

**rijksuniversiteit
groningen**

**faculteit gedrags- en
maatschappijwetenschappen**

Van uitsluiting naar actie: democratische
participatie onder mensen die het gevoel
hebben tot een gediscrimineerde groep
te behoren

Inge Jongsma

S4519345

i.l.jongsma@student.rug.nl

Begeleiders: W.Been en J.A.Siwa

Tweede lezer: R.Smaniotto

Datum: 04-06-2025

Vak: SOBA313A. 2024-2025

Abstract

Er zijn meerdere onderzoeken gedaan naar de impact van discriminatie op niet-electorale participatie in de democratie, maar onduidelijk is of dit verschilt tussen bevolkingsgroepen en welke rol structurele factoren zoals betaald werk hierin spelen. Dit onderzoek richt zich op de vraag of mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie, en of betaald werk dit verband versterkt. Dit onderzoek kan meer inzicht geven in hoe de politieke participatie van gemarginaliseerde groepen gestimuleerd kan worden. Dit is belangrijk voor het waarborgen van een inclusieve democratie, waarin iedereen de mogelijkheid heeft om gehoord te worden. De verwachting is dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie en dat betaald werk dit bevordert doordat het toegang biedt tot vaardigheden en sociale netwerken die nodig zijn voor participatie in de democratie. Met data uit de European Social Survey (ESS) uit Nederland, België en Duitsland ($n = 3719$) is een hiërarchische logistische regressieanalyse uitgevoerd om de hypothesen te toetsen. De resultaten bewijzen onvoldoende dat mensen die het gevoel hebben dat ze tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie, maar er lijkt wel een mogelijk positief verband te bestaan. Dit sluit aan bij de theorie over groepsbewustzijn, die veronderstelt dat gedeelde ervaringen van discriminatie kunnen leiden tot participatie in de democratie. Ook is er geen sterk bewijs gevonden dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en betaald werk hebben meer betrokken zijn bij protestvormen van participatie dan degenen zonder betaald werk. Wel wijzen de resultaten in de verwachte richting: betaald werk lijkt de betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie van mensen die zich tot een gediscrimineerde groep rekenen, mogelijk te bevorderen. Aanbevolen wordt om vervolgonderzoek te doen waarin zowel een bredere definitie van werk wordt gehanteerd als een inclusievere benadering van discriminatie.

Inhoud

Abstract	2
Inhoud	3
Inleiding	5
Theorie	7
De groepsbewustzijnstheorie	7
De rol van betaald werk	9
Controlevariabelen	12
Methoden	13
Data en procedure	13
Operationalisaties	14
Participatie	14
Discriminatie	15
Werk	15
Opleidingsniveau	16
Inkomen	16
Land	16
Leeftijd	16
Analyse -opzet	17
Resultaten	18
Beschrijvende statistieken	18
Univariate statistieken	18
Bivariate statistieken	20
Modevaluatie	22
Hypothesetoetsing	25

Conclusie & discussie	30
Literatuurlijst	33
Bijlage 1: Operationalisatie en univariate statistieken	37
Bijlage 2 Bivariate en multivariate analyses	60
Bivariateanalyse.....	60
Logistische regressie analyse.....	97
Toelichting	107
Controlevariabelen	109
Bijlage 3: Modeldiagnostiek	112
Assumpties	112
Multicollineariteit.....	112
Uitbijters	112
Syntax	113

Inleiding

In westerse landen blijft discriminatie van bepaalde groepen mensen een veelvoorkomend fenomeen (Besco, 2024). Hoewel gelijke behandeling in de Europese Unie wettelijk is vastgelegd, voelt bijvoorbeeld in Nederland 10% van de bevolking zich weleens gediscrimineerd (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2024a). Doordat steeds meer rechtsgeoriënteerde partijen zoals de PVV in Nederland en Trump in de Verenigde Staten worden verkozen, lijkt discriminatie toe te nemen (Besco, 2024). Deze ontwikkeling werpt urgente vragen op over de positie van gemarginaliseerde groepen binnen de democratie, waarin iedereen een gelijke stem zou moeten hebben.

Een van die vragen betreft de manier waarop het ervaren van discriminatie samenhangt met participatie in de democratie. Onderzoek hiernaar laat een gemengd beeld zien. Enerzijds lijken mensen die gediscrimineerd worden minder geneigd te stemmen, mogelijk vanwege een afgenomen vertrouwen in instituties (Bilodeau, 2017). Anderzijds tonen verschillende studies aan dat leden van gediscrimineerde groepen juist vaker betrokken zijn bij niet-electorale vormen van participatie (Besco, 2024; Bilodeau, 2017; Bilodeau et al., 2023; Mattila & Papageorgiou, 2017; Valdez, 2011; Wrinkle et al., 1996). Niet-electorale participatie omvat alle manieren van participeren in de democratie, behalve stemmen tijdens verkiezingen. Dit onderzoek richt zich specifiek op protestvormen van niet-electorale participatie. Hieronder vallen het tekenen van petitie's, meedoen aan een boycot en deelnemen aan een demonstratie (Bilodeau et al., 2023; Martin, 2017). Er wordt naar deze vormen gekeken, omdat ze een alternatieve manier van participatie kunnen zijn voor mensen die zich niet gerepresenteerd en daardoor buitengesloten voelen door de bredere politieke gemeenschap (Bilodeau et al., 2023).

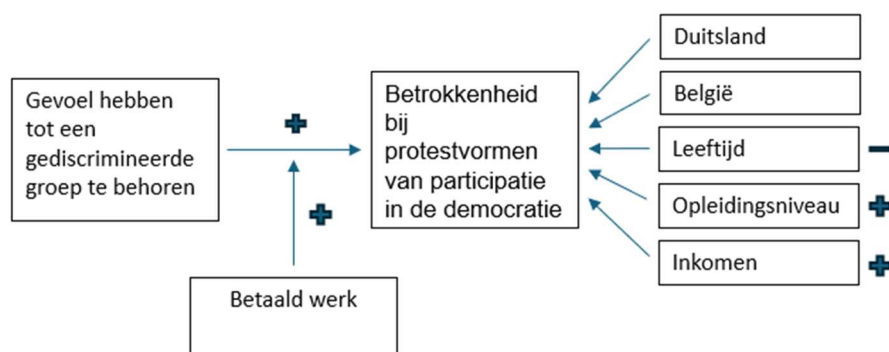
Mensen die betaald werk hebben, kunnen op hun werk sociale netwerken opbouwen en vaardigheden, zoals samenwerken, ontwikkelen die nodig zijn voor participatie in de democratie (Estlund, 2003). Dat kan ook gelden voor mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en betaald werk hebben. Mensen die niet werken en het gevoel hebben dat zij behoren tot een gediscrimineerde groep, zijn vaak sociaal geïsoleerd en hebben minder kans om die vaardigheden te ontwikkelen en een sociaal netwerk op te bouwen (Gallie et al., 2003; Nguyen et al., 2024; Sefalafala, 2024). Het is daarom aannemelijk dat mensen die het gevoel hebben dat zij behoren tot een

gediscrimineerde groep en betaald werk hebben, vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie dan degenen die niet werken.

Dit onderzoek richt zich op de vraag wat de invloed van betaald werk is op het verband tussen het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep en betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie. Hier is weinig onderzoek naar gedaan en dit onderzoek vult dus een hiaat in de wetenschappelijke kennis. Het onderzoek kan meer inzicht geven in hoe de politieke participatie van gemarginaliseerde groepen gestimuleerd kan worden, wat belangrijk is voor het waarborgen van een inclusieve democratie, waarin iedereen de mogelijkheid heeft om gehoord te worden. Zonder dat inzicht bestaat het risico dat beleidsmakers onterecht aannemen dat representatie en inclusie vanzelfsprekend zijn, terwijl in werkelijkheid structurele uitsluiting kan voortbestaan.

De vraagstelling van dit onderzoek luidt: *Zijn mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken bij protestvormen van participatie in de democratie, en verschilt deze betrokkenheid tussen degenen met en zonder betaald werk?*

Deze vraag wordt onderzocht in Nederland, Duitsland en België vanwege hun vergelijkbare democratische structuren, gelijkheidsprincipes en welvaartsniveaus. Het zijn parlementaire democratieën die hoog scoren op de Liberal Democracy Index, met een goed functionerende rechtsstaat en bescherming van burgerrechten (Papada et al., 2023). Het zijn vergelijkbare verzorgingsstaten met een breed sociaal vangnet en relatief lage inkomensongelijkheid (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2024b). Ook het algemene welvaartsniveau komt overeen; het bruto binnenlands product (bbp) per hoofd van de bevolking ligt in alle drie de landen boven het EU-gemiddelde (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2025c). Wat betreft gelijkheidsprincipes is er eveneens sprake van overeenkomsten: zo scoren Nederland, Duitsland en België bijvoorbeeld allemaal boven het EU-gemiddelde op het gebied van gendergelijkheid (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2025a).



Figuur 1: het conceptuele model

Theorie

De groepsbewustzijnstheorie

Een groeiend aantal studies laat zien dat ervaren discriminatie een sterke stimulans kan zijn voor niet-electorale participatie in de democratie. Personen die tot een gediscrimineerde groep behoren, nemen vaker deel aan protestvormen en andere vormen van niet-electorale participatie in de democratie dan personen die geen uitsluiting ervaren (Besco, 2024; Bilodeau, 2017; Bilodeau et al., 2023; Martin, 2017; Mattila & Papageorgiou, 2017; Valdez, 2011; Wrinkle et al., 1996). Discriminatie verwijst naar gedrag dat specifiek is gericht op individuen vanwege hun lidmaatschap van een bepaalde sociale groep, en niet op basis van individuele verdiensten (Mattila & Papageorgiou, 2017). Het kan hierbij gaan om bijvoorbeeld discriminatie op basis van etniciteit, geloof, seksuele oriëntatie, gender of handicap.

Een mogelijke verklaring voor de hoge mate van participatie onder mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren, is dat zij een sterk groepsbewustzijn kunnen ontwikkelen (Besco, 2024; Miller et al., 1981; Oskooij, 2016; Valdez, 2011). Dat houdt in dat mensen zich identificeren met een bepaalde groep, zich politiek gezien bewust zijn van de relatieve positie die de groep binnen de samenleving inneemt, en gedreven zijn om collectieve actie te voeren om de belangen van de groep te realiseren. Volgens Miller et al. (1981) bestaat groepsbewustzijn uit vier componenten: *group identification*, *polar affect*, *polar power* en *individual versus system blame*. De vier componenten worden hieronder uitgelegd.

Group identification houdt in dat iemand zich verbonden voelt met een bepaalde groep in de samenleving en het gevoel heeft gedeelde belangen te hebben met andere leden van deze groep (Miller et al., 1981). Met *polar affect* wordt bedoeld dat mensen voorkeur hebben voor leden van hun eigen groep (*ingroup*) en afkeur voor leden van andere groepen (*outgroup*). *Polar power* beschrijft de ontevredenheid over de status, macht en middelen waarover de groep waar iemand toe behoort beschikt, vergeleken met de *outgroup*. Bij het component *individual versus system blame* gaat het om de overtuiging van leden van een groep dat de lage sociale status van de groep waar zij toe behoren komt door ongelijkheid in het sociale systeem (Miller et al., 1981).

Groepsbewustzijn kan gevoelens van onvrede en relatieve deprivatie oproepen, die mensen kunnen aanzetten tot politieke actie. Bij een sterk groepsbewustzijn herkennen mensen uit gediscrimineerde groepen dat hun belangen verschillen van die van de dominante groep. Ze zien de ongelijkheid die ze ervaren niet als toeval, maar als het gevolg van structurele obstakels en machtsverhoudingen die in stand worden gehouden door de dominante groep. Relaties tussen de verschillende groepen worden om die reden als vijandig gezien en belemmeringen van de gediscrimineerde groep als onterecht. Dit heeft als gevolg dat mensen die tot de gediscrimineerde groep behoren een gevoel van relatieve deprivatie en ontevredenheid over hun positie in de samenleving ervaren (Miller et al., 1981). Relatieve deprivatie is het subjectieve gevoel van achterstelling, dat ontstaat wanneer mensen zichzelf of hun groep vergelijken met anderen die zij als beter af ervaren, en daarbij onrecht of uitsluiting waarnemen (Geschwender & Runciman, 1967). Mensen die deze gevoelens ervaren, kunnen daardoor eerder bereid zijn zich uit te spreken of zich te mobiliseren tegen het systeem waarvan zij denken dat het hen structureel benadeelt (Mattila & Papageorgiou, 2017). Collectieve, politieke acties zoals demonstreren, lobbyen of andere tactieken om druk uit te oefenen op het politieke systeem zijn geaccepteerde en veelgebruikte manieren om onvrede te uiten en de positie van de gediscrimineerde groep en haar leden te verbeteren (Mattila & Papageorgiou, 2017; Miller et al., 1981).

Mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren, ontwikkelen vaak een sterk groepsbewustzijn doordat zij ervaren dat burgers ongelijk worden behandeld op basis van sociaal-culturele kenmerken, zoals etniciteit, religie, gender of seksuele oriëntatie (Oskooii, 2016). Een sterke identificatie met de eigen groep kan daarbij fungeren als een copingmechanisme voor het omgaan met de negatieve gevolgen van vooroordelen en uitsluiting. Discriminatie versterkt zo de behoefte aan verbondenheid, waarbij groepsidentificatie een manier wordt om erkenning en acceptatie te vinden binnen de eigen groep (Oskooii, 2016). In combinatie met gevoelens van relatieve deprivatie vormt dit groepsbewustzijn een belangrijke voedingsbodem voor politieke mobilisatie. Aangezien groepsbewustzijn gepaard gaat met de overtuiging dat structurele ongelijkheid de groep belemmert en dat verandering collectieve actie vereist, kan deze vorm van bewustzijn mensen aanzetten tot niet-electorale participatie in de democratie, waaronder betrokkenheid bij protestvormen (Miller et al., 1981). De verwachting is dan ook dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, vaker betrokken zijn

bij protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren. Op basis daarvan luidt de eerste hypothese: mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, zijn vaker betrokken bij protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die dit gevoel niet hebben.

De rol van betaald werk

Uit onderzoek blijkt dat mensen die werken vaardigheden en een sociaal netwerk kunnen opdoen die bijdragen aan participatie in de democratie (Estlund, 2003). Daarom kan de invloed van het gevoel te hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie verschillen tussen mensen die betaald werk hebben en mensen die geen betaald werk hebben.

De werkplek fungeert als belangrijke facilitator voor het opbouwen van sociale verbindingen tussen mensen van verschillende afkomst en met verschillende genders, wat kan zorgen voor een diverse democratie (Estlund, 2003). Dit is gebaseerd op twee veronderstellingen; de eerste is dat er op het werk veel sociale interactie plaatsvindt. Collega's moeten veelal met elkaar samenwerken en bouwen vaak ook een persoonlijke band op met elkaar. De tweede veronderstelling is dat de werkplek meer divers is wat etniciteit en gender betreft dan andere plekken waar mensen sociale interactie met elkaar hebben. Doordat werknemers meestal hun collega's niet zelf kiezen, leren mensen samenwerken met een diverse groep mensen en leren ze meningsverschillen opzij te zetten om samen een doel te bereiken. Daarnaast kunnen zij leren onderhandelen, spreken namens anderen en leren hoe ze bijeenkomsten organiseren. Deze vaardigheden en mentaliteit kunnen een waardevolle bijdrage leveren aan participatie in de democratie (Estlund, 2003). Wanneer mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren betaald werk hebben, kunnen zij daar dus vaardigheden en een bepaalde mentaliteit ontwikkelen die nodig zijn voor participatie in de democratie. Het is goed mogelijk dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, maar werkloos zijn minder kans hebben dit te ontwikkelen, wat de kans dat zij participeren in de democratie kleiner maakt.

Hoewel werkplekken vaak divers zijn, vormen zij ook een sociale omgeving waar mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren, anderen uit dezelfde groep kunnen ontmoeten en een band met hen kunnen opbouwen. Mensen

hebben namelijk de neiging om relaties aan te gaan met anderen die op hen lijken (McPherson, 2001). Mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren en veel contact hebben met anderen uit diezelfde groep (intragroepscontact), nemen vaker deel aan protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die ook het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, maar minder intragroepscontact hebben. Het contact met mensen binnen dezelfde gediscrimineerde groep kan namelijk helpen om de motivatie om te participeren om te zetten naar actie (Bilodeau et al., 2023). Sociale netwerken en contacten binnen de gediscrimineerde groep kunnen dus een belangrijke rol spelen in het faciliteren van betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie.

Werkloosheid en discriminatie vergroten het risico op sociaal isolement, wat participatie in de democratie kan belemmeren. Werkloosheid en discriminatie kunnen er beide toe leiden dat mensen sociaal geïsoleerd raken (Gallie et al., 2003; Nguyen et al., 2024; Sefalafala, 2024). Personen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren én werkloos zijn, beschikken vaak over een kleiner sociaal netwerk. Hierdoor hebben zij minder contact met anderen die dezelfde vorm van uitsluiting ervaren. Volgens McPherson et al. (2001) geldt dat hoe groter iemands sociale netwerk is, hoe groter de kans is op interactie met mensen uit dezelfde sociale groep. Dergelijk contact is van belang, omdat het gedeelde ervaringen zichtbaar maakt en kan leiden tot meer betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie (Bilodeau et al., 2023). Daarnaast kan werkloosheid ervoor zorgen dat mensen sociaal geïsoleerd raken van activiteiten die stimulerend zijn voor politieke participatie (Österman & Brännlund, 2024). Om die redenen is de verwachting dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en geen betaald werk hebben, minder betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en wel betaald werk hebben.

Verder kan op het werk duidelijk zichtbaar worden dat uitsluiting en de lage status van de gediscrimineerde groep voortkomen uit structurele ongelijkheden in het systeem en niet het gevolg zijn van tekortkomingen van leden van de groep. Op het werk vindt vaak discriminatie plaats; zo krijgen mensen die tot gediscrimineerde groepen behoren vaak minder verantwoordelijkheden, ontvangen ze minder hulp en worden hun doorgroeimogelijkheden en loonstijging vaker belemmerd (Balser, 2002; Deitch et al., 2003;

Gould et al., 2025; Rafferty, 2020; Waite, 2021). Wanneer iemand die het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren betaald werk heeft, is de kans dus groot dat diegene ziet dat er meer mensen worden gediscrimineerd en het besef krijgt dat de uitsluiting en lage status het gevolg zijn van een oneerlijk systeem. Deze *system blame* is een belangrijk onderdeel van groepsbewustzijn (Miller et al., 1981). Mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en betaald werk hebben, hebben dus meer kans om een sterk groepsbewustzijn te ontwikkelen. Dit kan ervoor zorgen dat zij meer participeren in de democratie (Miller et al., 1981). Wanneer mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren geen betaald werk hebben, is de kans groter dat zij in mindere mate het besef hebben dat de lage status en uitsluiting van de groep waar zij toe behoren het gevolg is van een oneerlijk systeem. Hierdoor is de kans kleiner dat zij een sterk groepsbewustzijn ontwikkelen en zullen zij eerder hun positie in de samenleving proberen te verbeteren door zichzelf te veranderen in plaats van te proberen het systeem te veranderen door bijvoorbeeld protestacties te voeren (Miller et al., 1981).

