelfit logistische modellen (model 1, 2 en 4)

3.1.1.1 Hosmerlemestoets

De Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test toont aan dat er sprake is van een niet slechte model fit voor alle drie de logistische regressiemodellen. In model 1 ($p = 0.923$), model 2 ($p = 0.236$) en model 4 ($p = 0.982$) wijkt de verdeling van de voorspelde waarden niet significant af van de geobserveerde waarden. Dit betekent dat de voorspellingen van het model goed overeenkomen met wat er daadwerkelijk is waargenomen in de data.

Output:

```
#
> #-----MODELFIT LOGISTISCHE REGRESSIE-----
-
> #
>
> #Voor de logistische modellen wordt een hosmer lemeshow test uitgevoerd
> # een significante p-waarde duidt op een slechte modelfit
> hltest(model1)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	130	18	17.17665
2	128	23	21.68584
3	129	27	27.07998
4	130	25	29.21971
5	126	29	32.55978
6	130	38	34.08912
7	130	33	36.92568

8	129	43	40.36417
9	128	41	40.66876
10	122	48	45.23031

```

Statistic = 3.16759
degrees of freedom = 8
p-value = 0.9234

```

```
> hltest(model2)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	129	15	11.94135
2	128	13	18.22200
3	129	28	22.86204
4	128	25	25.98101
5	128	31	29.79233
6	128	27	33.23192
7	130	32	38.13604
8	128	42	41.51902
9	128	57	47.11271
10	126	55	56.20158

```

Statistic = 10.43575
degrees of freedom = 8
p-value = 0.23576

```

```
> hltest(model4)
```

The Hosmer-Lemeshow goodness-of-fit test

Group	Size	Observed	Expected
1	128	12	10.406568
2	128	15	16.023931
3	128	21	20.088887
4	128	26	24.117958
5	128	27	28.585962

6	128	32	32.604436
7	128	35	36.809089
8	128	41	42.747809
9	128	47	50.214065
10	128	68	62.160027
11	2	1	1.241269

```

Statistic = 2.45958
degrees of freedom = 9
p-value = 0.98195

```

3.1.1.2 Likelihood-ratio toets

De likelihood-ratio toetsen onderzoeken of de toevoeging van variabelen leidt tot een significante vermindering van de deviance, een maatstaf voor de foutmarge, in de modellen. De vergelijking tussen model 0 (zonder voorspellers) en model 1 (met geslacht, leeftijd en opleidingsniveau) laat zien dat model 1 een duidelijk betere voorspelling geeft ($\Delta\text{Deviance} = 33.36$, $p < .001$). Dit betekent dat deze achtergrondkenmerken samen een belangrijke rol spelen. Vervolgens laat de vergelijking tussen model 1 en model 2 zien dat het toevoegen van de frequentie van politieke gesprekken het model nog verder verbeterd ($\Delta\text{Deviance} = 40.81$, $p < .001$). Met andere woorden: mensen die vaker politieke gesprekken voeren, doen ook vaker aan onconventionele politieke participatie. Tot slot laat de vergelijking tussen model 2 en model 4 zien dat wanneer politiek zelfvertrouwen aan het model wordt toegevoegd, het model opnieuw beter wordt ($\Delta\text{Deviance} = 26.58$, $p < .001$). Dit wijst erop dat politiek zelfvertrouwen ook een belangrijke voorspeller is, en dat het mogelijk een deel van het verband tussen politieke gesprekken en participatie verklaart.

Output:

```

> #De modellen met elkaar vergelijken om te zien of het ene model een betere
> # modelfit heeft dan het andere model. Aan de hand van de Chikwadraat
toets.

```

```

> anova(model0, modell, test = "Chisq")

```

Analysis of Deviance Table

Model 1: oncon_polpar ~ NULL

Model 2: oncon_polpar ~ geslacht + leeftijd + oplcat

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

```

1      1281      1451.6
2      1278      1418.3  3    33.364 2.699e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> anova(model1, model2, test = "Chisq")

Analysis of Deviance Table

Model 1: oncon_polpar ~ geslacht + leeftijd + oplcat
Model 2: oncon_polpar ~ freq_polges + geslacht + leeftijd + oplcat
      Resid. Df Resid. Dev Df Deviance  Pr(>Chi)
1          1278      1418.3
2          1277      1377.5  1    40.813 1.675e-10 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

> anova(model2, model4, test = "Chisq")

Analysis of Deviance Table

Model 1: oncon_polpar ~ freq_polges + geslacht + leeftijd + oplcat
Model 2: oncon_polpar ~ freq_polges + pol_zelfv + geslacht + leeftijd +
      oplcat
      Resid. Df Resid. Dev Df Deviance  Pr(>Chi)
1          1277      1377.5
2          1276      1350.9  1    26.581 2.527e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

3.1.1.3

Classificatietabellen

De classificatietabellen geven inzicht in de mate waarin de logistische regressiemodellen de geobserveerde waarden van onconventionele politieke participatie accuraat voorspellen. Omdat het aandeel participanten in de steekproef relatief klein is, is de verhouding tussen geobserveerde waarden scheef. Om hier rekening mee te houden is de grenswaarde voor classificatie aangepast van 0.5 naar 0.27, op basis van de optimale drempel uit de ROC-analyse. Model 0 classificeert alle respondenten als niet-participanten. Dit resulteert in een perfectie classificatie van niet-deelnemers (specificiteit = 100%), maar een volledige misclassificatie van participanten (sensitiviteit = 0%). De totale accuraatheid bedraagt 74,65%, wat exact overeenkomt met het aandeel niet-deelnemers in de steekproef. Model 1, waarin demografische controlevariabelen zijn opgenomen, presteert beter. De sensitiviteit stijgt naar 44,62%, en de specificiteit bedraagt 69,59%, wat resulteert in een totale classificatie nauwkeurigheid van 63,26%. Model 2, met de toevoeging van de

frequentie van politieke gesprekken, laat een verdere verbetering zien: de sensitiviteit neemt toe tot 59,69% en de specificiteit blijft redelijk (63,01%). De algehele accuraatheid blijft echter met 62,17% vrijwel gelijk. Model 4, waarin ook politiek zelfvertrouwen is meegenomen, bereikt een sensitiviteit van 59,08% en een specificiteit van 65,94%. De totale classificatie nauwkeurigheid stijgt licht naar 64,20%. Dit duidt op een verbeterde balans in het correct voorspellen van zowel participanten als niet-participanten.

Deze bevindingen suggereren dat het complete model 4 het meest geschikt is om participatiegedrag accuraat te voorspellen, vooral in een steekproef met een ongelijke verdeling van uitkomsten.

Output:

```
# Functie voor classificatietabellen

> Class.table <- function(LOGMOD = NULL) {
+   library(tidyverse)
+   DATSET <- LOGMOD$data
+   DATSET <- mutate(DATSET,
+                     p_hat = predict(LOGMOD, type = "response"),
+                     y_hat = as.factor(ifelse(p_hat >= 0.27, 1, 0)))
+   DV <- LOGMOD$formula[[2]]
+   Class_tmp <- table(DATSET[[DV]], DATSET$y_hat)
+   Class_tab <- matrix(data = NA, nrow = 3, ncol = 3)
+   # Controle of alle cases in 1 groep geclassificeerd worden
+   C1 <- ifelse(Class_tmp[1]+Class_tmp[2] == length(DATSET[[DV]]), T, F)
+   # Controle of dit de 0 groep is (anders 1)
+   C2 <- ifelse(dimnames(Class_tmp)[[2]] == "0", T, F)
+
+   if(C1) {
+     Class_tab[1,1] <- ifelse(C2, Class_tmp[1], 0)
+     Class_tab[1,2] <- ifelse(C2, 0, Class_tmp[1])
+     Class_tab[2,1] <- ifelse(C2, Class_tmp[2], 0)
+     Class_tab[2,2] <- ifelse(C2, 0, Class_tmp[2])
+   } else {
+     Class_tab[1:2,1:2] <- Class_tmp
+   }
+
+   Class_tab[1,3] <- round(Class_tab[1,1] / (Class_tab[1,1] +
+ Class_tab[1,2]), 4)
+   Class_tab[2,3] <- round(Class_tab[2,2] / (Class_tab[2,1] +
+ Class_tab[2,2]), 4)
+   Class_tab[3,3] <- round((Class_tab[1,1] + Class_tab[2,2]) /
+ length(DATSET[[DV]]), 4)
+   rownames(Class_tab) <- c("Obs0", "Obs1", "Tot")
+   colnames(Class_tab) <- c("Exp0", "Exp1", "Tot")
+ }
```

```

+   return(Class_tab)
+ }
>
> # package inlezen om cut-off waarde berekenen voor classificatietabellen
> library(pROC)
>
> # De voorspellende waarden worden berekend
> LISS$p_hat1 <- predict(model4, type = "response")
>
> # doelvariabele = afhankelijke variabele (moet 0/1 zijn)
> roc_obj <- roc(LISS$oncon_polpar, LISS$p_hat1)
> plot(roc_obj) # maakt de ROC-curve
> # geeft de beste cut-off waarde voor de classificatietabellen
> coords(roc_obj, "best", ret = "threshold")
threshold
1 0.2649215
>
>
> #De classificatietabellen voor model 0,1,2 en 4
> ClassT0 <- Class.table(LOGMOD = model0)
> print(ClassT0)
      Exp0 Exp1   Tot
Obs0   957    0 1.0000
Obs1   325    0 0.0000
Tot     NA   NA 0.7465
> ClassT1 <- Class.table(LOGMOD = model1)
> print(ClassT1)
      Exp0 Exp1   Tot
Obs0   666  291 0.6959
Obs1   180  145 0.4462
Tot     NA   NA 0.6326
> ClassT2 <- Class.table(LOGMOD = model2)
> print(ClassT2)
      Exp0 Exp1   Tot
Obs0   603  354 0.6301
Obs1   131  194 0.5969
Tot     NA   NA 0.6217
> ClassT4 <- Class.table(LOGMOD = model4)
> print(ClassT4)
      Exp0 Exp1   Tot
Obs0   631  326 0.6594
Obs1   133  192 0.5908
Tot     NA   NA 0.6420

```

3.1.2 Modelfit linear model 3

Op basis van de adjusted R-squared waarde van model 3 kan worden geconcludeerd dat het model een redelijke bijdrage levert aan de verklaring van de variantie in politiek zelfvertrouwen. De adjusted R-

squared bedraagt 0.141, wat betekent dat 14,1% van de variantie in politiek zelfvertrouwen wordt verklaard door de frequentie van politieke gesprekken binnen het sociale netwerk, geslacht, leeftijd en opleidingsniveau. Bovendien is het model statistisch significant ($F(4, 1277) = 53.57$, $p < .001$), wat de meerwaarde van deze verklarende factoren onderstreept. Tegelijkertijd suggereert het resultaat dat er naast deze variabelen ook andere factoren een rol spelen in de vorming van politiek zelfvertrouwen.

Conclusie modelfit

Op basis van de globale beoordeling van de modellen blijkt dat model 4 het best passende model is. Dit model bevat zowel de frequentie van politieke gesprekken als politiek zelfvertrouwen, en sluit daarmee het meest aan bij de theoretische verwachtingen. Bovendien laat model 4 een betere algehele voorspelling van onconventionele politieke participatie zien dan model 1 en 2.

3.3 Multicollineariteit

Om de multicollineariteit te detecteren wordt de Variance Inflation Factor (VIF) gebruikt. Als er sprake is van multicollineariteit hangen twee of meer onafhankelijke variabelen sterk samen, wat de betrouwbaarheid van de regressiecoëfficiënten aantast. Hiervoor moeten de waarden boven de grenswaarde van 2 uitkomen. De VIF-waarden in zowel model 3 als model 4 liggen onder de grenswaarde van 2. Dit laat zien dat de onafhankelijke variabelen niet sterk met elkaar samenhangen. Multicollineariteit vormt dus geen probleem in deze modellen.

Output:

```
>#-----MULTICOLLINEARITEIT-----
-
> #Toelichting: Wordt uitgevoerd om te kijken of twee variabelen een te
sterke
> # samenhang hebben. er wordt aan de vuistregel 2 gehouden. Als dit
daarboven
> # uitkomt wordt het als problematisch gezien.
> vif(model4)
freq_polges    pol_zelfv    geslacht    leeftijd    oplcat
      1.075439      1.149777      1.057127      1.095982      1.181810
> vif(model3)
freq_polges    geslacht    leeftijd    oplcat
      1.045741      1.049411      1.105701      1.102186
```

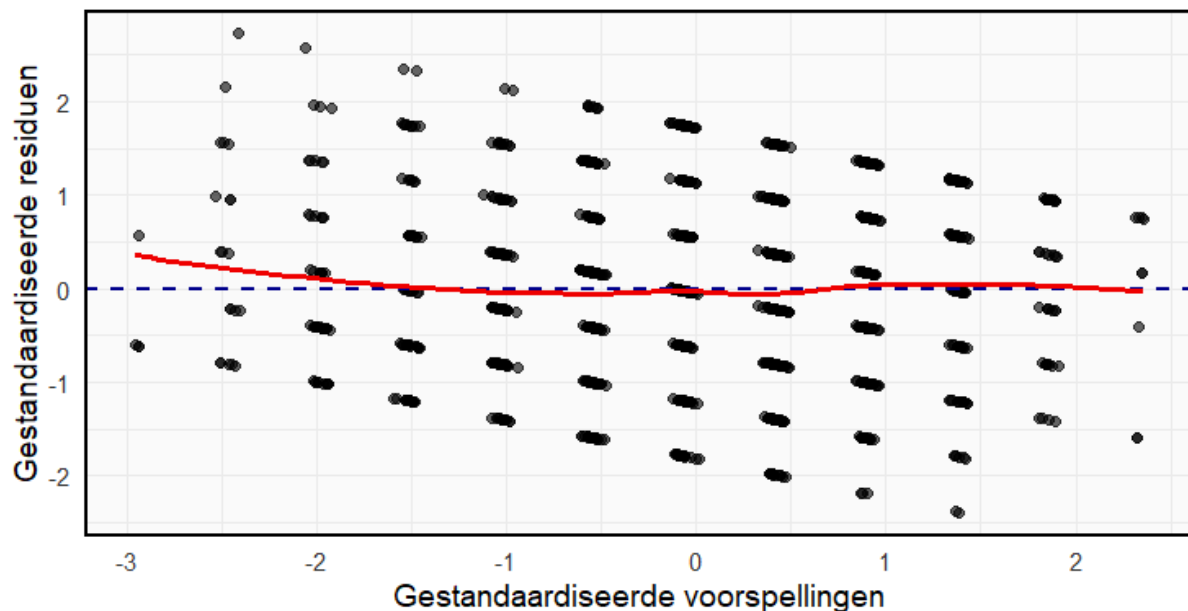

3.4 Assumpties

3.4.1 Onafhankelijke waarnemingen

De eerste aanname voor de lineaire regressie en tevens enige aanname voor de logistische regressie is dat de waarnemingen onafhankelijk van elkaar zijn. Omdat meerdere leden uit één huishouden kunnen deelnemen aan het LISS panel, zou dit kunnen leiden tot afhankelijke waarnemingen binnen huishoudens. Om deze afhankelijkheid te vermijden is er per huishouden één respondent willekeurig geselecteerd. Door deze vorm van randomisatie is de kans op systematische bias verkleind en wordt voorkomen dat antwoorden van respondenten binnen hetzelfde huishouden elkaar beïnvloeden. Hiermee is voldaan aan de voorwaarde van onafhankelijkheid binnen de steekproef voor zowel de lineaire en logistische regressie.

3.4.2 Lineairiteit

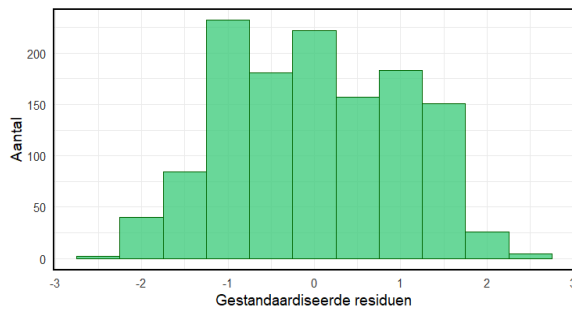
De tweede aanname voor de lineaire regressie is lineariteit. Deze wordt getoetst aan de hand van een scatterplot waarin de gestandaardiseerde residuen zijn uitgezet tegen de gestandaardiseerde voorspellingen. In figuur 3.1 wordt er gekeken of er sprake is van een systematisch patroon dat wijst op een niet-lineaire relatie tussen de voorspelde en de geobserveerde waarden. De loess-curve in de plot volgt een overwegend horizontaal verloop rond de nul-as, zonder duidelijke krommingen of trends. Dit duidt erop dat de relatie tussen de afhankelijke en onafhankelijke variabelen goed benaderd wordt met een lineair model. Er wordt voldaan aan de tweede voorwaarde.



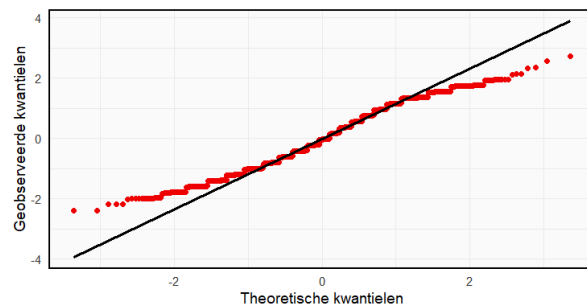
Figuur 3.1: Residuenplot met politiek zelfvertrouwen als afhankelijke variabele.

3.4.3 Homoscedasticiteit

De derde aanname voor lineair regressie is homoscedasticiteit. Hier wordt de constante variantie van de residuen over de gehele range van voorspellingen. Ook hier kijken we naar figuur 3.1. Hierbij werd specifiek gekeken naar de spreiding van de residuen rond de nul-lijn. De residuen zijn relatief gelijkmatig verspreid over het bereik van voorspellingen, en er is geen zichtbaar patroon waarbij de spreiding toeneemt of afneemt. Er is dus geen sprake van heteroscedasticiteit en wordt er aan de derde voorwaarde voldaan.



Figuur 3.2: Histogram voor normaliteit



Figuur 3.3: QQ-plot voor normaliteit

3.4.4 Normaliteit

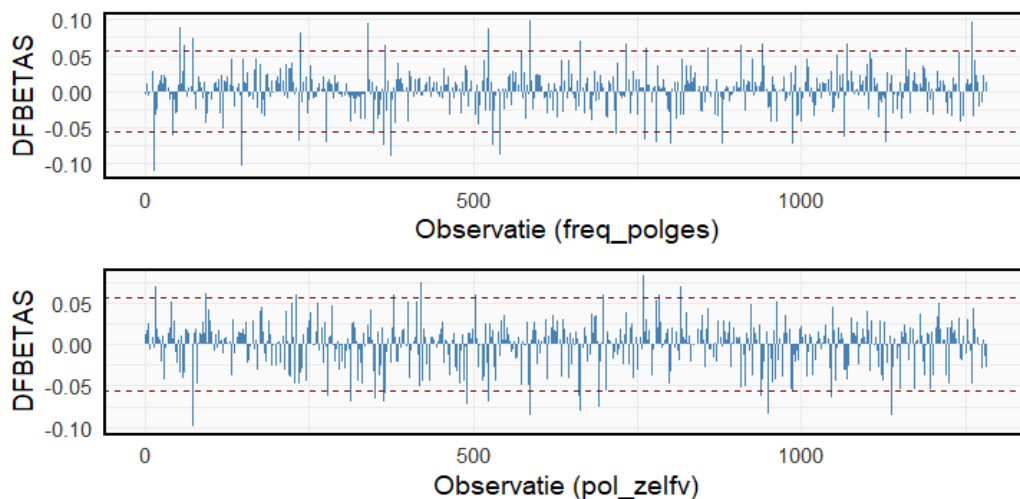
Voor de laatste aanname wordt er gekeken naar de normaliteit, beoordeeld aan de hand van een QQ-plot en een histogram van de gestandaardiseerde residuen. In figuur 3.3 is de QQ-plot te zien. De meeste punten liggen redelijk dicht bij de diagonale lijn, wat erop wijst dat de residuen over het algemeen normaal verdeeld zijn. Toch is te zien dat de uiterste waarden wat afwijken van de lijn, vooral in de staarten van de verdeling. Dit duidt op een lichte afwijking van perfectie normaliteit, mogelijk door enkele uitschieters of een wat plattere of juist scherpere verdeling dan de normale verdeling. In het histogram van figuur 3.2 is dit ook terug te zien. De verdeling is in grote lijnen klokvormig en symmetrisch, maar vertoont lichte asymmetrie en afwijking in de staarten. Over het geheel genomen lijkt de normaliteit redelijk goed benaderd, al is deze niet volledig perfect. De steekproef is redelijk groot waardoor deze afwijking van de normaliteit weinig effect heeft op de uitkomsten van de regressieanalyse.

3.5 Uitbijters en invloedrijke punten