Wanneer mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren betaald werk hebben, kunnen zij daar vaardigheden en een sociaal netwerk opdoen die hen helpen om hun ambities tot democratische participatie om te zetten in actie (Estlund, 2003; Bilodeau et al., 2023). Daarnaast is de kans groter dat zij een sterker groepsbewustzijn ontwikkelen doordat zij meer het besef hebben dat de lage status en uitsluiting die zij ervaren voortkomen uit structurele ongelijkheden. Mensen zonder betaald werk die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, zijn vaak sociaal geïsoleerd en hebben daardoor minder kansen om een sociaal netwerk op te bouwen en vaardigheden te ontwikkelen die nodig zijn voor participatie in de democratie (Gallie et al., 2003; Nguyen et al., 2024; Sefalafala, 2024). Daarnaast hebben zij mogelijk een minder sterk groepsbewustzijn dan mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en die wel betaald werk hebben. De verwachting is daarom dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en betaald werk hebben, vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie dan degenen die geen betaald werk hebben. De tweede hypothese is dat het positieve effect van het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, sterker is bij mensen die betaald werk hebben.

Controlevariabelen

Naast de invloed van het gevoel te hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep zijn er meer factoren die van invloed zijn op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie. Om ervoor te zorgen dat die geen vertekend beeld geven, wordt er voor een aantal factoren gecontroleerd.

Ten eerste wordt voor het effect van opleidingsniveau gecontroleerd. In de politieke wereld is het algemeen bekend dat hoger opgeleiden meer participeren in de democratie dan lager opgeleiden (Bovens & Wille, 2010). Dit kan deels worden verklaard doordat hoger opgeleiden meer kennis hebben van democratische processen en meer interesse hebben in de politiek en politieke vraagstukken (Oskooii, 2016). Ten tweede wordt er gecontroleerd voor leeftijd. Uit onderzoek blijkt dat jongeren vaker meedoen aan demonstraties en vaker petitie tekenen dan ouderen (Schmeets, 2024). Verder wordt er gecontroleerd voor inkomen. Mensen met een hoger inkomen hebben over het algemeen meer middelen en tijd om actief te kunnen participeren in de democratie dan mensen met een lager inkomen (Mattila & Papageorgiou, 2017; Oskooii, 2016). Ten slotte wordt gecontroleerd voor de landen België en Duitsland. Verschillen tussen Nederland, Duitsland en België in bijvoorbeeld politieke cultuur, opleidingsniveau en vertrouwen in instituties kunnen invloed hebben op de betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie.

Methoden

Data en procedure

Voor dit onderzoek wordt gebruikgemaakt van data uit de elfde ronde (de tweede editie hiervan) van de *European Social Survey* (ESS). De ESS is een academisch, internationaal onderzoek dat in 2001 is opgericht. Tot nu toe is het onderzoek uitgevoerd in veertig landen. De vragenlijst meet de houdingen, overtuigingen en gedragingen van verschillende bevolkingsgroepen. De ESS heeft als doel een onderzoeksinfrastructuur op te bouwen en te onderhouden die betrouwbare gegevens verzamelt over veranderingen in levensomstandigheden, sociale structuren, publieke opinie en opvattingen binnen en tussen Europese landen door de tijd heen (Second Release Of Round 11 Data Now Available | European Social Survey, 2024). De data die voor dit onderzoek worden gebruikt, is verzameld tussen 2023 en 2024. De populatie van het onderzoek bestaat uit alle inwoners van de landen waar de vragenlijst is afgenomen, die 15 jaar of ouder zijn en in particuliere huishoudens wonen. In de dataset die gebruikt wordt voor dit onderzoek, zijn data beschikbaar van 24 landen (Oostenrijk, België, Kroatië, Cyprus, Finland, Frankrijk, Duitsland, Griekenland, Hongarije, IJsland, Ierland, Italië, Litouwen, Nederland, Noorwegen, Polen, Portugal, Siberië, Slowakije, Slovenië, Spanje, Zweden, Zwitserland en het Verenigd Koninkrijk). De steekproef is tot stand gekomen op basis van aselechte steekproeftrekking. Het totaal aantal respondenten is 40156. Voor dit onderzoek worden alleen de data uit België, Nederland en Duitsland geanalyseerd, waarbij Nederland als referentieland dient. Hoe de respondenten zijn geselecteerd, verschilt per land. In België is het rijksregister van de inwoners van België gebruikt, in Nederland het bevolkingsregister van het Centraal Bureau voor de Statistiek en in Duitsland zijn de bevolkingsregisters van de gemeenten gebruikt. De respondenten kregen een brief met de vraag of zij wilden deelnemen aan het onderzoek. Vervolgens werden zij gebeld of bezocht door de interviewer om meer informatie over het onderzoek te verschaffen.

De respons op het onderzoek verschilt per land. Het responspercentage bedraagt in Nederland 33,9%, in België 32,2% en in Duitsland 26,7%. Alleen respondenten tussen de 15 en 65 jaar zijn meegenomen in de analyses, omdat mensen in Nederland tussen 2023 en 2024 vanaf 15 jaar mogen werken en gemiddeld rond hun 65e met pensioen gaan (Centraal

Bureau voor de Statistiek, 2025b). Dit resulteert in een totaal van 3.719 respondenten. Op de variabele 'inkomen' is het aantal ontbrekende waarden relatief hoog: bij 645 respondenten (11,3%) ontbreekt deze informatie. Dit komt doordat 6,6% aangaf niet precies te weten wat hun inkomen is, en 4,2% weigerde de vraag te beantwoorden. Verder zijn er geen variabelen die opvallend veel missende waarden hebben.

De data zijn verzameld via face-to-face interviews, waarbij de interviewer de vragen oplos van een computer, laptop, tablet of telefoon en de antwoorden van de respondent op hetzelfde apparaat invoerde. In sommige gevallen vonden de interviews online plaats. De interviews werden meestal afgenomen bij de deelnemers thuis en duurden ongeveer een uur. De vragenlijst was voor elk land vertaald en bevatte vragen over uiteenlopende onderwerpen, waaronder: klimaatverandering en energie; criminaliteit en rechtvaardigheid; democratie en bestuur; immigratie; gezondheid en welzijn; institutioneel en sociaal vertrouwen; media- en internetgebruik; Europese, nationale en etnische identiteit; waargenomen discriminatie; politieke voorkeur, interesse en participatie; religie; sociale uitsluiting; en waarden (Second Release Of Round 11 Data Now Available | European Social Survey, 2024).

Operationalisaties

In deze paragraaf wordt beschreven hoe de centrale concepten van dit onderzoek zijn geoperationaliseerd. In bijlage 1 zijn de oorspronkelijke variabelen, de bewerkingen hierop en de uiteindelijke variabelen opgenomen.

Participatie

Om betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie (afhankelijke variabele) te meten, wordt er gekeken of de participanten weleens meedoen aan een demonstratie of boycot of weleens een petitie tekenen. De onderstaande vragen worden gebruikt om dit te meten. De variabelen worden samengevoegd tot één dummyvariabele. Wanneer een participant "ja" heeft geantwoord op een van de onderstaande vragen, zal de participant worden meegenomen als iemand die betrokken is bij protestvormen van participatie (1). Wanneer een participant op geen van de onderstaande vragen "ja" heeft geantwoord, wordt de participant gezien als iemand die niet betrokken is bij protestvormen van participatie (0).

De vragen die zijn gebruikt zijn:

- “There are different ways of trying to improve things in [country] or help prevent things from going wrong. During the last 12 months, have you done any of the following? Have you... ..signed a petition?”
- “And still thinking about different ways of trying to improve things in [country] or help prevent things from going wrong, during the last 12 months, have you done any of the following? Have you... ..taken part in a public demonstration?”
- “And still thinking about different ways of trying to improve things in [country] or help prevent things from going wrong, during the last 12 months, have you done any of the following? Have you.... ..boycotted certain products?”

De antwoordcategorieën zijn: yes (1), no (2), refusal (7), don’t know (8) en no answer (9). De waarden 7, 8 en 9 zijn gecodeerd als missing.

Discriminatie

Om te meten of iemand het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep (onafhankelijke variabele) te behoren, is de vraag “Would you describe yourself as being a member of a group that is discriminated against in this country?” gebruikt. De respondenten konden op deze vraag antwoorden met: yes (1), no (2), refusal (7), don’t know (8) en no answer (9). De waarden 7, 8 en 9 zijn gecodeerd als missing. Van de variabele is een dummy gemaakt, waarvan waarde 1 nog steeds is gecodeerd als 1 en 2 als 0. Een score van 1 geeft dus aan dat iemand het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren en 0 geeft aan dat dat niet het geval is.

Werk

Om te meten of iemand betaald werk heeft (moderator) is gebruik gemaakt van de vraag “Using this card, which of these descriptions applies to what you have been doing for the last 7 days? In paid work (or away temporarily) (employee, self-employed, working for your family business)”. Not marked (0) geeft aan dat een respondent de tijd niet voornamelijk aan betaald werk heeft besteed de afgelopen zeven dagen en marked (1) geeft aan dat dat wel het geval is. Een respondent met een score van 0 wordt dus gezien als iemand die geen betaald werk heeft en een respondent met een score van 1 wordt gezien als iemand die wel betaald werk heeft.

Opleidingsniveau

Om opleidingsniveau (controlevariabele) te meten is gebruikgemaakt van de ISCED-schaal. De schaal loopt van minder dan basisschool (1) tot masterniveau (7). Een lage waarde geeft dus een laag opleidingsniveau aan en een hoge waarde een hoog opleidingsniveau. De waarden other (55), refusal (77), don't know (88), no answer (99) zijn als missing gecodeerd. Er is gekozen om de waarde 0 als missing te coderen, omdat een score van 0 anders impliceert dat iemand geen opleidingsniveau heeft, terwijl dat in werkelijkheid niet het geval is. De variabele wordt als continue variabele gebruikt.

Inkomen

Inkomen (controlevariabele) wordt gemeten met de vraag welk inkomensdecieel het huishouden (na belasting en aftrek) het beste beschrijft, gebaseerd op wekelijkse, maandelijkse of jaarlijkse schatting. De antwoordopties lopen van decieel 1 (laag inkomen, score 1) tot decieel 10 (hoog inkomen, score 10). Antwoorden als refusal (77), don't know (88) en no answer (99) zijn als missing gecodeerd. De variabele wordt als continue variabele gebruikt in analyses.

Land

België, Duitsland en Nederland zijn dummyvariabelen die aangeven uit welk land een respondent komt. De waarde 0 geeft aan dat iemand niet uit het desbetreffende land komt en de waarde 1 geeft aan dat iemand wel uit het desbetreffende land komt.

Leeftijd

Leeftijd (controlevariabele) is een continue variabele. Deze variabele is de berekende leeftijd van de participanten op basis van hun geboortjaar.

Analyse-opzet

Voorafgaand aan het uitvoeren van de analyses wordt er gekeken naar hoe de variabelen verdeeld zijn. Dit gebeurt door per variabele te kijken naar het gemiddelde, de standaarddeviatie en het minimum en maximum, of – bij categorische variabelen – naar de percentages en bijbehorende frequenties. Ook wordt er gekeken naar de onderlinge samenhang tussen de variabelen door naar verschillende bivariate statistieken te kijken. Verder wordt onderzocht of de assumptie waar de data aan moeten voldoen voor het uitvoeren van de analyse, niet wordt geschonden en of er uitbijters zijn.

Om de hypothesen te toetsen, wordt een hiërarchische logistische regressieanalyse uitgevoerd. De variabele Nederland wordt niet meegenomen in de analyse, omdat dit het referentieland is. Allereerst wordt er een model geschat met alleen de afhankelijke variabele participatie en de controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau, inkomen en België en Duitsland. Dit wordt gedaan om te kijken wat het effect van de controlevariabelen op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie is.

Vervolgens wordt de onafhankelijke variabele discriminatie aan dit model toegevoegd. Dit wordt gedaan om te kijken wat het effect van discriminatie op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie is, gecontroleerd voor inkomen, leeftijd, opleidingsniveau en België en Duitsland.

Daarna wordt er gekeken naar het effect van de moderator betaald werk op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie. Dit wordt gedaan door een model te schatten met de afhankelijke variabele participatie, de onafhankelijke variabele discriminatie, de controlevariabelen leeftijd, opleidingsniveau, inkomen, Duitsland, België en de moderator werk.

Tot slot wordt in het laatste model de interactie tussen werk en discriminatie toegevoegd. Het vierde model bestaat dus uit de variabelen discriminatie, leeftijd, opleidingsniveau, inkomen, land, werk en de interactie tussen werk en discriminatie, met als afhankelijke variabele participatie. Dit model wordt gebruikt om de twee hypothesen te toetsen.

Resultaten

Beschrijvende statistieken

Voordat de analyses worden uitgevoerd, wordt gekeken naar hoe de variabelen die worden gebruikt in het onderzoek verdeeld zijn en wat de samenhang tussen deze variabelen is. Er wordt als eerste gekeken naar de verdeling van de variabelen.

Univariate statistieken

Tabel 1 toont de verdeling van de in dit onderzoek gebruikte variabelen. Dit gebeurt door per variabele te kijken naar het gemiddelde, de standaarddeviatie en het minimum en maximum, of – bij categorische variabelen – naar de percentages en bijbehorende frequenties. De steekproef bestaat uit 3719 respondenten. In tabel 1 is te zien dat 11,2% van de deelnemers aangeeft het gevoel te hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren, wat deze groep relatief klein maakt. Verder blijkt uit de tabel dat 45,7% van de respondenten aangeeft betrokken te zijn bij protestvormen van participatie in de democratie, terwijl 54,3% dit niet is; de groep participerende en niet-participerende personen is dus ongeveer even groot. Ook valt op dat een relatief hoog percentage (21,9%) aangeeft geen betaald werk te hebben. Dit hoge aandeel wordt deels verklaard door het grote aantal respondenten dat voor hun kinderen zorgt of huishoudelijk werk doet; deze groep bestaat uit 858 personen. De gemiddelde leeftijd van de respondenten is 43 jaar, met een hoge standaarddeviatie van 13,952, wat duidt op een brede spreiding in leeftijd. De gemiddelde score op opleidingsniveau is 4,665 op een schaal van 1 tot 7. Tot slot valt op dat de variabele 'inkomen' een aanzienlijke standaarddeviatie kent (gemiddelde = 6,603; $SE = 2,604$), wat wijst op een relatief grote spreiding in het gerapporteerde inkomen.

Tabel 1: Beschrijving van de in de analyse opgenomen variabelen: gemiddelde (standaarddeviatie), minimum- en maximumwaarde of percentages en bijbehorende frequenties en totaal aantal respondenten

Variabele	Gemiddelde (standaarddeviatie) of percentages	Minimum	Maximum	Frequenties	N totaal
Participatie (nee=0; ja=1)	nee 54,3% ja 45,7%			nee 2018 ja 1701	3719
Discriminatie (nee=0; ja=1)	nee 88,8% ja 11,2%			nee 3301 ja 418	3719
Werk (nee= 0; ja=1)	nee 21,9% ja 78,1%			nee 813 ja 2906	3719
Opleidingsniveau	4,665 (1,786)	1	7		3719
Leeftijd	43,274 (13,952)	15	65		3719
België	België 27,6%			1026	3719
Duitsland	Duitsland 43,2%			1607	3719
Nederland	Nederland 29,2%			1086	3719
Inkomen	6,603 (2,604)	1	10		3719

Bivariate statistieken

Om een beeld te krijgen van de relatie tussen de gebruikte variabelen in dit onderzoek, worden in deze paragraaf de samenhangsmaten tussen de variabelen besproken. De samenhangsmaten tussen de variabelen zijn te zien in tabel 2. Om de samenhang tussen twee categorische variabelen te bepalen, worden *chi-kwadraat* en *Cramér's V* gebruikt. Voor de samenhang tussen een categorische variabele en een continue variabele worden de *Pearson-correlatie* en de *t-toets* voor twee gemiddelden gebruikt. Om de samenhang tussen twee continue variabelen te bepalen, wordt alleen de *Pearson-correlatie* gebruikt.

In tabel 2 is te zien dat er tussen discriminatie en participatie een zwakke significante samenhang is ($\chi^2 = 18,091$, $p < 0,01$, $V = 0,070$). Het effect is positief, wat inhoudt dat discriminatie positief samenhangt met participatie. Dit komt overeen met de theorie. Verder is er tussen werk en participatie een matige, niet-significante samenhang te zien ($\chi^2 = 3,312$, $p = 0,069$, $V = 0,030$). Tussen discriminatie en werk is een significante samenhang te zien ($\chi^2 = 22,334$, $p < 0,01$, $V = 0,077$). Er is dus een positief verband tussen werk en discriminatie; wel is het effect aan de kleine kant. De controlevariabelen inkomen ($r = 0,049$, $p < 0,01$, $t = -3,020$) en opleidingsniveau ($r = 0,185$, $p < 0,01$, $t = -11,559$) hebben beiden een positieve significante samenhang met participatie, wat overeenkomt met de theorie. Wel is de samenhang in beide gevallen niet heel sterk; vooral de samenhang tussen inkomen en participatie is zwak. Opleidingsniveau en inkomen hebben ook een significante positieve samenhang met elkaar ($r = 0,314$, $p < 0,01$). Dat is niet onverwacht, aangezien mensen met een hoog opleidingsniveau vaak een hoger inkomen hebben. Tot slot is er tussen leeftijd en participatie een kleine negatieve samenhang te zien ($r = -0,008$, $p < 0,01$, $t = 0,494$). Deze samenhang is significant en komt overeen met de theorie, maar dit is een zeer kleine samenhang.

Tabel 2: Samenhangsmaten van alle variabelen die zijn opgenomen in de analyse

Variabele	Participatie	Discriminatie	Werk	Opl.niveau	Leeftijd	België	Duitsland	Nederland	Inkomen
Participatie (nee=0; ja=1)	-								
Discriminatie (nee=0; ja=1)	X ² =18,091** V=0,070**	-							
Werk (nee=0; ja=1)	X ² =3,312 V=0,030	X ² =22,334** V=0,077**	-						
Opleidingsniveau	r=0,185** t= -11,559**	r=-0,020 t=1,216	r=0,255** t= -14,095**	-					
Leeftijd	r=-0,008 t= 0,494	r=-0,077** t= 4,722**	r=0,018 t= -0,887	r= - 0,045**	-				
België (ander land=0; België=1)	X ² =23,107** V=0,079**	X ² =0,097 V=0,005	X ² =62,008** V=0,129**	r=0,140** t= - 8,926**	r= - 0,021 t= 1, 309	-			
Duitsland (ander land=0; België=1)	X ² =129,086** V=0,186**	X ² =3,410 V=0,030	X ² =0,442 V=0,011	r= - 0,112** t=7,008**	r= - 0,008 t=0,500	X ² =1078, 100** V=0,538**	-		
Nederland	X ² =58,567** V=-0,125**	X ² =2,909 V=0,028	X ² =49,227** V=0,115**	r=-0,015 t=0,845	r=0,030 t= - 1,883	X ² =584,408** V=0,396** V=0,560**	X ² =1167, 151**	-	
Inkomen	r=0,049** t=-3,020**	r=-0,114** t=6,437**	r=0,284** t=-16,742**	r=0,314**	r= - 0,003	r=-0,035* t=2,250*	r=0,012 t=0,723	r=0,048** t= - 2,964**	-

**significant bij $p < 0,010$ *significant bij $p < 0,050$, N=3719

Modelevaluatie

Voordat de hypothesen getoetst worden, wordt er in deze paragraaf gekeken naar de assumptie waar de data aan moet voldoen en de kwaliteit van de modellen. Er wordt gekeken naar de modelfit, multicollineariteit en uitbijters.

Assumpties

Om een logistische regressieanalyse uit te voeren, is het belangrijk dat de observaties die hiervoor worden gebruikt, onafhankelijk van elkaar zijn. De steekproef die voor dit onderzoek is gebruikt, is op basis van een random sample. De waarnemingen zijn dus onafhankelijk van elkaar en de assumptie wordt niet geschonden.

Modelfit

Om de fit van de modellen te bepalen, wordt er naar de *Hosmer-Lemeshow-toets* gekeken. De waarden op deze toets zijn voor elk model in tabel 3, op pagina 28, in de paragraaf “hypothesetoetsing” te vinden. De *Hosmer-Lemeshow-toets* geeft aan of het model wel of niet goed bij de data past. Bij een significante *chi-kwadraat* ($p < 0,050$) past het model niet goed bij de data. Dit is voor geen van de modellen het geval. Volgens deze toets is er dus geen indicatie dat de modellen niet goed bij de data passen en ongeschikt zijn voor het toetsen van de hypothesen.

Verder wordt er naar de *likelihood-ratio-test* gekeken om de modellen te evalueren. Ook de waarden op deze toets zijn voor elk model in tabel 3 in de paragraaf “hypothesetoetsing” te vinden. De *likelihood-ratio-test* toetst of een model beter is dan het voorgaande model voor de toevoeging van een (of meer) variabele(n), wat betreft de *deviance*. De *chi-kwadraat* geeft de verandering in *deviance* ten opzichte van het voorgaande model aan. De *p-waarde* hiervan laat zien of de verandering in *deviance* significant is. De *deviance*, ook wel *-2 Log likelihood* genoemd, geeft aan hoe slecht het model is. Een lagere *deviance* geeft dus aan dat een model na toevoeging van een of meer variabelen beter bij de data past dan het voorgaande model. Als de *chi-kwadraat* van de *likelihood-ratio-test* significant is, is dat een indicatie dat de toevoeging van de variabele ervoor zorgt dat het model beter kan voorspellen. Wanneer de onafhankelijke variabele discriminatie wordt toegevoegd aan het model, is er een redelijk grote afname in *deviance* te zien ($\chi^2 = 24,760$, $p < 0,001$). Het toevoegen van de variabele zorgt er dus voor dat het model significant

beter kan voorspellen dan het voorgaande model. Discriminatie lijkt dus een goede voorspeller te zijn voor betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie. De afname in *deviance* wanneer de moderator werk ($\chi^2 = 0,604$, $p = 0,437$) en de interactie tussen werk en discriminatie ($\chi^2 = 1,421$, $p = 0,233$) aan de modellen worden toegevoegd, is zeer minimaal en niet significant. De toevoeging van deze variabelen zorgt dus niet voor een verbetering van de modellen. Dit kan een indicatie zijn dat de moderator werk en de interactie tussen werk en discriminatie geen goede voorspellers zijn voor betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie.

Multicollineariteit

Om te bepalen of er sprake is van multicollineariteit worden de *VIF*-scores bekeken. De *VIF*-score van een voorspellende variabele geeft aan hoeveel de variantie van de schatting van de regressiecoëfficiënt wordt vergroot door de correlatie met andere variabelen. Wanneer de *VIF* een score van 1 heeft, geeft dit aan dat er geen correlatie is met andere variabelen en er dus ook geen sprake is van multicollineariteit. Wanneer de *VIF* groter dan 1 is, deelt de variabele wel variantie met de andere variabelen en is er mogelijk wel sprake van multicollineariteit. De vuistregel is dat zolang de *VIF* onder de 4 zit, er waarschijnlijk geen sprake is van multicollineariteit. De *VIF*-scores van model 4 liggen tussen de 1,011 en de 3,488. De *VIF* van de variabelen discriminatie en de interactie zijn 3,439 en 3,488. Dit ligt dus onder de 4, maar is aan de hoge kant. Het is dus niet volledig uit te sluiten dat er sprake is van multicollineariteit. De effecten kunnen mogelijk worden onderschat.

Uitbijters

Ten slotte wordt bekeken of er uitbijters in de dataset zitten. Uitbijters zijn observaties die afwijken van de gemiddelde observaties en mogelijk veel invloed hebben op de resultaten. Om te bepalen welke cases uitbijters zijn, wordt er gekeken naar de *leverage* en naar de *DFBETA*. De *leverage* geeft aan in welke mate een datapunt bijdraagt aan de uitkomst van de regressievergelijking. Op basis van de *leverage* worden 136 cases als uitbijter gezien. De *leverage* loopt zeer geleidelijk op en daarom is er geen specifieke groep cases die er enorm uitspringt als uitbijters.

Ook wordt er naar de *DFBETA* gekeken om te bepalen welke cases uitbijters zijn. De *DFBETA* geeft aan hoeveel de voorspelling van de geschatte regressiecoëfficiënten zou veranderen na het verwijderen van een observatie uit de dataset. De *DFBETA* laat voor het

eindmodel dat gebruikt wordt (model 4), zien of er uitbijters tussen zitten. Er wordt gekeken naar de *DFBETA* van de afhankelijke variabele discriminatie, de moderator werk en de interactie tussen werk en discriminatie. Er wordt naar deze *DFBETA's* gekeken, omdat ze relevant zijn voor het toetsen van de hypothesen. Op basis van de *DFBETA's* worden er geen uitbijters gevonden. Het is dus lastig om te zeggen welke cases echte uitbijters zijn.

Aangezien er volgens de *leverage* 136 cases uitbijters zijn, wat redelijk veel is, worden er geen cases uit de dataset verwijderd. Het verwijderen van 136 cases zou namelijk grote gevolgen kunnen hebben voor het toetsen van de hypothesen en het krijgen van betrouwbare resultaten. Daarnaast wordt de hoge *leverage* veroorzaakt door de controlevariabelen opleidingsniveau, leeftijd en inkomen; dit zijn namelijk de enige continue variabelen. De controlevariabelen zijn minder van belang bij het toetsen van de hypothesen; ook daarom wordt besloten de cases niet te verwijderen.

Hypothesetoetsing

Om de hypothesen te toetsen is gebruikgemaakt van een hiërarchische logistische regressieanalyse. In ieder model is participatie de afhankelijke variabele. De controlevariabelen zijn in model 1 toegevoegd, gevolgd door de onafhankelijke variabele in model 2. Vervolgens is de moderator toegevoegd in model 3 en is de interactie tussen de moderator en de onafhankelijke variabele toegevoegd aan model 4. De volledige resultaten van de regressieanalyses staan in bijlage 2.

Tabel 3 toont de resultaten van de logistische regressieanalyse. Deze tabel laat zien dat er geen ondersteuning wordt gevonden voor hypothese 1: *Als mensen het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, dan zullen zij vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren.* Model 4 wordt gebruikt om deze hypothese te toetsen. De helling van discriminatie is positief, wat overeenkomt met de hypothese, maar deze is niet significant ($b = 0,342$, $p = 0,089$, $SE = 0,201$, $Odds-ratio = 1,408$). Het effect van discriminatie is wel significant in model 3, voordat de interactie tussen werk en discriminatie wordt toegevoegd ($b = 0,543$, $p < 0,001$, $SE = 0,111$, $Odds-ratio = 1,721$). Het effect van discriminatie is mogelijk niet meer significant in model 4, omdat er sprake kan zijn van multicollineariteit. De VIF-waarde van discriminatie ($VIF = 3,439$) is dusdanig hoog dat de standaardfout 1,720 keer zo groot wordt. Aangezien het effect van discriminatie redelijk groot is, is het aannemelijk dat dit effect in model 4 niet meer significant is door de hoge standaardfout die het gevolg is van multicollineariteit.

Het effect van discriminatie is dus niet significant, maar is wel redelijk groot en kan geïnterpreteerd worden. De positieve helling van discriminatie geeft aan dat de kans dat iemand participeert groter is wanneer diegene het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren dan wanneer diegene dat gevoel niet heeft. De kansen dat iemand participeert, zijn in tabel 4 te vinden en de berekeningen van de kansen zijn in bijlage 3 te vinden. De kans dat een gemiddeld persoon (score op leeftijd = 43,274, opleidingsniveau = 4,665, inkomen = 6,603, werk = 1) die het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren, betrokken is bij protestvormen van participatie in democratie is in Nederland 48%, in België 49% en in Duitsland 70%. De kans dat een gemiddeld persoon die niet het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren, betrokken is bij protestvormen van

participatie in democratie is in Nederland 33%, in België 34% en in Duitsland 56%. De kans dat iemand participeert is dus 13 procentpunten hoger in alle drie de landen wanneer iemand het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren. Dit is een redelijk groot effect, maar niet significant. De hypothese wordt dus niet ondersteund. Al is er wel een indicatie dat het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep, een positief effect heeft op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie.

In deze alinea wordt kort het effect van betaald werk besproken; in tabel 3 is te zien dat betaald werk een negatief effect op participatie heeft ($b = -0,110$, $p = 0,249$, $SE = 0,096$, $Odds-ratio = 0,896$). Het effect is aan de kleine kant en is niet significant. De kans dat een gemiddeld persoon uit Nederland die niet het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren participeert, is 33% wanneer diegene betaald werk heeft en 35% wanneer diegene geen betaald werk heeft. De kans is dus 2 procentpunten kleiner dat iemand betrokken is bij protestvormen van participatie wanneer iemand betaald werk heeft. Er is dus nauwelijks verschil tussen deze twee groepen.

De tweede hypothese: *Het positieve effect van het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, is sterker bij mensen die betaald werk hebben*, wordt ook niet ondersteund. In tabel 3 is in model 4 te zien dat de helling van de interactie tussen werk en discriminatie positief is, wat in overeenstemming is met de hypothese, maar niet significant ($b = 0,286$, $p = 0,234$, $SE = 0,181$, $Odds-ratio = 1,331$). Het effect is aan de kleine kant. De kans dat een gemiddeld persoon die zich gediscrimineerd voelt, betaald werk heeft en uit Nederland komt participeert, is 48%. De kans dat een gemiddeld persoon die zich gediscrimineerd voelt, géén betaald werk heeft en uit Nederland komt participeert, is 44%. Het effect van de interactie tussen werk en discriminatie zorgt dus voor een kleine versterking van de relatie tussen discriminatie en participatie.

Wat opvalt is dat het effect van werk negatief is ($b = -0,110$, $p = 0,249$, $SE = 0,096$, $Odds-ratio = 0,896$), maar de interactie tussen werk en discriminatie positief. Dit duidt erop dat het effect van werk op participatie negatief is voor mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, maar positief voor mensen die wel het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren. Dit komt overeen met de hypothese, maar het effect is dus niet significant. Mogelijk vanwege multicollineariteit die ontstaat door de sterke samenhang tussen discriminatie en werk. Concluderend is er geen bewijs voor deze

hypothese gevonden, maar er is wel een indicatie dat betaald werk het verband tussen het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren en betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie mogelijk versterkt.

Controlevariabelen

Naast de hypothesetoetsing wordt in deze paragraaf het effect van de controlevariabelen besproken. De controlevariabele opleidingsniveau heeft een redelijk sterk en significant positief effect op participatie ($b = 0,263$, $p < 0,001$, $SE = 0,022$, $Odds-ratio = 1,301$). Voor gemiddelde mensen die zich gediscrimineerd voelen en uit Nederland komen, stijgt de kans op participatie met 12 procentpunten wanneer zij een hoog opleidingsniveau hebben, in vergelijking met mensen met een gemiddeld opleidingsniveau. Het verschil in participatie tussen hoog- en laagopgeleiden is 24 procentpunten.

Leeftijd heeft een minder sterk en niet-significant effect op participatie ($b = -0,002$, $p = 0,520$, $SE = 0,002$, $Odds-ratio = 0,998$). Zo is de participatiekans voor een 57-jarige die zich gediscrimineerd voelt en uit Nederland komt (met een gemiddeld opleidingsniveau, gemiddeld inkomen en betaald werk) 47%, wat slechts 1 procentpunt lager is dan bij iemand van de gemiddelde leeftijd (43 jaar). Een jonger persoon van 29 jaar heeft onder gelijke omstandigheden een participatiekans van 49%, dus 1 procentpunt hoger dan het gemiddelde. Het verschil tussen jongeren en ouderen in participatie is dus zeer klein en niet significant.

Het effect van inkomen is ook verrassend klein en heeft een andere richting dan verwacht ($b = -0,002$, $p = 0,901$, $SE = 0,014$, $Odds-ratio = 0,998$). Inkomen heeft geen significant effect op participatie. De kans op participatie bij mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en uit Nederland komen, met een hoog, laag en gemiddeld inkomen is gelijk aan elkaar (48%). Een mogelijke verklaring voor het nauwelijks aanwezige effect van inkomen zit mogelijk in de samenhang tussen inkomen en opleidingsniveau. Deze variabelen correleren namelijk redelijk sterk met elkaar ($r = 0,314$). Het effect van inkomen wordt mogelijk overschaduwd door het effect van opleidingsniveau.

Opvallend is dat mensen uit Duitsland een significant grotere kans hebben om te participeren ($b = 0,947$, $p = 0,000$, $SE = 0,084$, $Odds-ratio = 2,577$). Voor een persoon uit Duitsland die zich tot een gediscrimineerde groep rekent, met een gemiddeld inkomen,

opleidingsniveau, leeftijd en een betaalde baan, bedraagt deze kans 70%. Dat is ruim 20 procentpunten hoger dan voor vergelijkbare personen uit Nederland of België.

Tabel 3: resultaten van de analyse

	Model			Model			Model			Model		
	1			2			3			4		
	<i>b</i>	SE	Odss-ratio	<i>b</i>	SE	Odss-ratio	<i>b</i>	SE	Odss-ratio	<i>b</i>	SE	Odss-ratio
Intercept	-1,622**	0,170	0,197	-1,794**	0,174	0,166	-	0,179	0,171	-	0,181	0,178
							1,763**			1,728**		
Opleidingsniveau	0,261**	0,021	1,299	0,261**	0,021	1,298	0,264**	0,022	1,302	0,263**	0,022	1,301
Inkomen	-0,013	0,014	0,987	-0,005	0,014	0,995	-0,002	0,014	0,998	-0,002	0,014	0,998
Leeftijd	-0,003	0,002	0,997	-0,002	0,002	0,998	-0,002	0,002	0,998	-0,002	0,002	0,998
Duitsland	0,926**	0,084	2,525	0,949**	0,084	2,583	0,946**	0,084	2,574	0,947**	0,084	2,577
België	0,035	0,093	1,036	0,048	0,093	1,049	0,037	0,094	1,037	0,039	0,094	1,040
Discriminatie (nee=0, ja=1)				0,547**	0,111	1,729	0,543**	0,111	1,721	0,342	0,201	1,408
Werk (nee=0, ja=1)							-0,070	0,090	0,933	-0,110	0,096	0,896
Interactie werk*discriminatie										0,286	0,240	1,331
Chi-square	10,247			12,856			12,691			12,006		
Hosmer- Lemeshow												
Chi-square LR- toets	301,817**			24,760**			0,604			1,421		
N												3719

***significant bij $p < 0,010$ *significant bij $p < 0,050$
afhankelijke variabele is participatie*

Tabel 4: kansen op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, berekend met model 4

	Inkomen	Opleidingsniveau	Leeftijd	Land	Werk (nee=0, ja=1)	Discriminatie (nee=0, ja=1)	Interactie	Log-odds	Odds	Kans
Hoog opl.niveau	6,603	6,436	43,274	NL	1	1	1	0,383	1,467	60%
Laag opl.niveau	6,603	2,864	43,274	NL	1	1	1	-0,557	0,573	36%
Laag inkomen	3,999	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,078	0,925	48%
Hoog inkomen	9,207	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,088	0,916	48%
Jong	6,603	4,665	29,322	NL	1	1	1	-0,055	0,947	49%
Oud	6,603	4,665	57,226	NL	1	1	1	-0,111	0,895	47%
Geen werk	6,603	4,665	43,274	NL	0	1	0	-0,259	0,772	44%
Gediscrimineerd	6,603	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,083	0,920	48%
Niet gediscrimineerd	6,603	4,665	43,274	NL	1	0	0	-0,711	0,491	33%
Gediscrimineerd BE	6,603	4,665	43,274	BE	1	1	1	-0,044	0,957	49%
Niet gediscrimineerd BE	6,603	4,665	43,274	BE	1	0	0	-0,672	0,511	34%
Gediscrimineerd DE	6,603	4,665	43,274	DE	1	1	1	0,864	2,373	70%
Niet gediscrimineerd DE	6,603	4,665	43,274	DE	1	0	0	0,236	1,266	56%

Conclusie & discussie

De vraag die centraal stond in dit onderzoek is: *Zijn mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken bij protestvormen van participatie in de democratie, en verschilt deze betrokkenheid tussen degenen met en zonder betaald werk?* De belangrijkste resultaten worden in dit hoofdstuk besproken.

De onderzoeksresultaten geven een indicatie dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie. Er is echter geen sterk bewijs voor gevonden; dit is in strijd met andere onderzoeken. Uit andere wetenschappelijke onderzoeken is namelijk wel gebleken dat mensen die tot een gediscrimineerde groep behoren meer niet-electoraal participeren in de democratie (Besco, 2024; Bilodeau, 2017; Bilodeau et al., 2023; Martin, 2017; Mattila & Papageorgiou, 2017; Valdez, 2011; Wrinkle et al., 1996). In de theorie wordt dit verklaard doordat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren een sterk groepsbewustzijn kunnen ontwikkelen (Oskooii, 2016). Dit kan ervoor zorgen dat zij meer participeren in de democratie (Miller et al., 2018). Dit onderzoek vindt onvoldoende bewijs om deze theorie te ondersteunen.

Verder is er een indicatie dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en betaald werk hebben, mogelijk vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie. Ook voor deze veronderstelling is echter geen overtuigend bewijs gevonden. Volgens de theorie kan betaald werk voor democratische vaardigheden, een sociaal netwerk en mogelijk voor een sterker groepsbewustzijn zorgen bij mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren. Dit kan ervoor zorgen dat zij meer participeren in de democratie dan mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren en geen betaald werk hebben (Estlund, 2003; Miller et al., 2018). Er is geen sterk bewijs gevonden in dit onderzoek dat deze theorie ondersteunt.

Twee opvallende resultaten uit dit onderzoek zijn de verschillen in betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie tussen de verschillende landen en hoog- en laagopgeleiden. Het eerste opvallende resultaat is dat mensen uit Duitsland een stuk vaker betrokken zijn bij boycots, demonstraties en petitie's dan mensen uit Nederland en België. De kans dat iemand uit Duitsland die het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te

behoren, betrokken is bij protestvormen van participatie in de democratie, is meer dan 20 procentpunten hoger dan voor iemand uit België en Nederland. Het is interessant om in vervolgonderzoek te kijken welke factoren hieraan ten grondslag liggen. Aan de hand van die factoren kunnen landen beleid opstellen om de participatie te bevorderen en op die manier voor een inclusievere democratie te zorgen.