De eerste diagnostische maat Leverage geeft aan in welke mate een observatie invloed uitoefent op de regressielijn door een afwijkende waarde op de onafhankelijke variabelen. Als richtlijn wordt vaak de grens van $3p/n$ gehanteerd, waarbij p het aantal predictoren en n het aantal observaties vertegenwoordigt. In dit

geval geldt een grenswaarde van $3 \times 6 / 1282 = 0,014$. Er zijn 4 cases die voor de leverage als een invloedrijke punt worden beschouwd.

De tweede diagnostische maat, DFBETAS laat zien hoeveel een regressiecoëfficiënt verandert als je één observatie uit het model weglaat. Voor deze diagnostische maatstaf wordt een grenswaarde van $2/\sqrt{n}$. De grenswaarde wordt in dit geval de grenswaarde 0.056. Voor beide verklarende variabele is een visualisatie gemaakt om uitbijters per variabele te detecteren (Zie Figuur 3.4). Bij frequentie van politieke gesprekken zijn er 34 cases die als een invloedrijk punt kunnen worden beschouwd. Voor de tweede verklarende variabele politiek zelfvertrouwen zijn er 24 cases die als een invloedrijk punt kunnen beschouwd volgens de DFBETAS. Hieronder staat een analyse per gevonden uitbijter.



Figuur 3.4: DFBETA visualisatie voor verklarende variabelen: Politiek zelfvertrouwen en Frequentie politieke gesprekken.

Analyse van de uitbijters per diagnostische maat voor alle variabelen in het model

DFBETA -> frequentie politieke gesprekken

ID'S	SCORE	SCORE OP VARIABELEN IN MODEL
829885	= 0.099	→ 77 , mbo, man, wel polpar, x1 = 6, x2 = 1
875194	= 0.099	→ 30, vrouw, wo, wel polpar, x1 =6, x2 = 2
897155	= 0.096	→ 25, havo/vwo, man, wel polpar, x1 = 6, x2 = 2
854238	= 0.094	→ 78, vrouw, vmbo, wel polpar, x1 = 6 , x2 = 4
858525	= 0.093	→ 19, vrouw, havo/vwo, wel polpar, en x1 = 6, x2 = 4
839248	= 0.089	→ 43, vrouw, wo, wel polpar, x1 = 6 , x2 = 3
843576	= 0.087	→ 21, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 6, en x2 = 2
844149	= 0.085	→ 46, vrouw, mbo, wel polpar, x1 = 6, x2 = 3
822960	= 0.082	→ 45, man, hbo, wel onpolpar, x1 = 6, x2 = 3

848748 = 0.074	→ 60, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5, x2 = 0
881926 = 0.072	→ 38, basisschool, man, wel polpar, en x1 = 6, x2 = 6
805392 = 0.071	→ 28, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5, x2 = 1
868666 = 0.070	→ 29, wo, vrouw, wel onpolpar, hoge x1 en x2
829753 = 0.070	→ 24, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 6, x2 = 5
838479 = 0.070	→ 65, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5, x2 = 1
839178 = 0.066	→ 35, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5, x2 = 2
884384 = 0.065	→ 47, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
817852 = 0.065	→ 52, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
842352 = 0.065	→ 50, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 6 en x2 = 6
846006 = 0.065	→ 65, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
869022 = 0.065	→ 76, havo/vwo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
844600 = 0.064	→ 28, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
864726 = 0.064	→ 64, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
875238 = 0.063	→ 73, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 2
833942 = 0.061	→ 49, vmbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 3
814344 = 0.061	→ 53, basisschool, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 3
817799 = 0.060	→ 27, mbo, man, wel polpar, x1 = 6 en x2 = 6
879034 = 0.060	→ 71, basisschool, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 3
835178 = 0.060	→ 53, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 6 en x2 = 6
810487 = 0.059	→ 63, wo, man, wel polpar, x1 = 6 en x2 = 5
807648 = 0.059	→ 33, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 3
890036 = 0.058	→ 19, basisschool, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 4
892892 = 0.058	→ 77, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 3

... = x1 heeft score van 5 en x2 heeft score van 2

... = x1 heeft score van 5 en x2 heeft score van 3

DFBETA -> politiek zelfvertrouwen

ID'S	SCORE	SCORE OP VARIABLEN IN MODEL
881427 = 0.082		→ 60, havo/vwo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