Het tweede opvallende resultaat is het grote verschil in betrokkenheid bij protestvormen van participatie tussen hoog- en laagopgeleiden. De kans dat een hoogopgeleid persoon meedoet aan een demonstratie, boycot of petitie, is 21 procentpunten hoger dan bij een laagopgeleid persoon. Om ervoor te zorgen dat de laagopgeleide mensen meer gaan participeren in de democratie, moet er beleid gevoerd worden dat gericht is op het vergroten van hun politieke kennis en interesse. Uit onderzoek blijkt namelijk dat laagopgeleiden vaak minder participeren doordat ze vaak minder kennis hebben van democratische processen en minder interesse hebben in de politiek en politieke vraagstukken (Oskooii, 2016).

Een beperking van dit onderzoek is dat er alleen is gekeken naar het effect van betaald werk op het verband tussen het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren en betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, en niet naar andere vormen van werk. Betaald werk is mogelijk niet de enige plek waar mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren democratische vaardigheden kunnen leren en een sociaal netwerk kunnen opbouwen. Mogelijk kunnen mensen die bijvoorbeeld vrijwilligerswerk doen dat eveneens. Ook mensen die met pensioen zijn kunnen deze vaardigheden hebben opgedaan en een sociaal netwerk hebben opgebouwd gedurende hun loopbaan. Deze mensen zijn niet meegenomen in de steekproef. Daardoor is het mogelijk dat het effect van werk op de betrokkenheid bij protestvormen van participatie van mensen die het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren, is onderschat. Daarnaast is werk gemeten aan de hand van een vraag over de afgelopen zeven dagen, wat geen volledig beeld geeft van iemands arbeidsverleden. Iemand die tijdelijk niet werkt, bijvoorbeeld vanwege een sabbatical, is niet direct zijn of haar sociale netwerk of vaardigheden kwijt. Het is daarom waardevol om in vervolgonderzoek niet alleen te kijken naar huidige betaalde arbeid, maar ook naar andere werkvormen en eerdere werkervaring om zo beter te begrijpen hoe deze factoren samenhangen met participatie in de democratie van gemarginaliseerde groepen.

Een andere beperking van dit onderzoek is dat alleen de betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie van mensen die zelf aangeven dat zij het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, is onderzocht. Niet iedereen die gediscrimineerd wordt, zal aangeven het gevoel te hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren. Een reden hiervoor is dat moderne vormen van discriminatie vaak subtiel en onopvallend zijn en minder snel worden herkend en erkend (Sue et al., 2007). Dit levert problemen op voor de sociaalwetenschappelijke meting van discriminatie (Pager & Shepherd, 2008). Er is dus hoogstwaarschijnlijk een groep mensen die wel gediscrimineerd wordt, maar die niet is meegenomen in dit onderzoek. Mogelijk geldt voor deze groep niet dat zij een sterk groepsbewustzijn ontwikkelen, wat hen helpt te participeren in de democratie. Discriminatie kan ook voor een lager gevoel van politieke effectiviteit en terugtrekking uit publieke zichtbaarheid zorgen, factoren die juist voor minder participatie kunnen zorgen (Besco, 2024). Vervolgonderzoek met aanvullende meetmethoden die ook impliciete ervaringen met discriminatie in kaart brengen, is nodig om te kijken in welke mate deze groep participeert in de democratie.

De conclusie is dat dit onderzoek onvoldoende bewijst dat mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie. Ook is er geen overtuigend bewijs gevonden dat aangeeft dat deze betrokkenheid verschilt tussen degenen met en zonder betaald werk. Gezien de beperkingen van dit onderzoek is er vervolgonderzoek nodig waarin de concepten werk en discriminatie op een andere manier worden gemeten, zodat er met meer zekerheid uitspraken over de verbanden kunnen worden gedaan. Dit onderzoek werpt nieuwe vragen op en is een basis voor verder onderzoek naar de relatie tussen sociale ongelijkheid en participatie in de democratie.

Literatuurlijst

- Balser, D. B. (2002). Agency in Organizational Inequality: Organizational Behavior and Individual Perceptions of Discrimination. *Work and Occupations*, 29, 137–165.
- Besco, R. (2024). Discrimination and political engagement: A cross-national test. *The Journal of Race, Ethnicity, and Politics*, 9(3), 472–487. <https://doi.org/10.1017/rep.2024.17>
- Bilodeau, A. (2017). Mobilisation or demobilisation? Perceived discrimination and political engagement among visible minorities in Quebec. *Political Science*, 69(2), 122–138. <https://doi.org/10.1080/00323187.2017.1332955>
- Bilodeau, A., White, S. E., Ma, C., Turgeon, L., & Henderson, A. (2023). Marginalized, but not demobilized: Ethnic minority protest activity when facing discrimination. *International Political Science Review*, 44(5), 627–644. <https://doi.org/10.1177/01925121231156633>
- Bovens, M., & Wille, A. (2010). The education gap in participation and its political consequences. *Acta Politica*, 45(4), 393–422. <https://doi.org/10.1057/ap.2010.7>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2024a, december 13). *Ervaren discriminatie in Nederland*. Centraal Bureau Voor de Statistiek. <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/rapportages/2024/ervaren-discriminatie-in-nederland?onepage=true>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2024b, 3 juli). Inkomensongelijkheid in Nederland ruim onder het EU-gemiddelde. *Centraal Bureau Voor de Statistiek*. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2024/27/inkomensongelijkheid-in-nederland-ruim-onder-het-eu-gemiddelde>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2025a, maart 7). Nederland heeft een van de hoogste scores voor gendergelijkheid in de EU. *Centraal Bureau Voor de Statistiek*. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2025/10/nederland-heeft-een-van-de-hoogste-scores-voor-gendergelijkheid-in-de-eu>
- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2025b, 16 april). Gemiddelde pensioenleeftijd voor het eerst boven de 66 jaar. *Centraal Bureau Voor de Statistiek*. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2025/16/gemiddelde-pensioenleeftijd-voor-het-eerst-boven-de-66-jaar>

- Centraal Bureau voor de Statistiek. (2025c, mei 9). Nederlands bbp per inwoner op vierde plek in EU in 2024. *Centraal Bureau Voor de Statistiek*. <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2025/19/nederlands-bbp-per-inwoner-op-vierde-plek-in-eu-in-2024>
- Deitch, E. A., Barsky, A., Butz, R. M., Chan, S., Brief, A. P., & Bradley, J. C. (2003). Subtle yet significant: The existence and impact of everyday racial discrimination in the workplace. *Human Relations*, 56(11), 1299–1324. <https://doi.org/10.1177/00187267035611002>
- Estlund, C. (2003). *Working together: How workplace bonds strengthen a diverse democracy*. Oxford University Press.
- Gallie, D., Paugam, S., & Jacobs, S. (2003). Unemployment, Poverty and Social Isolation. *European Societies*, 5(1), 1–32. <https://doi.org/10.1080/1461669032000057668>
- Geschwender, J. A., & Runciman, W. G. (1967). Relative Deprivation and Social Justice: A Study of Attitudes to Social Inequality in Twentieth-Century England. *Social Forces*, 45(4), 596. <https://doi.org/10.2307/2575919>
- Gould, W. A., Kinitz, D. J., Shahidi, F. V., MacEachen, E., Mitchell, C., Venturi, D. C., & Ross, L. E. (2025). Improving LGBT Labor Market Outcomes Through Laws, Workplace Policies, and Support Programs: A Scoping Review. *Sexuality Research & Social Policy: Journal of NSRC*, 22(1), 329–346. <https://doi.org/10.1007/s13178-023-00918-9>
- Grewal, S., & Hamid, S. (2024). Discrimination, inclusion, and anti-system attitudes among Muslims in Germany. *American Journal of Political Science*, 68(2), 511–528. <https://doi.org/10.1111/ajps.12735>
- Martin, N. (2017). Are British Muslims alienated from mainstream politics by Islamophobia and British foreign policy? *Ethnicities*, 17(3), 350–370. <https://doi.org/10.1177/1468796816656674>
- Mattila, M., & Papageorgiou, A. (2017). Disability, perceived discrimination and political participation. *International Political Science Review*, 38(5), 505–519. <https://doi.org/10.1177/0192512116655813>
- McPherson, M., Smith-Lovin, L., & Cook, J. M. (2001). BIRDS OF A FEATHER: Homophily in Social Networks. *Annual Review of Sociology*, 27, 415–444. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.415>

- Michelson, M. R. (2003). The corrosive effect of acculturation: How Mexican Americans lose political trust. *Social Science Quarterly*, 84(4), 918–933.
- Miller, A. H., Gurin, P., Gurin, G., & Malanchuk, O. (1981). Group consciousness and political participation. *American Journal of Political Science*, 25(3), 494–511.
<https://doi.org/10.2307/2110816>
- Nguyen, A. W., Taylor, H. O., Keith, V. M., Qin, W., & Mitchell, U. A. (2024). Discrimination and social isolation among African Americans: The moderating role of skin tone. *Cultural Diversity & Ethnic Minority Psychology*, 30(2), 374–384. <https://doi.org/10.1037/cdp0000569>
- Non-discriminatie (artikel 21) - ECER. (z.d.). ECER. <https://ecer.minbuza.nl/ecer/eu-essentieel/handvest-grondrechten/gelijkheid-art.-20-t-m-26/non-discriminatie.html>
- Oskooii, K. A. (2016). How discrimination impacts sociopolitical behavior: A multidimensional perspective. *Political Psychology*, 37(5), 613–640. <https://doi.org/10.1111/pops.12279>
- Österman, M., & Brännlund, A. (2024). Unemployment, workplace socialization, and electoral participation: evidence from Sweden. *European Sociological Review*, 40(1), 85–98.
<https://doi.org/10.1093/esr/jcad014>
- Pager, D., & Shepherd, H. (2008). The Sociology of Discrimination: Racial Discrimination in Employment, Housing, Credit, and Consumer Markets. *Annual Review Of Sociology*, 34(1), 181–209. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.33.040406.131740>
- Papada, E., Altman, D., Angiolillo, F., Gastaldi, L., Köhler, T., Lundstedt, M., Natsika, N., Nord, M., Sato, Y., Wiebrecht, F., & Lindberg, S. I. (2023). Defiance in the Face of Autocratization. Democracy Report 2023. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4560857>
- Rafferty, A. (2020). Skill Underutilization and Under-Skilling in Europe: The Role of Workplace Discrimination. *Work, Employment & Society*, 34(2), 317–335.
<https://doi.org/10.1177/0950017019865692>
- Schildkraut, D. J. (2005). The rise and fall of political engagement among Latinos: The role of identity and perceptions of discrimination. *Political Behavior*, 27(3), 285–312.
<https://doi.org/10.1007/s11109-005-4803-9>

- Schmeets, G. D. S. M. B. H. (2024, 15 april). *Politieke participatie van sociaaleconomische groepen*. Centraal Bureau voor de Statistiek. <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2024/politieke-participatie-van-sociaaleconomische-groepen?onpage=true&utm>
- Second release of Round 11 data now available | European Social Survey. (2024, 20 juni). <https://europeansocialsurvey.org/news/article/second-release-round-11-data-now-available>
- Sefalafala, T. (2024). Beyond the Income: The Normative Effects of Unemployment in the Goldfields of Welkom, Free State, South Africa. *South African Review of Sociology*, 54(1), 23–41. <https://doi.org/10.1080/21528586.2024.2316000>
- Sue, D. W., Capodilupo, C. M., Torino, G. C., Bucceri, J. M., Holder, A. M. B., Nadal, K. L., & Esquilin, M. (2007). Racial microaggressions in everyday life: implications for clinical practice. *The American Psychologist*, 62(4), 271–286.
- Valdez, Z. (2011). Political Participation Among Latinos in the United States: The Effect of Group Identity and Consciousness*. *Social Science Quarterly*, 92(2), 466–482. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2011.00778.x>
- Waite, S. (2021). Should I Stay or Should I Go? Employment Discrimination and Workplace Harassment against Transgender and Other Minority Employees in Canada's Federal Public Service. *Journal of Homosexuality*, 68(11), 1833–1859. <https://doi.org/10.1080/00918369.2020.1712140>
- Wrinkle, R. D., Stewart, J., Polinard, J. L., Meier, K. J., & Arvizu, J. R. (1996). Ethnicity and Nonelectoral Political Participation. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, 18(2), 142–153. <https://doi.org/10.1177/07399863960182004>

Bijlage 1: Operationalisatie en univariate statistieken

Deze bijlage geeft een overzicht van de beschrijvende statistieken van de variabelen die zijn gebruikt in dit onderzoek, de bewerkingen die hierop zijn uitgevoerd en hoe de uiteindelijke variabelen eruitzien.

Er wordt een filter gemaakt om alleen data uit Nederland, België en Duitsland te gebruiken

```
USE ALL.
COMPUTE filter_$=(cuntry ="NL" OR cuntry ="BE" OR cuntry = "DE").
VARIABLE LABELS filter_$ 'cuntry ="NL" OR cuntry ="BE" OR cuntry = "DE" (FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
FORMATS filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE.
```

De dummy's voor elk land worden vast aangemaakt om de verdeling te kunnen zien

```
COMPUTE BE=0.
IF (cuntry="BE") BE=1.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE DE=0.
IF (cuntry="DE") DE=1.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE NL=0.
IF (cuntry="NL") NL=1.
EXECUTE.
```

De naam van variabele agea wordt naar leeftijd aangepast en het aantal decimalen naar 3

De naam van variabele pdwrk wordt naar werk aangepast

De naam van variabele hinctnta wordt naar inkomen aangepast en het aantal decimalen naar 3

* descriptives van continue variabelen*

*In de descriptives is te zien dat de gemiddelde leeftijd 50,14 jaar oud is, dat is redelijk hoog. Er is naar verhouding een grote groep mensen van tussen de 50 en 70 jaar oud.

*Verder is te zien dat de gemiddelde score op inkomen 6,17 is, dat geeft een licht bovenmodaal inkomen aan. Er zijn meer mensen met een hoog inkomen dan met een laag inkomen. Een score van 8 komt het vaakst voor wat een bovenmodaal inkomen aangeeft.

Een score van 10 komt ook vaak voor, dit betekent dat er veel huishoudens zijn die aangeven tot de rijkste 10% van alle huishoudens in de steekproef te behoren.

*De gemiddelde score op opleidingsniveau is 4,66, er zitten meer mensen met een hoog opleidingsniveau dan met een laag opleidingsniveau in de steekproef.

```
FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd inkomen eisced
  /NTILES=4
  /NTILES=10
  /STATISTICS=STDDEV VARIANCE RANGE MINIMUM MAXIMUM SEMEAN MEAN MEDIAN MODE SUM
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

		leeftijd Age of respondent, calculated	inkomen Household's total net income, all sources	eisced Highest level of education, ES - ISCED
N	Valid	5694	5064	5687
	Missing	15	645	22
Mean		50,13681	6,17417	4,66
Std. Error of Mean		,252492	,037350	,052
Median		52,00000	6,00000	5,00
Mode		58,000	8,000	3
Std. Deviation		19,052667	2,657869	3,937
Variance		363,004	7,064	15,499
Range		75,000	9,000	54
Minimum		15,000	1,000	1
Maximum		90,000	10,000	55
Sum		285479,000	31266,000	26499
Percentiles	10	23,00000	2,00000	2,00
	20	31,00000	3,00000	3,00
	25	35,00000	4,00000	3,00
	30	38,00000	5,00000	3,00
	40	44,00000	6,00000	3,00
	50	52,00000	6,00000	5,00
	60	57,00000	7,00000	5,00
	70	63,00000	8,00000	6,00
	75	65,00000	8,00000	6,00
	80	68,00000	9,00000	6,00
	90	75,00000	10,00000	7,00

inkomen Household's total net income, all sources

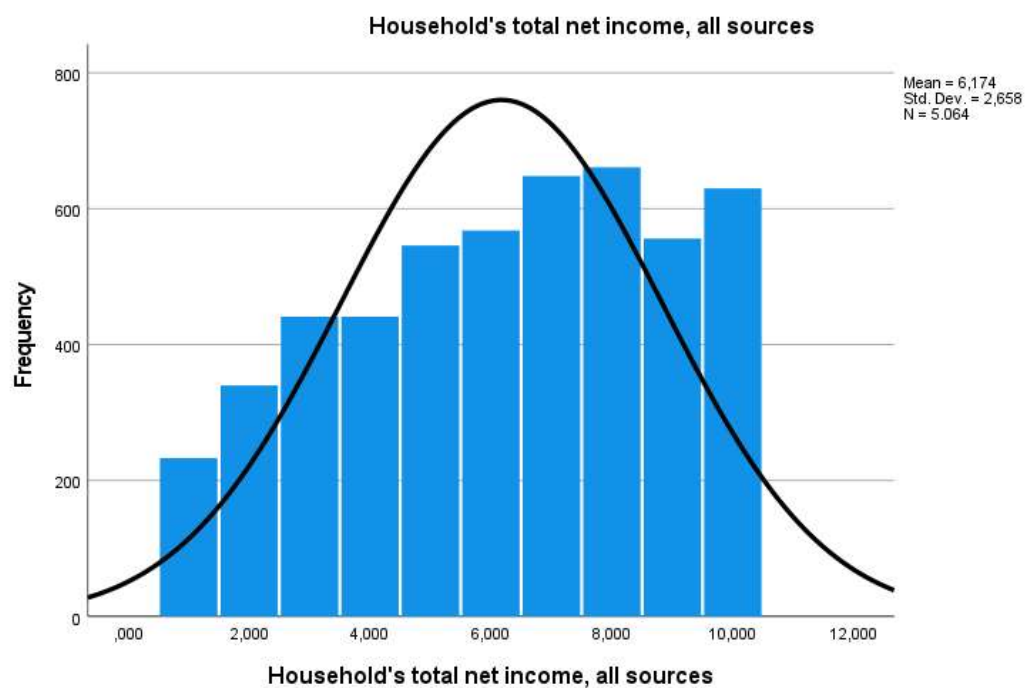
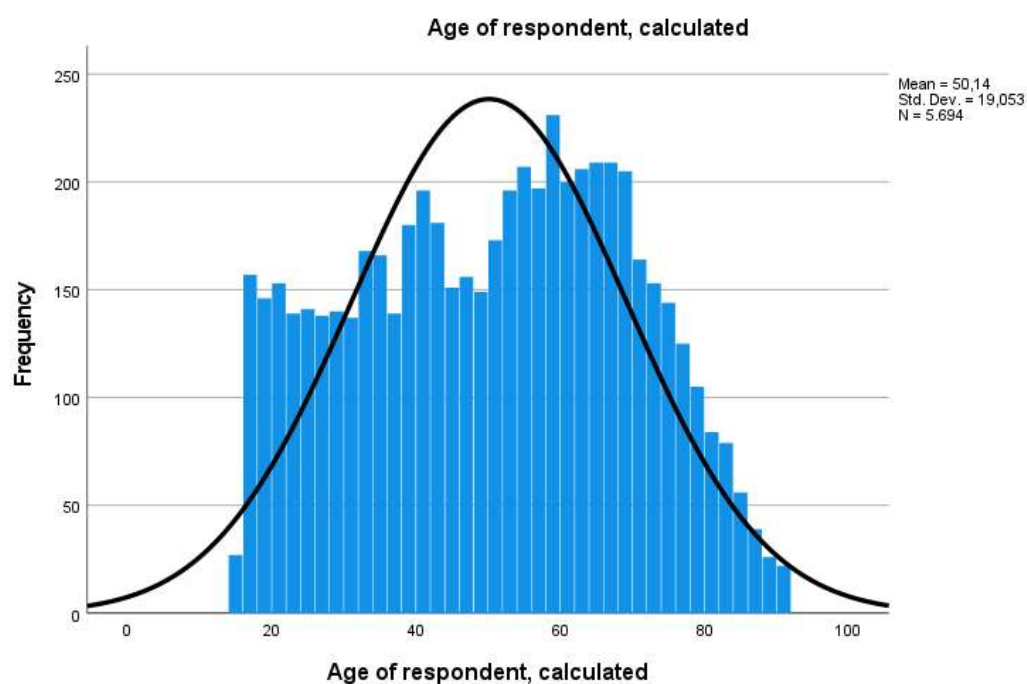
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 J - 1st decile	233	4,1	4,6	4,6
	2 R - 2nd decile	340	6,0	6,7	11,3
	3 C - 3rd decile	441	7,7	8,7	20,0
	4 M - 4th decile	441	7,7	8,7	28,7
	5 F - 5th decile	546	9,6	10,8	39,5
	6 S - 6th decile	568	9,9	11,2	50,7
	7 K - 7th decile	648	11,4	12,8	63,5
	8 P - 8th decile	661	11,6	13,1	76,6
	9 D - 9th decile	556	9,7	11,0	87,6
	10 H - 10th decile	630	11,0	12,4	100,0
	Total	5064	88,7	100,0	
Missing	77 Refusal	238	4,2		
	88 Don't know	375	6,6		
	99 No answer	32	,6		
	Total	645	11,3		
Total		5709	100,0		

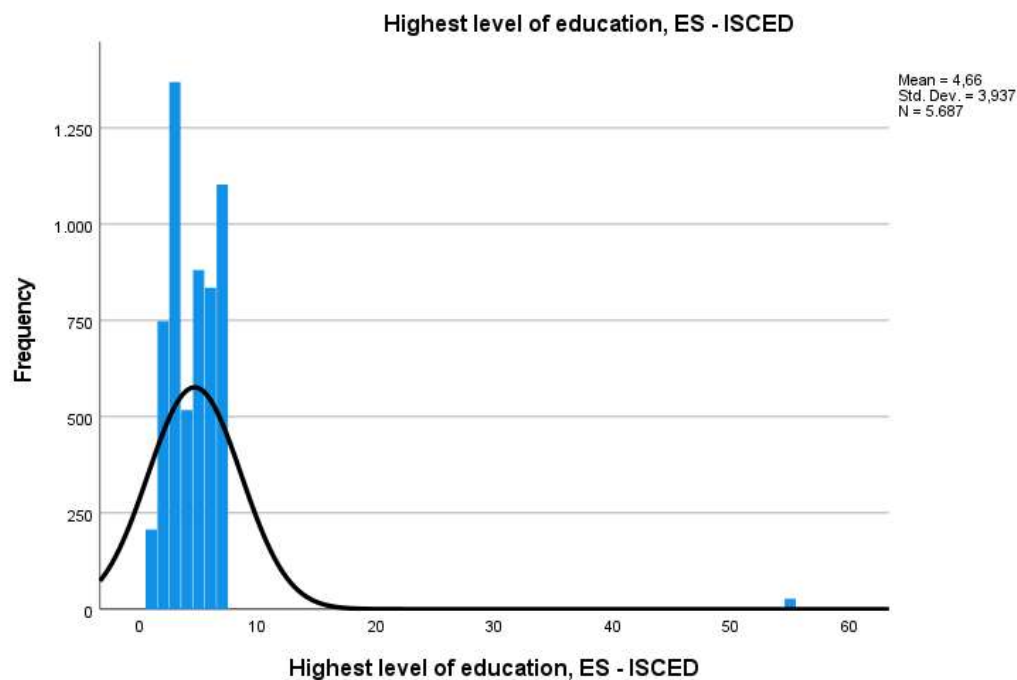
eised Highest level of education, ES - ISCED

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 ES-ISCED I , less than lower secondary	207	3,6	3,6	3,6
	2 ES-ISCED II, lower secondary	748	13,1	13,2	16,8
	3 ES-ISCED IIIb, lower tier upper secondary	1369	24,0	24,1	40,9
	4 ES-ISCED IIIa, upper tier upper secondary	517	9,1	9,1	50,0
	5 ES-ISCED IV, advanced vocational, sub-degree	881	15,4	15,5	65,4
	6 ES-ISCED V1, lower tertiary education, BA level	835	14,6	14,7	80,1
	7 ES-ISCED V2, higher tertiary education, >= MA level	1103	19,3	19,4	99,5
	55 Other	27	,5	,5	100,0
	Total	5687	99,6	100,0	
Missing	77 Refusal	7	,1		

88 Don't know	8	,1		
99 No answer	7	,1		
Total	22	,4		
Total	5709	100,0		

Histogram





frequentietabel en staafdiagram worden gebruikt om de verdeling van de categorische variabelen te bekijken

*Wat opvalt is dat de groep mensen die aangeeft dat zij het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren redelijk klein is, 9,8% van de participanten geeft dit aan.

Verder geeft een groot percentage van de respondenten aan geen betaald werk te hebben (41,9%).

Ook is te zien dat als mensen deelnemen aan protestacties, zij vaker een petitie tekenen (26%) of doen ze mee aan een boycot (26,4%) dan dat ze meedoen aan een demonstratie (7,4%).

* Verder is te zien dat er naar verhouding veel mensen uit Duitsland in de steekproef zitten (42,4%).*

```

FREQUENCIES VARIABLES=dscrgrp werk sgnptit pbldmna bctprd NL DE BE
/NTILES=4
/NTILES=10
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
/BARCHART FREQ
/ORDER=ANALYSIS.

```

Frequencies

		Statistics			
		dscrgrp Member of a group discriminated against in this country	werk Doing last 7 days: paid work	sgnptit Signed petition last 12 months	pbldmna Taken part in public demonstration last 12 months
N	Valid	5682	5709	5703	5702
	Missing	27	0	6	7
Mean		1,90	,58	1,74	1,93
Std. Deviation		,298	,493	,438	,262
Minimum		1	0	1	1
Maximum		2	1	2	2
Percentiles	10	2,00	,00	1,00	2,00
	20	2,00	,00	1,00	2,00
	25	2,00	,00	1,00	2,00
	30	2,00	,00	2,00	2,00
	40	2,00	,00	2,00	2,00
	50	2,00	1,00	2,00	2,00
	60	2,00	1,00	2,00	2,00
	70	2,00	1,00	2,00	2,00
	75	2,00	1,00	2,00	2,00
	80	2,00	1,00	2,00	2,00
	90	2,00	1,00	2,00	2,00

Statistics					
bctprd Boycotted certain products last 12 months					
		NL		DE	
				BE	
N	Valid	5694	5709	5709	5709
	Missing	15	0	0	0
Mean		1,74	,2969	,4239	,2792
Std. Deviation		,441	,45693	,49422	,44865
Minimum		1	,00	,00	,00
Maximum		2	1,00	1,00	1,00
Percentiles	10	1,00	,0000	,0000	,0000
	20	1,00	,0000	,0000	,0000
	25	1,00	,0000	,0000	,0000
	30	2,00	,0000	,0000	,0000
	40	2,00	,0000	,0000	,0000
	50	2,00	,0000	,0000	,0000
	60	2,00	,0000	1,0000	,0000
	70	2,00	,0000	1,0000	,0000
	75	2,00	1,0000	1,0000	1,0000
	80	2,00	1,0000	1,0000	1,0000
	90	2,00	1,0000	1,0000	1,0000

Frequency Table

dscrgrp Member of a group discriminated against in this country					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	561	9,8	9,9	9,9
	2 No	5121	89,7	90,1	100,0
	Total	5682	99,5	100,0	
Missing	7 Refusal	4	,1		
	8 Don't know	21	,4		
	9 No answer	2	,0		
	Total	27	,5		
Total		5709	100,0		

werk Doing last 7 days: paid work

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0 Not marked	2390	41,9	41,9	41,9
	1 Marked	3319	58,1	58,1	100,0
	Total	5709	100,0	100,0	

sgnptit Signed petition last 12 months

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	1480	25,9	26,0	26,0
	2 No	4223	74,0	74,0	100,0
	Total	5703	99,9	100,0	
Missing	8 Don't know	5	,1		
	9 No answer	1	,0		
	Total	6	,1		
Total		5709	100,0		

pbldmna Taken part in public demonstration last 12 months

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	422	7,4	7,4	7,4
	2 No	5280	92,5	92,6	100,0
	Total	5702	99,9	100,0	
Missing	7 Refusal	3	,1		
	8 Don't know	3	,1		
	9 No answer	1	,0		
	Total	7	,1		
Total		5709	100,0		

bctprd Boycotted certain products last 12 months

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Yes	1504	26,3	26,4	26,4
	2 No	4190	73,4	73,6	100,0
	Total	5694	99,7	100,0	
Missing	7 Refusal	6	,1		
	8 Don't know	8	,1		
	9 No answer	1	,0		
	Total	15	,3		
Total		5709	100,0		

NL

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	4014	70,3	70,3	70,3
	1,00	1695	29,7	29,7	100,0
	Total	5709	100,0	100,0	

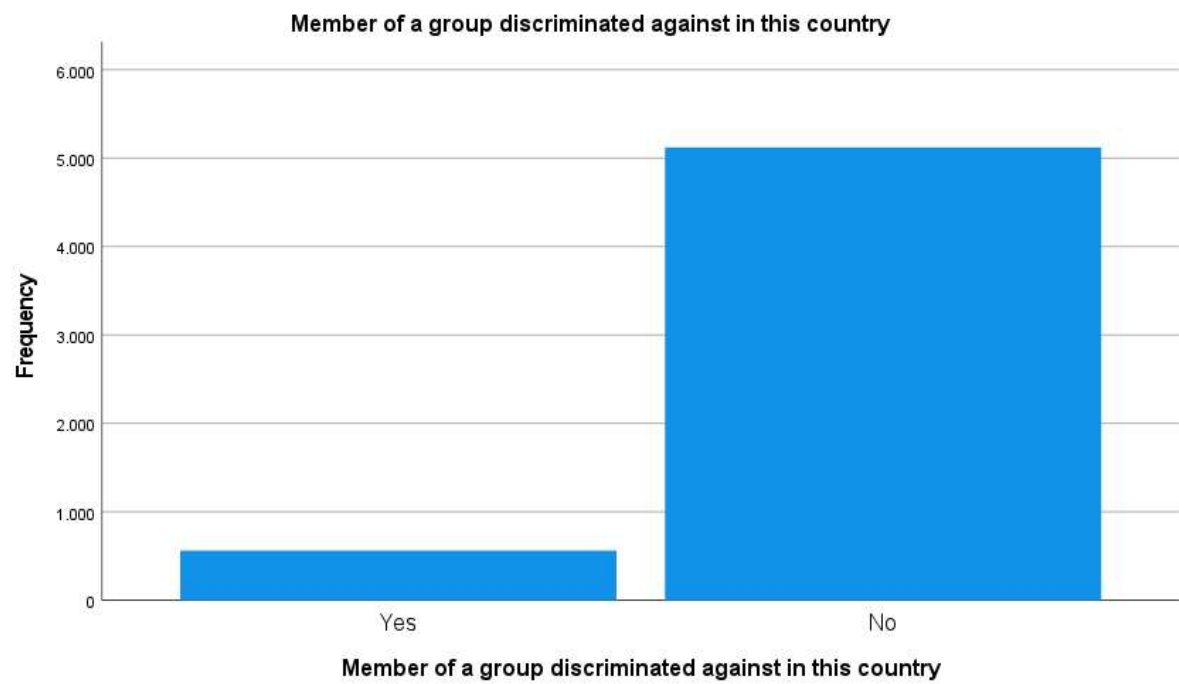
DE

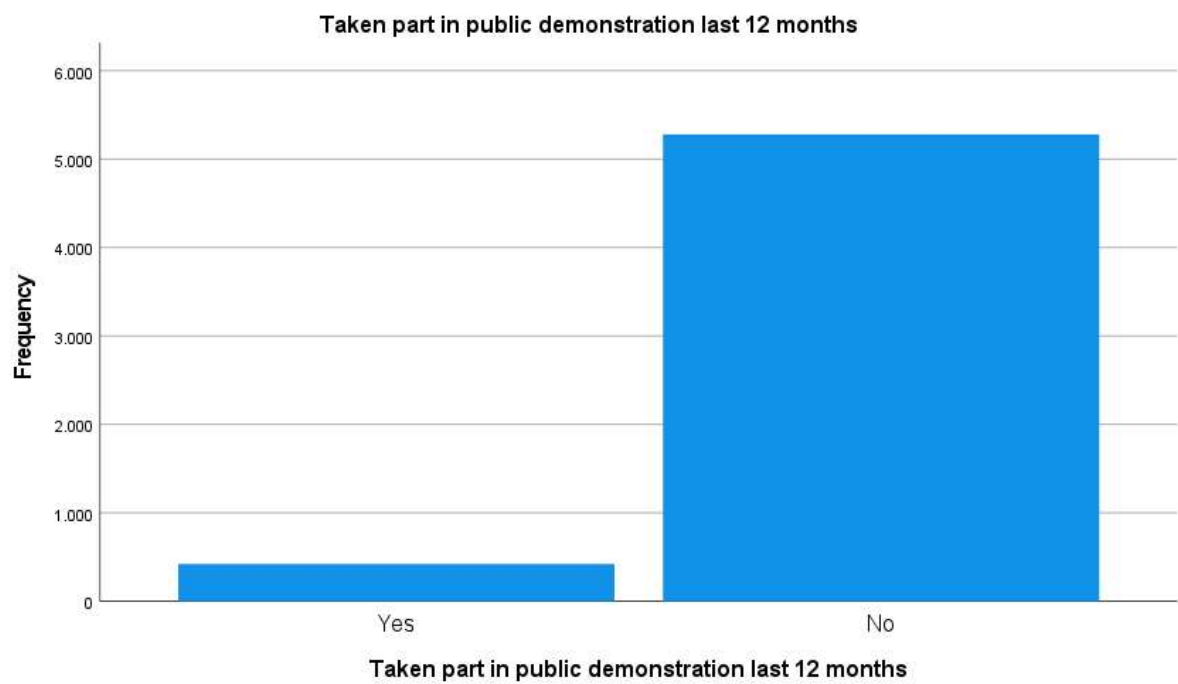
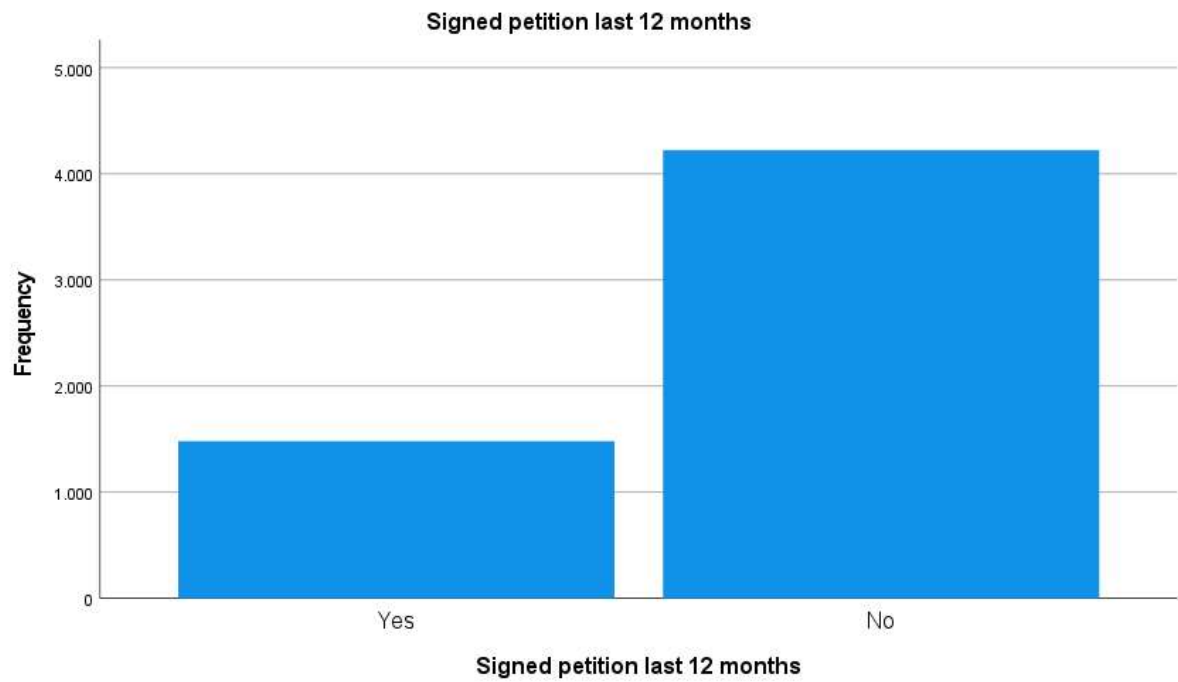
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	3289	57,6	57,6	57,6
	1,00	2420	42,4	42,4	100,0
	Total	5709	100,0	100,0	

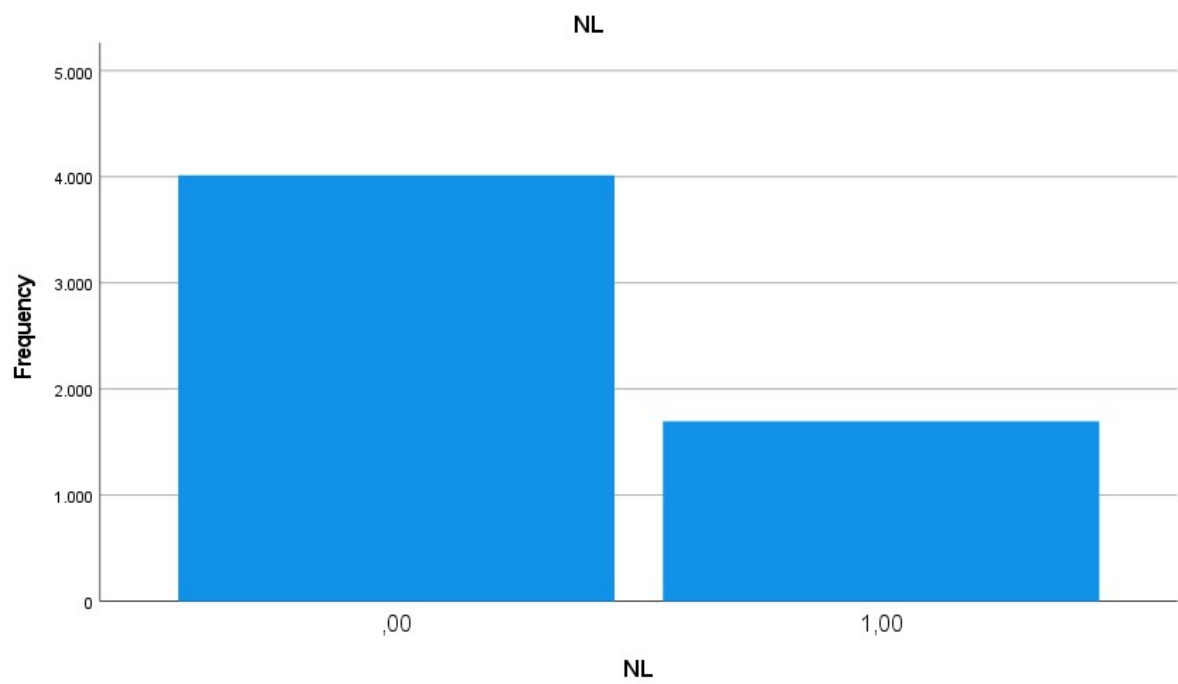
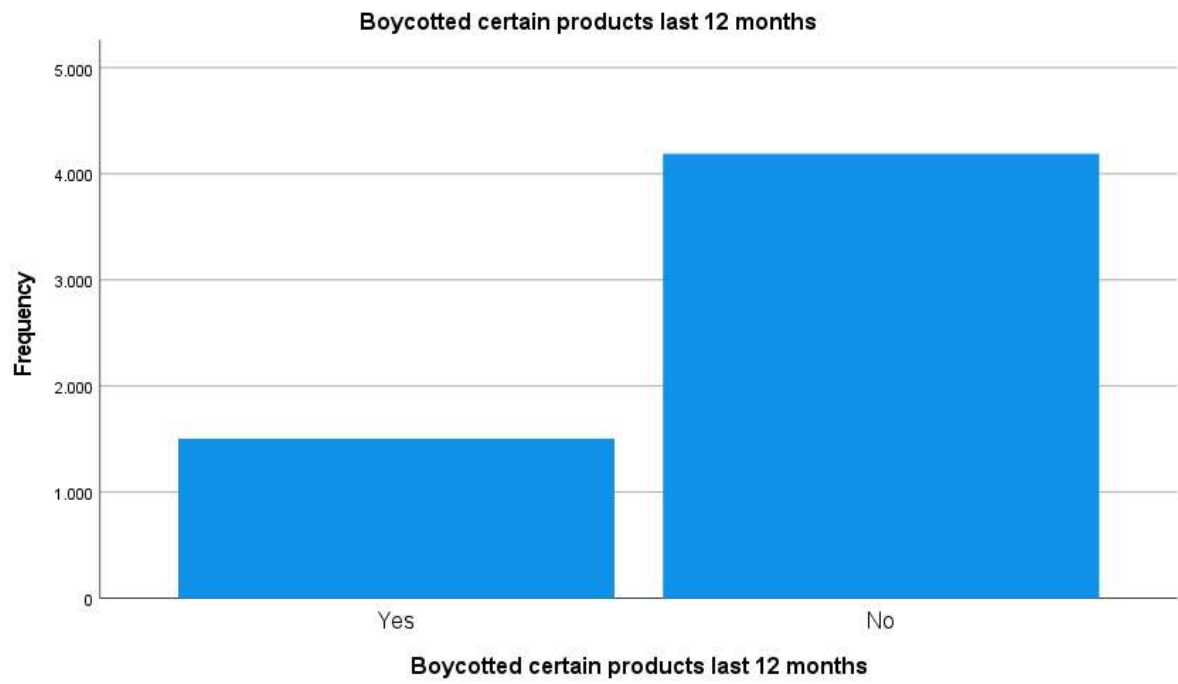
BE

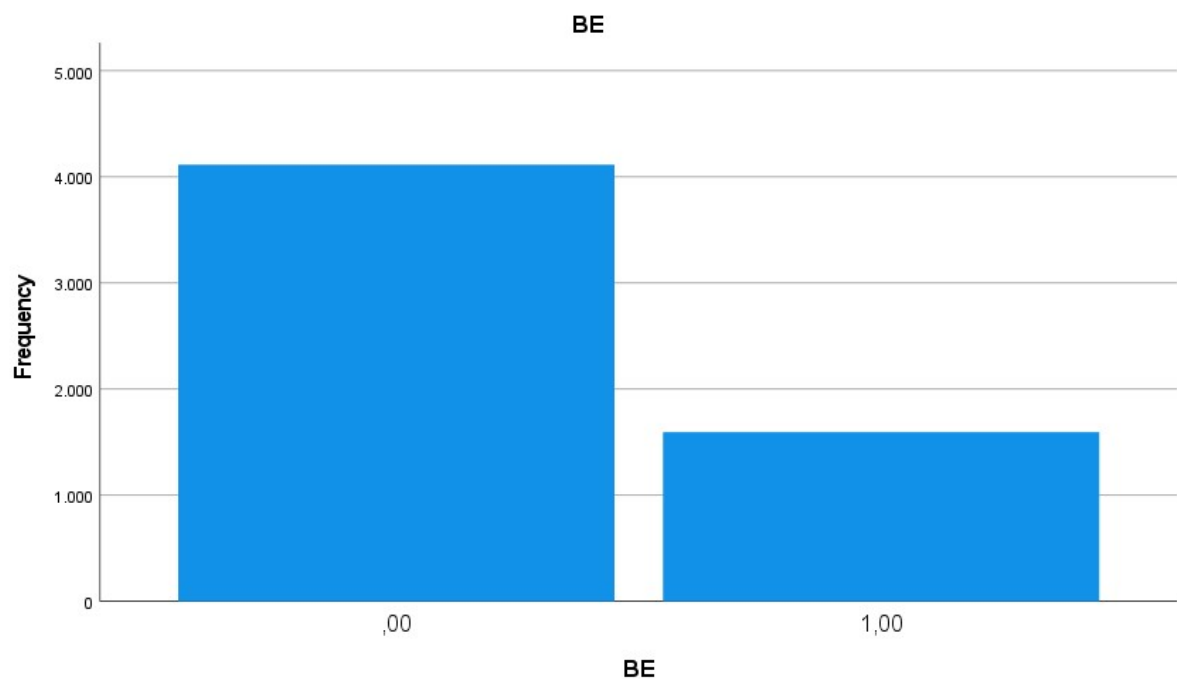
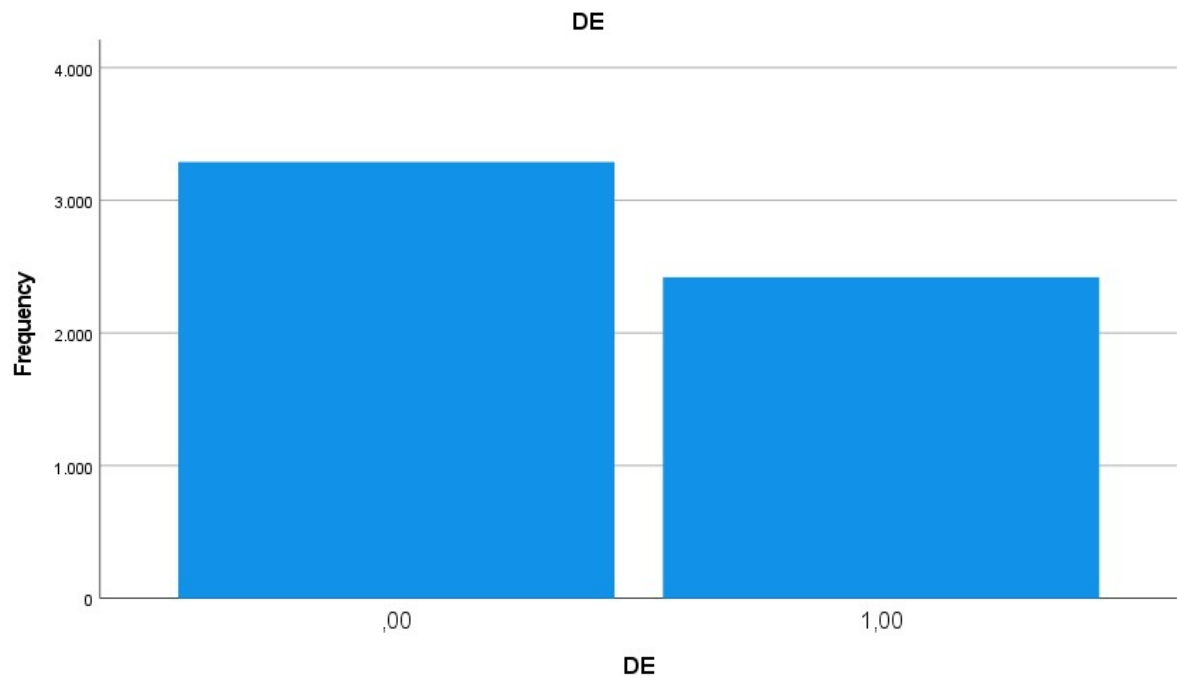
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	4115	72,1	72,1	72,1
	1,00	1594	27,9	27,9	100,0
	Total	5709	100,0	100,0	

Bar Chart









De variabelen worden aangepast waar nodig

*betrokkenheid bij protestvormen van participatie wordt gemeten door te kijken of mensen in de afgelopen 12 maanden een petitie hebben getekend of hebben meegedaan aan een demonstratie of aan een boycot. Deze variabelen worden samengevoegd en gehercodeerd naar een dummy variabele die aangeeft of iemand wel of niet deelneemt aan protestacties. *