898347 = 0.080		→ 79, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
824737 = 0.079		→ 38, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 2 en x2 = 6
881926 = 0.076		→ 38, basisschool, man, wel polpar, x1 = 6 en x2 = 6
838092 = 0.075		→ 74, basisschool, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 5
819160 = 0.073		→ 95, havo/vwo, man, x1 = 4 en x2 = 6
881471 = 0.073		→ 63, vmbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 5
882984 = 0.072		→ 20, havo/vwo, vrouw, wel polpar, x1 = 5 en x2 = 6
847981 = 0.070		→ 40, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
846416 = 0.070		→ 42, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
892068 = 0.070		→ 53, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
820414 = 0.070		→ 73, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
822957 = 0.067		→ 42, mbo, vrouw, wel polpar, x1 = 1 en x2 = 5
816311 = 0.066		→ 69, vmbo, vrouw, wel polpar, x1 = 1 en x2 = 5

858346 = 0.065	→ 72, vmbo, man, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 5
874658 = 0.062	→ 65, mbo, man, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
850865 = 0.062	→ 52, hbo, man, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
894063 = 0.061	→ 63, hbo, man, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
870348 = 0.060	→ 29, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
870788 = 0.060	→ 44, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
860215 = 0.060	→ 48, hbo, vrouw wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
888421 = 0.059	→ 56, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
865997 = 0.059	→ 63, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
808794 = 0.059	→ 67, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
836225 = 0.059	→ 68, hbo, vrouw, wel polpar, x1 = 4 en x2 = 6
864157 = 0.059	→ 45, wo, vrouw, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 6
848995 = 0.056	→ 55, havo/vwo, man, wel polpar, x1 = 3 en x2 = 5

... = x1 heeft score van 4 en x2 heeft score van 6

... = x1 heeft score van 3 en x2 heeft score van 6

Leverage

ID'S	SCORE	SCORE OP VARIABELEN IN MODEL
881926	= 0.020	→ 38, basisschool, man, geen polpar, x1 = 6 en x2 = 6
816741	= 0.017	→ 19, vmbo, man, geen polpa, x1 = 6 en x2 = 5
889123	= 0.015	→ 60, basisschool, man, geen polpar, x1 = 5 en x2 = 6
835805	= 0.014	→ 18, basisschool, vrouw, geen polpar, x1 = 3 en x2 = 6

... = Dezelfde variabele over verschillende diagnostische maten

Conclusie uitbijters en invloedrijke punten

Naar aanleiding van de twee diagnostische methoden is een verdiepende analyse uitgevoerd op de respondenten die als uitbijters zijn geïdentificeerd. Voor elke case wordt beoordeeld in hoeverre er sprake is van afwijkende scores op de variabelen binnen het model. Zie hierboven de uitwerking per case. Hieruit blijkt dat geen van deze respondenten systematisch afwijkt op één specifieke variabele; sommigen vertonen juist over de gehele linie relatief hoge of juist lage scores. Tegelijkertijd zijn er inhoudelijk interessante patronen zichtbaar.

De uitbijters geïdentificeerd via de DFBETA's voor beide verklarende variabelen blijken vrijwel allemaal deel te nemen aan onconventionele politieke participatie, en het merendeel betreft vrouwelijke respondenten. Dit zou kunnen wijzen op een onderliggende subgroep binnen de steekproef, waarin de verklarende variabelen sterker samenhangen met de afhankelijke variabele.

Opvallend is bovendien dat de uitbijters bij de DFBETA-analyse voor frequentie van politieke gesprekken vrijwel allemaal ook een hoge score hebben op deze variabele. Evenzo geldt dat de uitbijters bij de DFBETA-analyse voor politiek zelfvertrouwen bijna allemaal hoog scoren op politiek zelfvertrouwen. Deze bevindingen suggereren dat extreme waarden op de afhankelijke variabelen samengaan met grotere invloed op het regressiemodel, zonder dat er sprake is van foutieve data. Daarentegen zijn de uitbijters op basis van de leverage-waarden voornamelijk mannelijke respondenten die niet participeren in onconventionele politieke activiteiten, maar wél hoog scoren op de verklarende variabelen. Deze combinatie maakt hen statistisch gezien uniek binnen het model, zonder dat zij een disproportionele invloed uitoefenen op de uitkomsten. De geconstateerde afwijkingen wijzen niet op meetfouten, maar eerder op betekenisvolle variatie binnen de populatie. De absolute invloed van deze observaties op de modelschattingen is beperkt. Daarom is besloten om geen observaties uit te sluiten.

Bijlage 4 – AI verantwoording

Prompt (& Doel)	Antwoord AI	Eigen gebruik
De mobilisatietheorie stelt dat politieke participatie niet uitsluitend het resultaat is van individuele voorkeuren, maar in sterke mate wordt gestimuleerd door externe invloeden, zoals sociale netwerken en interpersoonlijke communicatie. kan jij mij steekwoorden geven voor een zoekmachine? ➔ Bronnen zoeken	-Political mobilization theory - Social networks and political participation - Interpersonal communication and political behavior - Social influence voting behavior - Civic engagement social context - Peer influence political activity - Mobilizing effects of conversation - Informal networks political activism	Ik heb een aantal van deze zoektermen in Google Scholar of SmartCat gegoooid om te kijken of ik omtrent deze onderwerpen bronnen kon vinden.
<pre># Plot DFBETAS voor 'disp' > plot(dfbetas[, "disp"], type = "h", + main = NULL, + ylab = "DFBETAS", xlab = "Observatie", col = "steelblue") Error in in [.data.frame(dfbeta s, , "disp") : undefined columns selected > abline(h = c(grenswaarde_DF BETAS, - grenswaarde_DFB ETAS), lty = 2, col = "darkred") Error in int_abline(a = a, b = b, h = h, v = v, untf = untf, ...) :</pre>	De foutmelding undefined columns selected betekent dat dfbetas geen kolom met de naam "disp" bevat. Dit gebeurt meestal als: Je model lm() geen predictor 'disp' bevatte (of een andere naam had). Of dfbetas() levert een matrix zonder kolomnamen, afhankelijk van de data of hoe het is aangemaakt.	Ik moest nog het variabele disp toevoegen zodat ik bij figuur 3.4 alle puntjes te zien kreeg. Dit heb ik gedaan in mijn code en toen werkte hij.

plot.new has not been called yet → Foutmelding in Studio R oplossen		
Wanneer mensen formeel blijven participeren – door te stemmen of lid te zijn van een partij – maar <u>weinig vertrouwen</u> hebben in het politieke systeem, ontstaat er een kloof tussen deelname en politieke beleving.	Zeker! Hier zijn een aantal concrete voorbeelden uit de Nederlandse context die je kunt gebruiken om de kloof tussen formele participatie en politiek vertrouwen tastbaar te maken. Ze illustreren hoe burgers wél blijven stemmen, maar tegelijk steeds kritischer of wantrouwer tegenover het systeem staan:	Ik heb gekeken naar de concrete voorbeelden. Uiteindelijk heb ik er een aantal
Die kloof is zorgelijk, omdat het fundament van de democratie niet alleen rust op participatie, maar ook op het <u>vertrouwen</u> dat die participatie ertoe doet. Op de lange termijn kan dit leiden tot afhaken, proteststemmen of steun voor partijen aan de politieke flanken. Zo verliest de representatieve democratie haar verbindende functie, ook <u>wanneer de</u> participatiecijfers op het eerste gezicht stabiel lijken. Heb jij concrete voorbeelden?	1. BoerBurgerBeweging (BBB) – Provinciale Statenverkiezingen 2023 • Context: De BBB behaalde bij de Provinciale Statenverkiezingen in 2023 een onverwacht grote overwinning.	gebruikt om dit deel van mijn inleiding te concretiseren. Hierbij heb
	2. Forum voor Democratie (FvD) en wantrouwen in instituties • Context: FvD haalde in 2019 grote winst bij de Provinciale Statenverkiezingen. Het succes werd deels gevoed door onvrede over gevestigde partijen en wantrouwen in wetenschappelijke en bestuurlijke instituties.	ik eerst gekeken of er bronnen waren van deze voorbeelden voordat ik ze had verwerkt.
	3. Lage opkomst onder jongeren ondanks demonstraties • Context: Jongeren nemen vaker deel aan klimaatmarsen, Black Lives Matter-demonstraties en petitie, maar blijven geregeld thuis bij verkiezingen.	