```
RECODE sgnptit pbldmna bctprd (1=1) (2=0) (7=SYSMIS) (8=SYSMIS) (9=SYSMIS)
      INTO petit demon boycot.
EXECUTE.
```

```
COMPUTE participatie1=demon + boycott + petit.
EXECUTE.
```

```
RECODE participatie1 (0=0) (1=1) (2=1) (3=1) (4=1) INTO participatie.
EXECUTE.
```

Discriminatie wordt een dummy die aangeeft of iemand wel of niet het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren.

```
RECODE dscrgrp (1=1) (2=0) (7=SYSMIS) (8=SYSMIS) (9=SYSMIS) INTO discriminatie.
EXECUTE.
```

De isced schaal wordt gebruikt om opleidingsniveau te meten, 0 wordt gecodeerd als missing omdat dit anders aangeeft dat iemand geen opleidingsniveau heeft, 0 geeft in werkelijkheid aan dat iemands opleiding niet te vertalen is naar de isced schaal.

```
RECODE eisced (0=SYSMIS) (1=1) (2=2) (3=3) (4=4) (5=5) (6=6) (7=7) (55=SYSMIS)
(77=SYSMIS)
(88=SYSMIS) (99=SYSMIS) INTO opleidingsniveau.
EXECUTE.
```

De interactie tussen werk en discriminatie wordt vast aangemaakt om later het moderatie effect te kunnen toetsen.

```
COMPUTE interactie=werk * discriminatie.
EXECUTE.
```

Er wordt een dummy aangemaakt die aangeeft of er wel of geen missende waardes op een van de gebruikte variabelen zijn

```
REGRESSION
  /MISSING LISTWISE
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
  /NOORIGIN
  /DEPENDENT participatie
  /METHOD=ENTER discriminatie werk leeftijd opleidingsniveau inkomen BE DE NL
  /SAVE RESID.
```

```
RECODE RES_1 (SYSMIS=0) (ELSE=1) INTO obs.
COMPUTE obs1=0.
IF (not Missing(RES_1)) obs1=1.
EXECUTE.
```

Filteren op missende waardes, land en mensen van boven de 65

```
USE ALL.
COMPUTE filter_$=((cntry = "NL" | cntry = "BE" | cntry = "DE") & (obs = 1) &
(leeftijd < 66)).
VARIABLE LABELS filter_$ '(cntry = "NL" | cntry = "BE" | cntry = "DE") & (obs = 1)
(leeftijd < 66) (FILTER)'.
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
FORMATS filter_$ (f1.0).
FILTER BY filter_$.
EXECUTE.
```

* De beschrijvende statistieken worden opnieuw berekend na de aanpassingen, als eerst de univariate verdelingen*

* Descriptives van continue variabelen: *

* De gemiddelde van leeftijd is ongeveer 10 jaar lager na het filteren op 65-plussers. De gemiddelde leeftijd is nu 43,27 jaar oud. Er zitten naar verhouding nog steeds redelijk veel mensen van 50+ in de steekproef.*

* Het gemiddelde inkomen ligt heel iets hoger, dat is nu een score van 6,60.

* Het gemiddelde opleidingsniveau is bijna hetzelfde gebleven.*

```
FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd inkomen opleidingsniveau
/NTILES=4
/NTILES=10
/STATISTICS=STDDEV VARIANCE RANGE MINIMUM MAXIMUM SEMEAN MEAN MEDIAN MODE SUM
/HISTOGRAM NORMAL
/ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics				
		leeftijd Age of respondent, calculated	inkomen Household's total net income, all sources	opleidingsniveau
N	Valid	3719	3719	3719
	Missing	0	0	0
Mean		43,27373	6,60339	4,6647
Std. Error of Mean		,228777	,042696	,02929
Median		44,00000	7,00000	5,0000
Mode		58,000 ^a	8,000	3,00
Std. Deviation		13,951670	2,603738	1,78639
Variance		194,649	6,779	3,191
Range		50,000	9,000	6,00
Minimum		15,000	1,000	1,00
Maximum		65,000	10,000	7,00
Sum		160935,000	24558,000	17348,00
Percentiles	10	23,00000	3,00000	2,0000
	20	29,00000	4,00000	3,0000
	25	32,00000	5,00000	3,0000
	30	35,00000	5,00000	3,0000
	40	39,00000	6,00000	4,0000
	50	44,00000	7,00000	5,0000
	60	49,00000	8,00000	5,0000
	70	54,00000	8,00000	6,0000
	75	56,00000	9,00000	6,0000
	80	58,00000	9,00000	7,0000
	90	62,00000	10,00000	7,0000

a. Multiple modes exist. The smallest value is shown

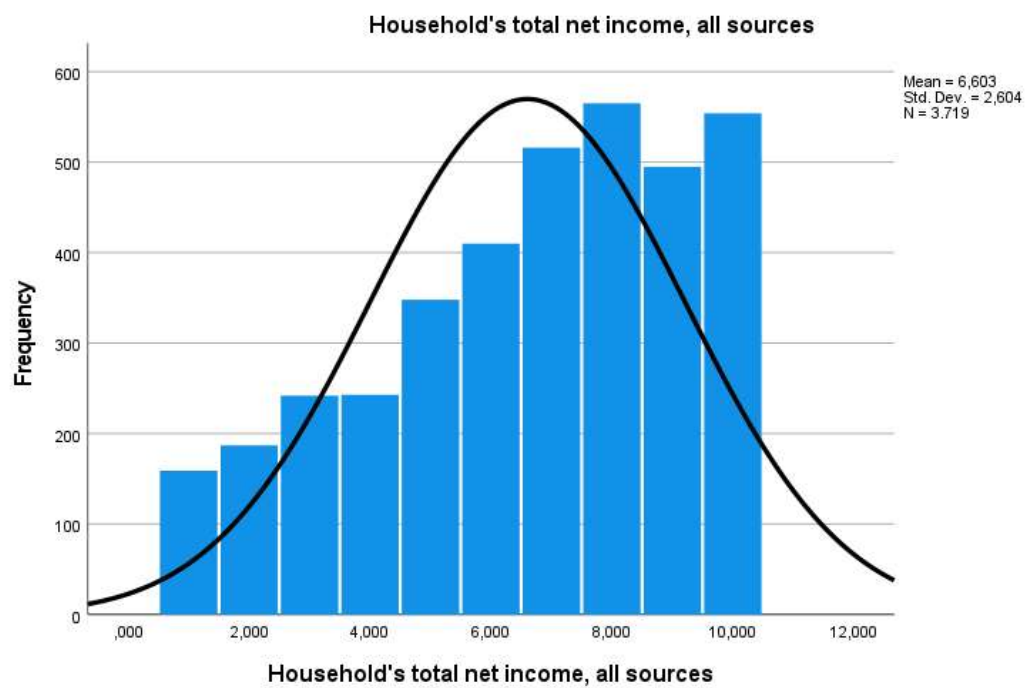
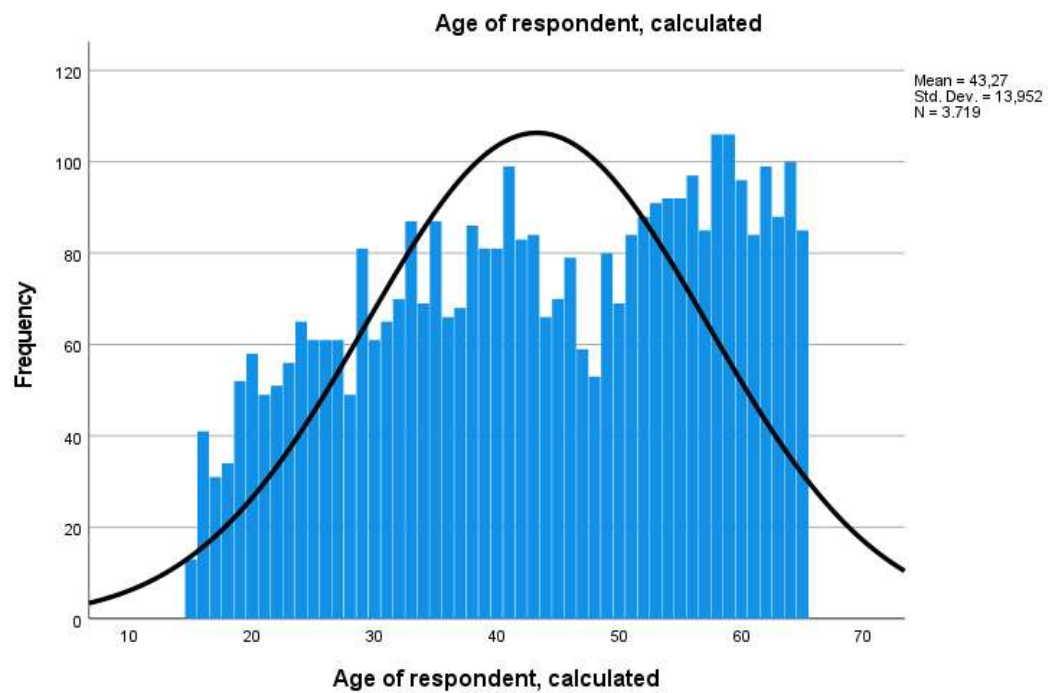
inkomen Household's total net income, all sources