	4. Distrust maar toch stemmen – gemeenteraadsverkiezingen • Context: Veel mensen stemmen lokaal omdat ze vinden dat het 'moet', niet per se omdat ze vertrouwen hebben in de lokale politiek.	
→ Concrete voorbeelde	5. Steun voor partijen aan de flanken bij hoge opkomst • In Nederland is de opkomst bij verkiezingen nog relatief hoog (~75%), maar steeds meer stemmen gaan naar partijen als PVV, SP, FvD of BIJ1, die stelselkritiek of systeemverandering bepleiten.	

n te krijgen en te brainstormen.		
deze code regel: <code>y_hat = as.factor(ifelse(p_hat >= 0.5, 1, 0))</code> geeft weer wat de grens waarde of een observatie bij 0 of 1 hoort. Hoe kan ik berekenen wat deze grenswaarde voor mijn dataset moet zijn? ➔ Cut value bepalen voor mijn classificatie tabellen	Waarmee moet je rekening houden bij deze drempelwaarde? Ongebalanceerde data: Als je afhankelijke variabele erg scheef verdeeld is (bijv. 90% is "0" en 10% is "1"), dan is een cut-off van 0.5 mogelijk niet optimaal. Je model zal dan misschien te vaak "0" voorspellen. Doel van de analyse: Wil je zo min mogelijk valse positieven (specifiek)? Dan kies je een hogere cut-off. Wil je zo min mogelijk valse negatieven (sensitief)? Dan kies je een lagere cut-off. Wil je een balans tussen beide? Dan kun je de ROC-curve gebruiken. Hoe bepaal je of je de cut-off moet aanpassen? Gebruik bijvoorbeeld de ROC-curve en AUC om te beoordelen bij welke grenswaarde je het best scoort qua sensitiviteit en specificiteit: <pre>library(pROC) roc_obj <- roc(DATSET[[DV]], DATSET\$p_hat) plot(roc_obj) coords(roc_obj, "best", ret = "threshold")</pre> De functie coords(..., "best") geeft je de optimale drempelwaarde op basis van de beste balans tussen sensitiviteit en specificiteit (meestal Youden's index).	Ik heb de code toegepast om de cut value voor mijn dataset bij de classificatieta-bellen te berekenen. Die waarden heb toegepast om mijn uitkomsten betrouwbaar der te maken.
Wat zijn mogelijke modererende variabelen tussen politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie? ➔ Brainstormen over mediatie en moderator.	1. Intern politiek zelfvertrouwen (internal political efficacy) 2. Sociale media gebruik 3. Sterkte van sociale netwerken / mate van politicized netwerk 4. Opleidingsniveau 5. Mate van politieke interesse / betrokkenheid 6. Ontevredenheid of wantrouwen in instituties	Eerste instantie wou ik een moderator dus had ik gevraagd om daar mogelijke variabelen te geven. Had eerst voor sociale mediagebruik gekozen en

		me daar in te verdiepen. Dit werkte conceptueel niet goed dus heb uit eindelijk na eigen research en deze onderwerpen gekozen voor politiek zelfvertrouwen als mediatie.
kan je voor deze onderzoeksvraag "Hoe hangt de frequentie van politieke gesprekken in een sociaal netwerk samen met de onconventionele politieke participatie van het individu, en hoe beïnvloed politiek zelfvertrouwen het verband tussen de frequentie van politieke gesprekken en onconventionele politieke participatie?" titel inspiratie geven? ➔ Inspiratie op doen voor titel.	-Tussen Gesprek en Actie: De rol van politiek zelfvertrouwen in onconventionele politieke participatie - Politieke Gesprekken en Onconventionele Participatie: De modererende rol van intern politiek zelfvertrouwen - Van Woord naar Daad: Politiek zelfvertrouwen als schakel tussen gesprek en participatie - De impact van politieke gesprekken op onconventionele participatie: Een moderatie-analyse van internal efficacy - Praat je mee, doe je mee? De invloed van politieke gesprekken op onconventionele participatie - Praten is niet genoeg? Hoe zelfvertrouwen bepaalt of politieke gesprekken leiden tot actie - Van keukentafel tot protestbord: De rol van politieke gesprekken en zelfvertrouwen in activisme - Niet alleen praten, maar doen? Hoe politieke gesprekken en zelfvertrouwen samenhangen met actie	Aan de hand van deze ideeën ben ik op mijn eigen titel gekomen. "Als praten protest wordt"