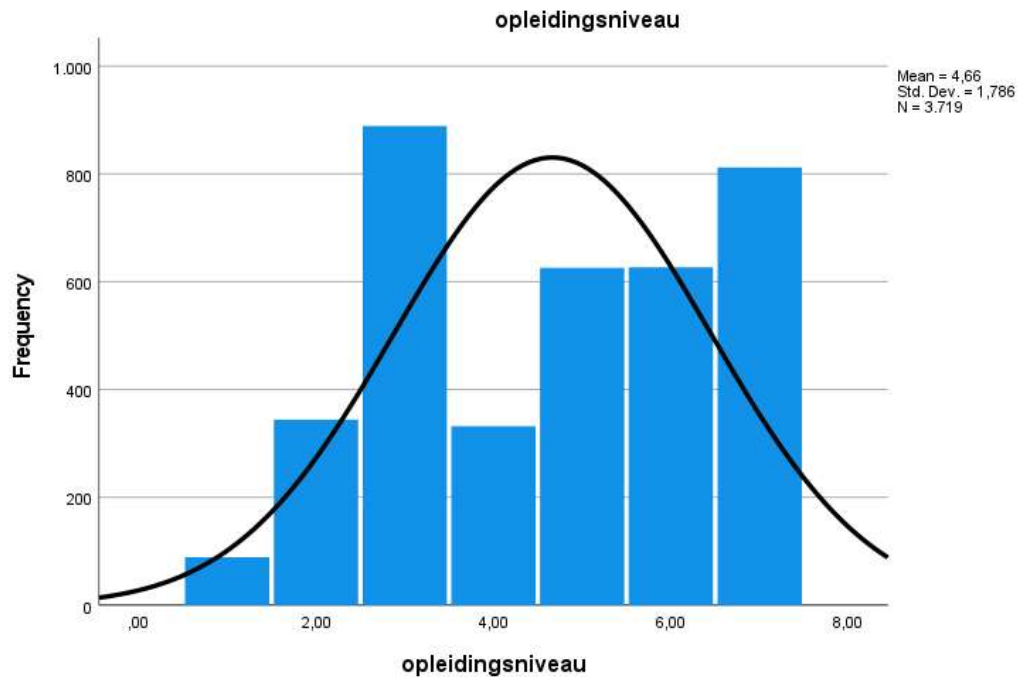
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 J - 1st decile	159	4,3	4,3	4,3
	2 R - 2nd decile	187	5,0	5,0	9,3
	3 C - 3rd decile	242	6,5	6,5	15,8
	4 M - 4th decile	243	6,5	6,5	22,3
	5 F - 5th decile	348	9,4	9,4	31,7
	6 S - 6th decile	410	11,0	11,0	42,7
	7 K - 7th decile	516	13,9	13,9	56,6
	8 P - 8th decile	565	15,2	15,2	71,8
	9 D - 9th decile	495	13,3	13,3	85,1
	10 H - 10th decile	554	14,9	14,9	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

opleidingsniveau

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1,00	89	2,4	2,4	2,4
	2,00	344	9,2	9,2	11,6
	3,00	889	23,9	23,9	35,5
	4,00	332	8,9	8,9	44,5
	5,00	626	16,8	16,8	61,3
	6,00	627	16,9	16,9	78,2
	7,00	812	21,8	21,8	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

Histogram





*Frequentietabel en staafdiagram categorische variabelen: *

* Een iets hoger percentage van de respondenten geeft aan het gevoel te hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren (11,2%). Dit was 9,8%, de groep blijft naar verhouding klein.*

* Het percentage respondenten dat aangeeft geen betaald werk te hebben is 20 procentpunten lager. Dit komt doordat er nu veel minder mensen die met pensioen zijn in de steekproef zitten.*

* De groep mensen die aangeeft aan protestacties deel te nemen (45,7%) is ongeveer even groot als de groep die aangeeft dat niet te doen (54,3%).*

* Verder is de verhouding tussen de landen ongeveer hetzelfde gebleven.*

```
FREQUENCIES VARIABLES=werk discriminatie participatie NL DE BE
  /NTILES=4
  /NTILES=10
  /STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
  /BARCHART FREQ
  /ORDER=ANALYSIS.
```

Statistics

		werk Doing last 7				
		days: paid work	discriminatie	participatie	NL	DE
N	Valid	3719	3719	3719	3719	3719
	Missing	0	0	0	0	0
Mean		,78	,1124	,4574	,2920	,4321
Std. Deviation		,413	,31590	,49825	,45475	,49544
Minimum		0	,00	,00	,00	,00
Maximum		1	1,00	1,00	1,00	1,00
Percentiles	10	,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	20	,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	25	1,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	30	1,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	40	1,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	50	1,00	,0000	,0000	,0000	,0000
	60	1,00	,0000	1,0000	,0000	1,0000
	70	1,00	,0000	1,0000	,0000	1,0000
	75	1,00	,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	80	1,00	,0000	1,0000	1,0000	1,0000
	90	1,00	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Statistics

		BE
N	Valid	3719
	Missing	0
Mean		,2759
Std. Deviation		,44702
Minimum		,00
Maximum		1,00
Percentiles	10	,0000
	20	,0000
	25	,0000
	30	,0000
	40	,0000
	50	,0000
	60	,0000
	70	,0000
	75	1,0000
	80	1,0000
	90	1,0000

Frequency Table

werk Doing last 7 days: paid work

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0 Not marked	813	21,9	21,9	21,9
	1 Marked	2906	78,1	78,1	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

discriminatie

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	3301	88,8	88,8	88,8
	1,00	418	11,2	11,2	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

participatie

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	2018	54,3	54,3	54,3
	1,00	1701	45,7	45,7	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

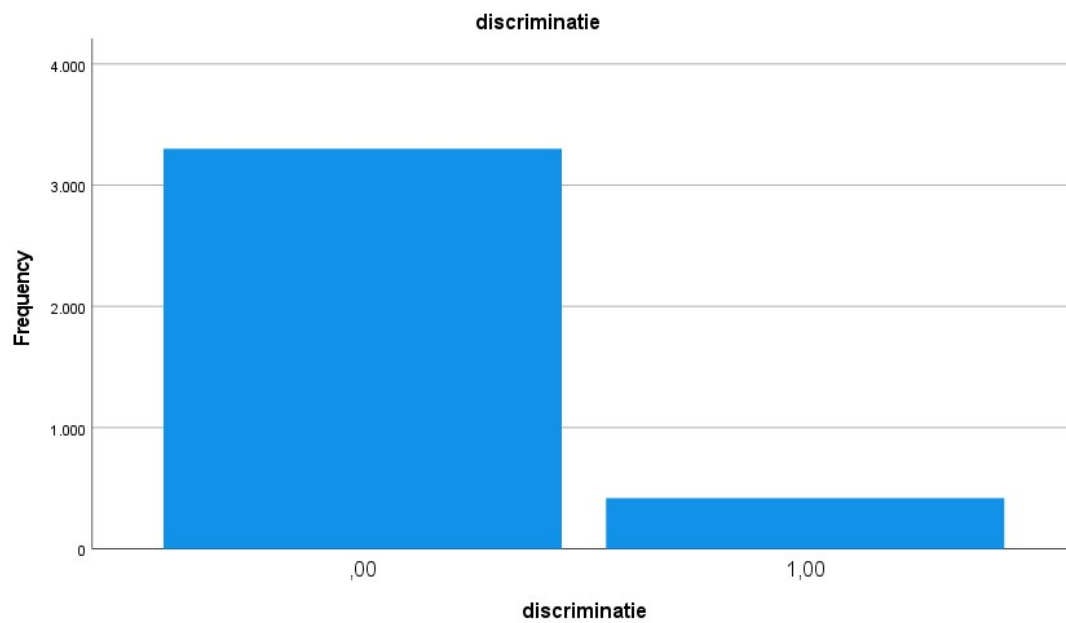
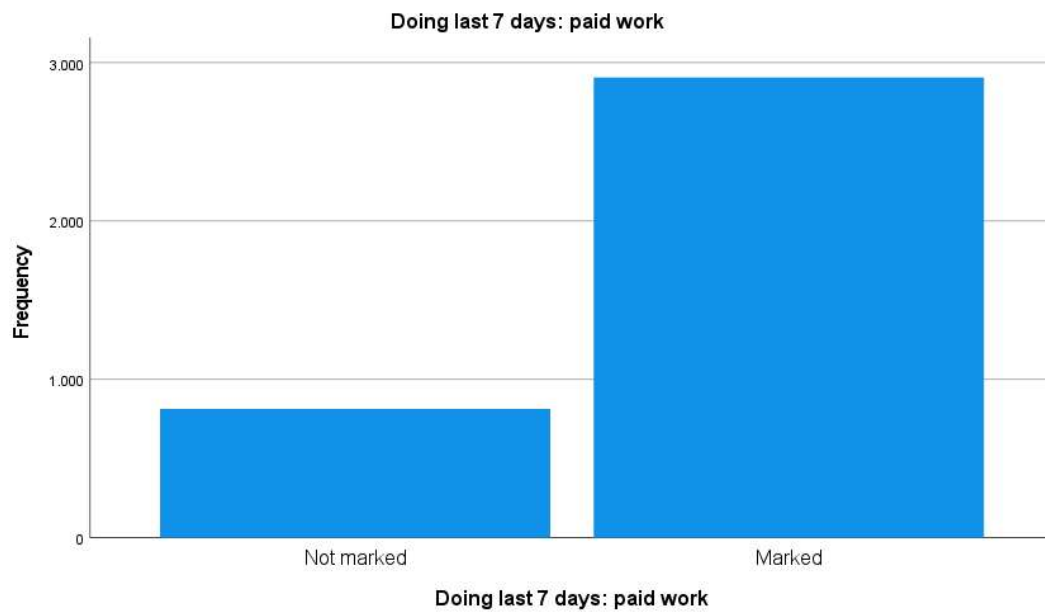
NL

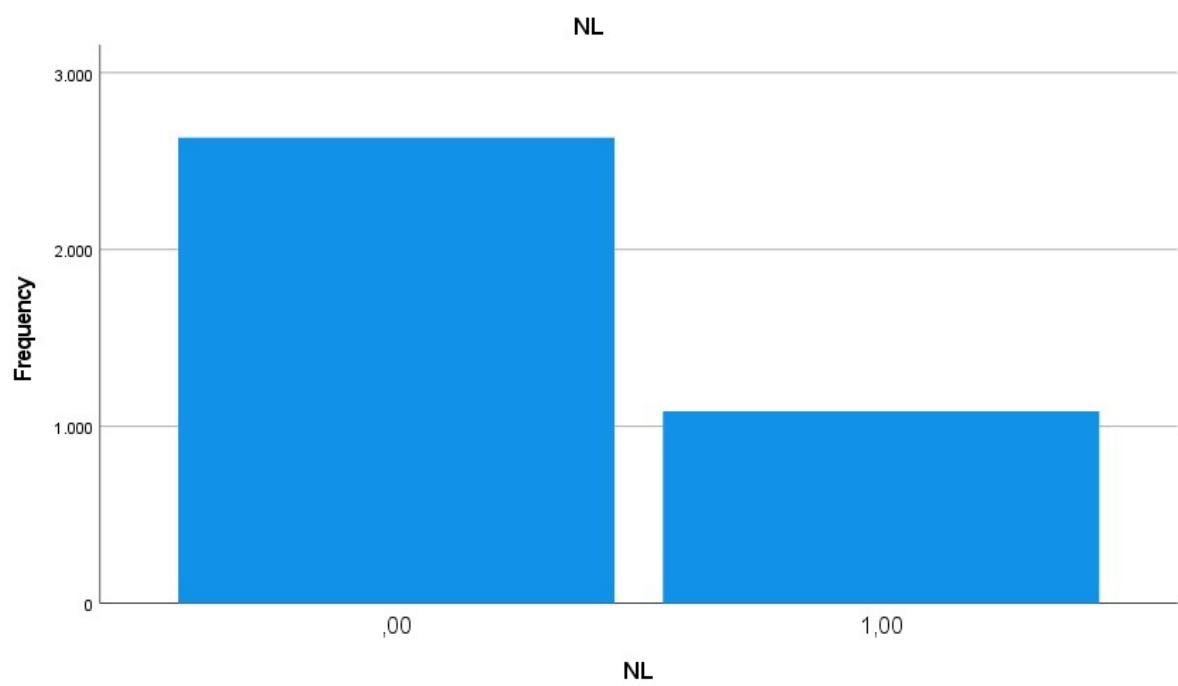
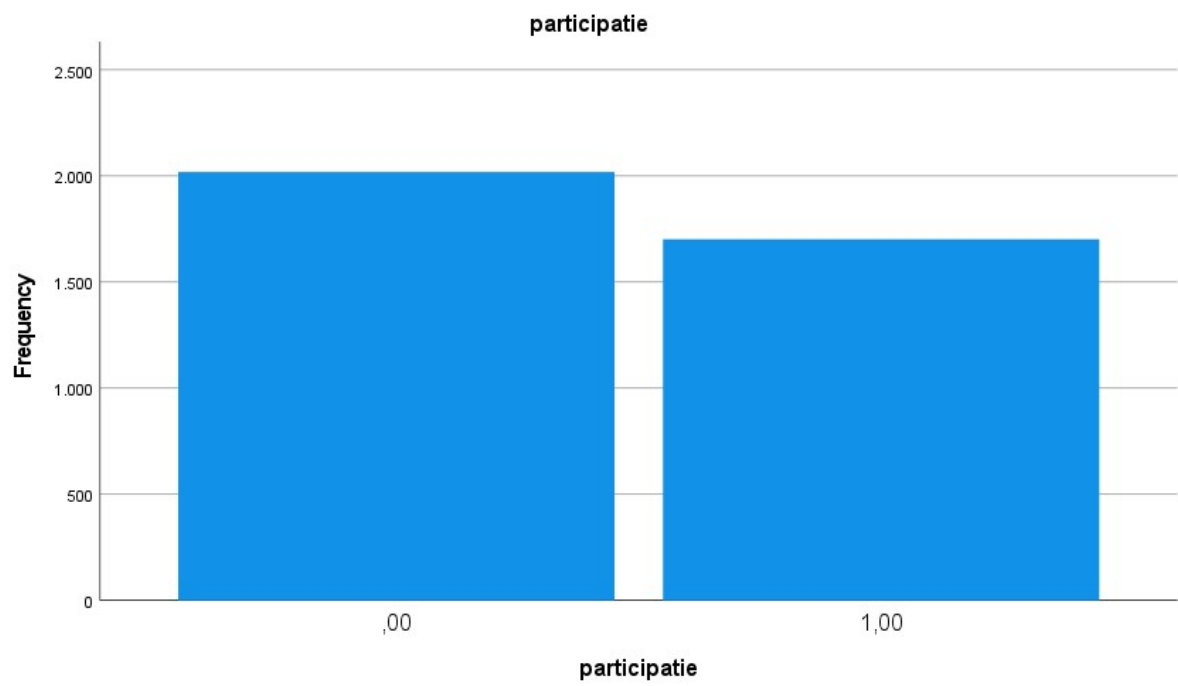
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	2633	70,8	70,8	70,8
	1,00	1086	29,2	29,2	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

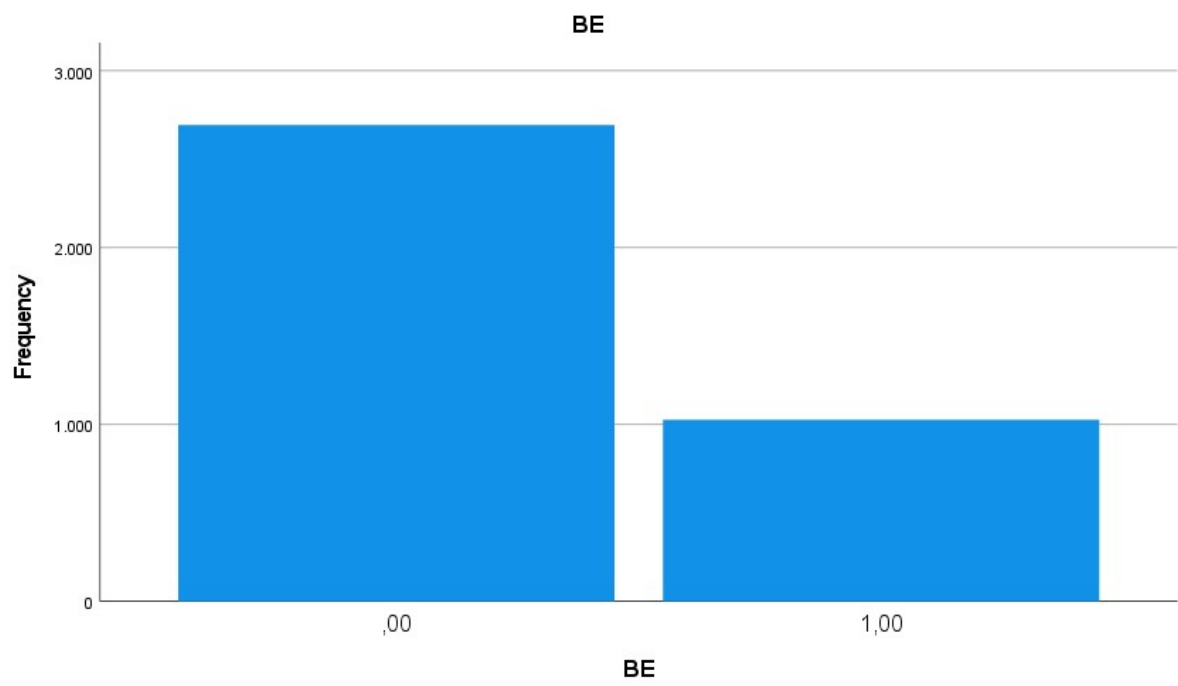
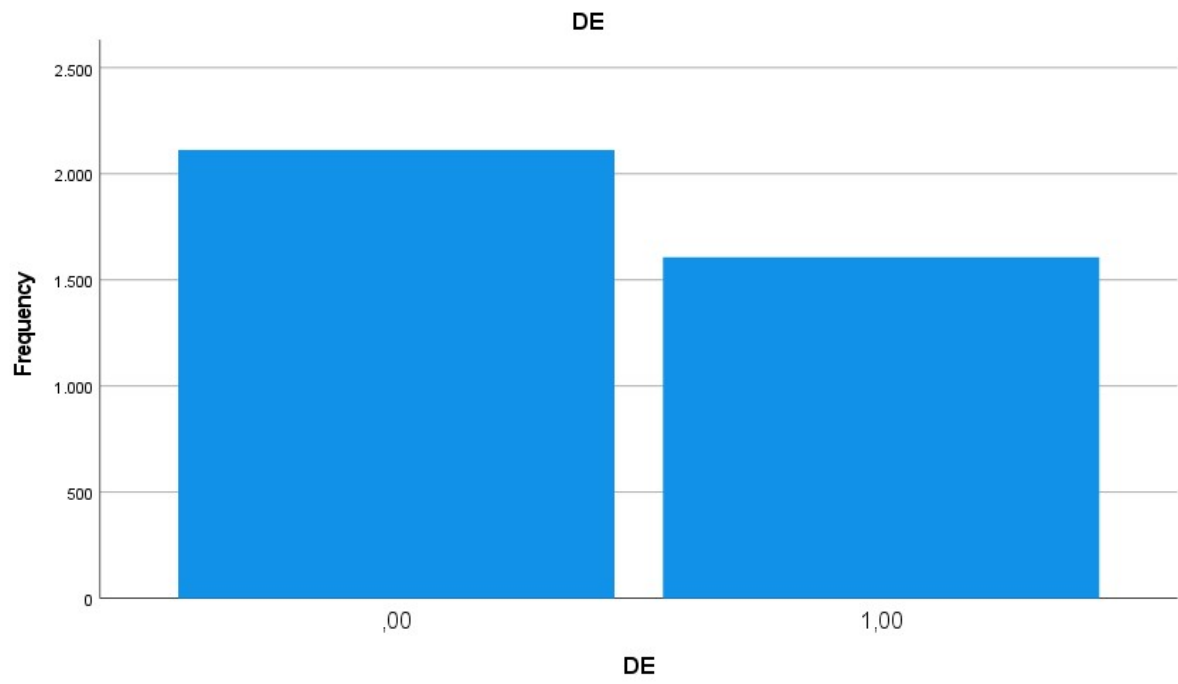
DE

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	2112	56,8	56,8	56,8
	1,00	1607	43,2	43,2	100,0
	Total	3719	100,0	100,0	

BE				
		Frequency	Percent	Cumulative Valid Percent
Valid	,00	2693	72,4	72,4
	1,00	1026	27,6	100,0
	Total	3719	100,0	100,0







Bijlage 2 Bivariate en multivariate analyses

Deze bijlage geeft een overzicht van de bivariate en de multivariate analyses. Allereerst worden de syntax en output van de bivariate analyses gegeven. Deze geven de samenhang tussen de gebruikte variabelen in het onderzoek weer.