Burgerperspectieven en 2024 Bericht 2 Download 'Burgerperspectieven en 2024 Bericht 2' PDF document 89	APA-bronvermelding: Miltenburg, E., Geurkink, B., den Ridder, J., Kunst, S., & Sipma, T. (2024). <i>Burgerperspectieven 2024 Bericht 2</i>. Continu Onderzoek Burgerperspectieven, SCP. https://www.scp.nl/publicaties	De bron gebruikt voor in mijn literatuurlijst.

pagina's 977 kB Publicatie 03-09-2024 Download 'Codeboek LISS-panel' PDF document 25 pagina's 420 kB Publicatie 03-09-2024 Download 'Verslag focusgroepen' PDF document 30 pagina's 959 kB Publicatie 03-09-2024 Auteurs: Emily Miltenburg, Bram Geurkink, Josje den Ridder, Sander Kunst en Take Sipma (Tilburg University) Zou je hier een correcte bronvermelding van kunnen maken met APA 7th edition? ➔ Juiste bronvermelding		
Mijn docent heeft uitgeschreven hoe je in Excel een kansberekening kan maken en deze heel simpel kan aanpassen op andere waarden. Weet jij wat ik in Excel moet doen om van de waarden van mijn variabelen naar de log-odds tot de odds kan komen? (met output model 4 uit bijlage)	Logistische regressieformule (uit je model) De formule die in Excel moet worden nagebootst is: $\text{logit}(p) = \beta^0 + \beta^1 X_1 + \beta^2 X_2 + \beta^3 X_3 + \beta^4 X_4 + \beta^5 X_5$ $\hat{\text{logit}}(p) = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 X_1 + \hat{\beta}_2 X_2 + \hat{\beta}_3 X_3 + \hat{\beta}_4 X_4 + \hat{\beta}_5 X_5$ $\text{logit}(p) = \beta^0 + \beta^1 X_1 + \beta^2 X_2 + \beta^3 X_3 + \beta^4 X_4 + \beta^5 X_5$ Waar: • X_1 = freq_polges • X_2 = pol_zelfv • X_3 = geslacht (0 = man, 1 = vrouw) • X_4 = leeftijd • X_5 = oplcat Daarna reken je: $\text{odds} = \exp(\text{logit})$ $\text{odds} = \exp(\hat{\text{logit}})$ $p = \frac{\text{odds}}{1 + \text{odds}}$	Na veel zwoegen is het mij gelukt om dit toepassen in Excel en zo kon ik dit ook toepassen op de kansberekeningen van model 2.

➔ Ik ben bizar slecht in Excel dus wist niet hoe een formule daar in kon opbouwen.	Excel-voorbeeldtabel (opbouw) <table><thead><tr><th>freq_po lges</th><th>pol_ze lfv</th><th>gesla cht (0/1)</th><th>leeft ijd</th><th>oplc at</th><th>log it (B 0 + git) ...)</th><th>odds = EXP(lo git)</th><th>p = odds / (1 + odds)</th></tr></thead><tbody><tr><td>2</td><td>3.5</td><td>1</td><td>35</td><td>5</td><td>(=.. .)</td><td>(=EXP(F2))</td><td>(=G2/(1+ G2))</td></tr><tr><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td><td>...</td></tr></tbody></table>	freq_po lges	pol_ze lfv	gesla cht (0/1)	leeft ijd	oplc at	log it (B 0 + git) ...)	odds = EXP(lo git)	p = odds / (1 + odds)	2	3.5	1	35	5	(=.. .)	(=EXP(F2))	(=G2/(1+ G2))	...	...	...	...	...	...	...	...	
freq_po lges	pol_ze lfv	gesla cht (0/1)	leeft ijd	oplc at	log it (B 0 + git) ...)	odds = EXP(lo git)	p = odds / (1 + odds)																			
2	3.5	1	35	5	(=.. .)	(=EXP(F2))	(=G2/(1+ G2))																			
...	...	...	...	...	...	...	...																			
	Coëfficiënten (uit je model): <table><thead><tr><th>Predictor</th><th>Coëfficiënt (B)</th></tr></thead><tbody><tr><td>Intercept</td><td>-3.5783342</td></tr><tr><td>freq_polges</td><td>0.2965975</td></tr><tr><td>pol_zelfv</td><td>0.2025664</td></tr><tr><td>geslacht</td><td>0.0568425</td></tr><tr><td>leeftijd</td><td>-0.0002968</td></tr><tr><td>oplc</td><td>0.1715723</td></tr></tbody></table>	Predictor	Coëfficiënt (B)	Intercept	-3.5783342	freq_polges	0.2965975	pol_zelfv	0.2025664	geslacht	0.0568425	leeftijd	-0.0002968	oplc	0.1715723											
Predictor	Coëfficiënt (B)																									
Intercept	-3.5783342																									
freq_polges	0.2965975																									
pol_zelfv	0.2025664																									
geslacht	0.0568425																									
leeftijd	-0.0002968																									
oplc	0.1715723																									
	Voorbeeld van formule in Excel-cel: Stel: • kolom A = freq_polges • kolom B = pol_zelfv • kolom C = geslacht • kolom D = leeftijd • kolom E = opleidingsniveau (oplc) In kolom F (de logit): Excel Kopiëren Bewerken = -3.5783342 + 0.2965975*A2 + 0.2025664*B2 + 0.0568425*C2 - 0.0002968*D2 + 0.1715723*E2 In kolom G (odds): Excel Kopiëren Bewerken =EXP(F2) In kolom H (kans p): Excel Kopiëren Bewerken =G2/(1+G2)																									