Bivariateanalyse

De samenhangsmaten tussen de variabelen worden berekend

* De 'gewone' correlatie tussen continue variabelen wordt berekend*

```
CORRELATIONS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL
/MISSING=PAIRWISE.
```

		Correlations		
		opleidingsniveau	inkomen Household's total net income, all sources	leeftijd Age of respondent, calculated
opleidingsniveau	Pearson Correlation	1	,314**	,045**
	Sig. (2-tailed)		,000	,006
	N	3719	3719	3719
inkomen Household's total net income, all sources	Pearson Correlation	,314**	1	-,003
	Sig. (2-tailed)	,000		,877
	N	3719	3719	3719
leeftijd Age of respondent, calculated	Pearson Correlation	,045**	-,003	1
	Sig. (2-tailed)	,006	,877	
	N	3719	3719	3719

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

De chi-square en Cramers v voor twee categorische variabelen worden berekend

```
CROSSTABS
/TABLES=participatie BY werk BE DE NL discriminatie
/FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=CHISQ PHI
/CELLS=COUNT
/COUNT ROUND CELL.
```

Crosstabs

Case Processing Summary

	Valid		Cases Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
participatie * werk Doing last 7 days: paid work	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
participatie * BE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
participatie * DE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
participatie * NL	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
participatie * discriminatie	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%

participatie * werk Doing last 7 days: paid work

Crosstab

Count

		werk Doing last 7 days: paid work		Total
		0 Not marked	1 Marked	
participatie	,00	464	1554	2018
	1,00	349	1352	1701
Total		813	2906	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	3,312 ^a	1	,069		
Continuity Correction ^b	3,168	1	,075		
Likelihood Ratio	3,321	1	,068		
Fisher's Exact Test				,073	,037
Linear-by-Linear Association	3,311	1	,069		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 371,85.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,030	,069
	Cramer's V	,030	,069
N of Valid Cases		3719	

participatie * BE

Crosstab

Count

		BE		
		,00	1,00	Total
participatie	,00	1396	622	2018
	1,00	1297	404	1701
Total		2693	1026	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	23,107 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	22,754	1	,000		
Likelihood Ratio	23,262	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	23,100	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 469,27.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,079	,000
	Cramer's V	,079	,000
N of Valid Cases		3719	

participatie * DE

Crosstab

Count

		DE		
		,00	1,00	Total
participatie	,00	1317	701	2018
	1,00	795	906	1701
Total		2112	1607	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	129,086 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	128,332	1	,000		
Likelihood Ratio	129,533	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	129,051	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 735,01.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,186	,000
	Cramer's V	,186	,000
N of Valid Cases		3719	

participatie * NL

Crosstab

Count

		NL		
		,00	1,00	Total
participatie	,00	1323	695	2018
	1,00	1310	391	1701
Total		2633	1086	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	58,567 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	58,014	1	,000		
Likelihood Ratio	59,256	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	58,551	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 496,72.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,125	,000
	Cramer's V	,125	,000
N of Valid Cases		3719	

participatie * discriminatie

Crosstab

Count

		discriminatie		Total
		,00	1,00	
participatie	,00	1832	186	2018
	1,00	1469	232	1701
Total		3301	418	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	18,091 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	17,651	1	,000		
Likelihood Ratio	18,018	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	18,086	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 191,19.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,070	,000
	Cramer's V	,070	,000
N of Valid Cases		3719	

```

CROSSTABS
  /TABLES=discriminatie BY werk BE DE NL
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CHISQ PHI
  /CELLS=COUNT
  /COUNT ROUND CELL.

```

Case Processing Summary

	Valid		Cases Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
discriminatie * werk Doing last 7 days: paid work	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
discriminatie * BE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
discriminatie * DE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
discriminatie * NL	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%

discriminatie * werk Doing last 7 days: paid work

Crosstab

Count

		werk Doing last 7 days: paid work		Total
		0 Not marked	1 Marked	
discriminatie	,00	684	2617	3301
	1,00	129	289	418
Total		813	2906	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	22,334 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	21,744	1	,000		
Likelihood Ratio	20,769	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	22,328	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 91,38.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,077	,000
	Cramer's V	,077	,000
N of Valid Cases		3719	

discriminatie * BE

Crosstab

Count

		BE		
		,00	1,00	Total
discriminatie	,00	2393	908	3301
	1,00	300	118	418
Total		2693	1026	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	,097 ^a	1	,755		
Continuity Correction ^b	,064	1	,800		
Likelihood Ratio	,097	1	,756		
Fisher's Exact Test				,772	,398
Linear-by-Linear Association	,097	1	,755		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 115,32.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,005	,755
	Cramer's V	,005	,755
N of Valid Cases		3719	

discriminatie * DE

Crosstab

Count

		DE		
		,00	1,00	Total
discriminatie	,00	1857	1444	3301
	1,00	255	163	418
Total		2112	1607	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	3,410 ^a	1	,065		
Continuity Correction ^b	3,219	1	,073		
Likelihood Ratio	3,437	1	,064		
Fisher's Exact Test				,067	,036
Linear-by-Linear Association	3,409	1	,065		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 180,62.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,030	,065
	Cramer's V	,030	,065
N of Valid Cases		3719	

discriminatie * NL

Crosstab

Count

		NL		Total
		,00	1,00	
discriminatie	,00	2352	949	3301
	1,00	281	137	418
Total		2633	1086	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	2,909 ^a	1	,088		
Continuity Correction ^b	2,718	1	,099		
Likelihood Ratio	2,853	1	,091		
Fisher's Exact Test				,098	,051
Linear-by-Linear Association	2,908	1	,088		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 122,06.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,028	,088
	Cramer's V	,028	,088
N of Valid Cases		3719	

```

CROSSTABS
  /TABLES=werk BY BE DE NL
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CHISQ PHI
  /CELLS=COUNT
  /COUNT ROUND CELL.

```

Case Processing Summary

	Valid		Cases Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
werk Doing last 7 days: paid work * BE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
werk Doing last 7 days: paid work * DE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
werk Doing last 7 days: paid work * NL	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%

werk Doing last 7 days: paid work * BE

Crosstab

Count

		BE		Total
		,00	1,00	
werk Doing last 7 days: paid work	0 Not marked	500	313	813
	1 Marked	2193	713	2906
Total		2693	1026	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	62,008 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	61,311	1	,000		
Likelihood Ratio	59,184	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	61,991	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 224,29.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,129	,000
	Cramer's V	,129	,000
N of Valid Cases		3719	

werk Doing last 7 days: paid work * DE

Crosstab

Count

		DE		
		,00	1,00	Total
werk Doing last 7 days: paid work	0 Not marked	470	343	813
	1 Marked	1642	1264	2906
Total		2112	1607	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	,442 ^a	1	,506		
Continuity Correction ^b	,390	1	,532		
Likelihood Ratio	,443	1	,506		
Fisher's Exact Test				,522	,266
Linear-by-Linear Association	,442	1	,506		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 351,30.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,011	,506
	Cramer's V	,011	,506
N of Valid Cases		3719	

werk Doing last 7 days: paid work * NL

Crosstab

Count

		NL		
		,00	1,00	Total
werk Doing last 7 days: paid work	0 Not marked	656	157	813
	1 Marked	1977	929	2906
Total		2633	1086	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	49,227 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	48,617	1	,000		
Likelihood Ratio	52,282	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	49,214	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 237,41.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	,115	,000
	Cramer's V	,115	,000
N of Valid Cases		3719	

```

CROSSTABS
  /TABLES=BE BY DE NL
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CHISQ PHI
  /CELLS=COUNT
  /COUNT ROUND CELL.

```

Case Processing Summary

	Valid		Cases Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
BE * DE	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%
BE * NL	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%

BE * DE

Crosstab

Count

		DE		Total
		,00	1,00	
BE	,00	1086	1607	2693
	1,00	1026	0	1026
Total		2112	1607	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	1078,100 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	1075,670	1	,000		
Likelihood Ratio	1454,986	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	1077,810	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 443,34.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,538	,000
	Cramer's V	,538	,000
N of Valid Cases		3719	

BE * NL

Crosstab

Count

		NL		
		,00	1,00	Total
BE	,00	1607	1086	2693
	1,00	1026	0	1026
Total		2633	1086	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	584,408 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	582,459	1	,000		
Likelihood Ratio	860,287	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	584,251	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 299,61.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,396	,000
	Cramer's V	,396	,000
N of Valid Cases		3719	

```

CROSSTABS
  /TABLES=DE BY NL
  /FORMAT=AVALUE TABLES
  /STATISTICS=CHISQ PHI
  /CELLS=COUNT
  /COUNT ROUND CELL.

```

Case Processing Summary

	Valid		Cases Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
DE * NL	3719	100,0%	0	0,0%	3719	100,0%

DE * NL Crosstabulation

Count

		NL		Total
		,00	1,00	
DE	,00	1026	1086	2112
	1,00	1607	0	1607
Total		2633	1086	3719

Chi-Square Tests

	Value	df	Asymptotic Significance (2- sided)	Exact Sig. (2- sided)	Exact Sig. (1- sided)
Pearson Chi-Square	1167,151 ^a	1	,000		
Continuity Correction ^b	1164,665	1	,000		
Likelihood Ratio	1565,995	1	,000		
Fisher's Exact Test				,000	,000
Linear-by-Linear Association	1166,837	1	,000		
N of Valid Cases	3719				

a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 469,27.

b. Computed only for a 2x2 table

Symmetric Measures

		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,560	,000
	Cramer's V	,560	,000
N of Valid Cases		3719	

*t-toetsen worden gedaan en de 'gewone' correlatie wordt berekend voor de samenhang tussen een continue variabele met dummy *

```
T-TEST GROUPS=participatie(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).
```

Group Statistics

	participatie	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
opleidingsniveau	,00	2018	4,3612	1,81926	,04050
	1,00	1701	5,0247	1,67735	,04067
inkomen Household's total net income, all sources	,00	2018	6,48513	2,575201	,057326
	1,00	1701	6,74368	2,631064	,063794
leeftijd Age of respondent, calculated	,00	2018	43,37711	14,233690	,316852
	1,00	1701	43,15109	13,612671	,330059

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	60,078	,000	-11,480
	Equal variances not assumed			-11,559
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	1,464	,226	-3,020
	Equal variances not assumed			-3,015
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	4,577	,032	,492
	Equal variances not assumed			,494

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,000	-,66344
	Equal variances not assumed	3687,236	,000	-,66344
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,003	-,258546
	Equal variances not assumed	3584,202	,003	-,258546
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,623	,226018
	Equal variances not assumed	3658,405	,621	,226018

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error	95% Confidence Interval of the Difference
		Difference	Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,05779	-,77675
	Equal variances not assumed	,05739	-,77597
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,085610	-,426393
	Equal variances not assumed	,085767	-,426703
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,459273	-,674433
	Equal variances not assumed	,457530	-,671022

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		95% Confidence Interval of the Difference	
		Upper	
opleidingsniveau	Equal variances assumed	-,55013	
	Equal variances not assumed	-,55091	
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	-,090699	
	Equal variances not assumed	-,090390	
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	1,126470	
	Equal variances not assumed	1,123059	

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,75578	-,378	-,443
	Hedges' correction	1,75613	-,378	-,443
	Glass's delta	1,67735	-,396	-,461
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,600899	-,099	-,164
	Hedges' correction	2,601424	-,099	-,164
	Glass's delta	2,631064	-,098	-,163
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,953092	,016	-,048
	Hedges' correction	13,955908	,016	-,048
	Glass's delta	13,612671	,017	-,048

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	-,313
	Hedges' correction	-,313
	Glass's delta	-,330
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	-,035
	Hedges' correction	-,035
	Glass's delta	-,034
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,081
	Hedges' correction	,081
	Glass's delta	,081

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

T-TEST GROUPS=werk(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).

```

Group Statistics

werk Doing last 7 days: paid work		N	Mean	Std. Deviation
opleidingsniveau	0 Not marked	813	3,9041	1,75764
	1 Marked	2906	4,8775	1,73596
inkomen Household's total net income, all sources	0 Not marked	813	5,20664	2,762630
	1 Marked	2906	6,99415	2,417585
leeftijd Age of respondent, calculated	0 Not marked	813	42,81058	17,843146
	1 Marked	2906	43,40330	12,651278

Group Statistics

werk Doing last 7 days: paid work		Std. Error Mean
opleidingsniveau	0 Not marked	,06164
	1 Marked	,03220
inkomen Household's total net income, all sources	0 Not marked	,096890
	1 Marked	,044847
leeftijd Age of respondent, calculated	0 Not marked	,625786
	1 Marked	,234686

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,406	,524	-14,095
	Equal variances not assumed			-13,997
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	45,372	,000	-18,043
	Equal variances not assumed			-16,742
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	412,240	,000	-1,071
	Equal variances not assumed			-,887

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,000	-,97344
	Equal variances not assumed	1288,845	,000	-,97344
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,000	-1,787508
	Equal variances not assumed	1182,042	,000	-1,787508
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,284	-,592725
	Equal variances not assumed	1050,658	,375	-,592725

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,06906	-1,10884
	Equal variances not assumed	,06955	-1,10988
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,099071	-1,981746
	Equal variances not assumed	,106765	-1,996979
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,553526	-1,677969
	Equal variances not assumed	,668346	-1,904170

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means
		95% Confidence Interval of the Difference Upper
opleidingsniveau	Equal variances assumed	-,83803
	Equal variances not assumed	-,83700
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	-1,593270
	Equal variances not assumed	-1,578037
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,492518
	Equal variances not assumed	,718719

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,74072	-,559	-,638
	Hedges' correction	1,74107	-,559	-,638
	Glass's delta	1,73596	-,561	-,640
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,497035	-,716	-,795
	Hedges' correction	2,497539	-,716	-,795
	Glass's delta	2,417585	-,739	-,819
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,951395	-,042	-,120
	Hedges' correction	13,954211	-,042	-,120
	Glass's delta	12,651278	-,047	-,125

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	-,480
	Hedges' correction	-,480
	Glass's delta	-,482
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	-,636
	Hedges' correction	-,636
	Glass's delta	-,659
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,035
	Hedges' correction	,035
	Glass's delta	,031

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

T-TEST GROUPS=BE(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).

```

Group Statistics

	BE	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
opleidingsniveau	,00	2693	4,5106	1,80689	,03482
	1,00	1026	5,0692	1,66575	,05200
inkomen Household's total	,00	2693	6,66023	2,665900	,051372
net income, all sources	1,00	1026	6,45419	2,427956	,075800
leeftijd Age of respondent,	,00	2693	43,45860	13,823858	,266386
calculated	1,00	1026	42,78850	14,277156	,445726

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	64,971	,000	-8,607
	Equal variances not assumed			-8,926
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	15,973	,000	2,158
	Equal variances not assumed			2,250
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	2,065	,151	1,309
	Equal variances not assumed			1,290

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,000	-,55862
	Equal variances not assumed	1997,151	,000	-,55862
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,031	,206039
	Equal variances not assumed	2020,548	,025	,206039
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,191	,670097
	Equal variances not assumed	1800,522	,197	,670097

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error	95% Confidence Interval of the Difference
		Difference	Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,06490	-,68587
	Equal variances not assumed	,06258	-,68135
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,095478	,018844
	Equal variances not assumed	,091568	,026462
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,511806	-,333352
	Equal variances not assumed	,519262	-,348322

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		95% Confidence Interval of the Difference	
		Upper	
opleidingsniveau	Equal variances assumed	-,43137	
	Equal variances not assumed	-,43588	
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,393234	
	Equal variances not assumed	,385616	
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	1,673546	
	Equal variances not assumed	1,688517	

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,76909	-,316	-,388
	Hedges' correction	1,76945	-,316	-,388
	Glass's delta	1,66575	-,335	-,409
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,602458	,079	,007
	Hedges' correction	2,602984	,079	,007
	Glass's delta	2,427956	,085	,013
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,950330	,048	-,024
	Hedges' correction	13,953146	,048	-,024
	Glass's delta	14,277156	,047	-,025

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	-,243
	Hedges' correction	-,243
	Glass's delta	-,262
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	,151
	Hedges' correction	,151
	Glass's delta	,157
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,120
	Hedges' correction	,120
	Glass's delta	,119

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

T-TEST GROUPS=DE(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).

```

Group Statistics

	DE	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
opleidingsniveau	,00	2112	4,8400	1,85779	,04043
	1,00	1607	4,4343	1,66062	,04143
inkomen Household's total net income, all sources	,00	2112	6,63068	2,490145	,054185
	1,00	1607	6,56752	2,746267	,068507
leeftijd Age of respondent, calculated	,00	2112	43,37358	13,958934	,303742
	1,00	1607	43,14250	13,945374	,347874

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	39,294	,000	6,902
	Equal variances not assumed			7,008
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	31,267	,000	,733
	Equal variances not assumed			,723
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,088	,767	,500
	Equal variances not assumed			,500

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,000	,40561
	Equal variances not assumed	3622,181	,000	,40561
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,464	,063165
	Equal variances not assumed	3270,233	,470	,063165
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,617	,231078
	Equal variances not assumed	3458,784	,617	,231078

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,05877	,29040
	Equal variances not assumed	,05788	,29213
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,086195	-,105830
	Equal variances not assumed	,087345	-,108092
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,461879	-,674483
	Equal variances not assumed	,461818	-,674385

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		95% Confidence Interval of the Difference Upper	
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,52083	
	Equal variances not assumed	,51910	
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,232159	
	Equal variances not assumed	,234422	
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	1,136639	
	Equal variances not assumed	1,136541	

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,77529	,228	,163
	Hedges' correction	1,77565	,228	,163
	Glass's delta	1,66062	,244	,179
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,603900	,024	-,041
	Hedges' correction	2,604425	,024	-,041
	Glass's delta	2,746267	,023	-,042
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,953077	,017	-,048
	Hedges' correction	13,955893	,017	-,048
	Glass's delta	13,945374	,017	-,048

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	,294
	Hedges' correction	,293
	Glass's delta	,310
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	,089
	Hedges' correction	,089
	Glass's delta	,088
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,081
	Hedges' correction	,081
	Glass's delta	,081

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

T-TEST GROUPS=discriminatie(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).

```

Group Statistics

	discriminatie	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
opleidingsniveau	,00	3301	4,6774	1,77759	,03094
	1,00	418	4,5646	1,85361	,09066
inkomen Household's total	,00	3301	6,70918	2,552171	,044421
net income, all sources	1,00	418	5,76794	2,848067	,139304
leeftijd Age of respondent,	,00	3301	43,65707	13,925492	,242375
calculated	1,00	418	40,24641	13,803661	,675159

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	2,768	,096	1,216
	Equal variances not assumed			1,177
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	19,605	,000	7,008
	Equal variances not assumed			6,437
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,283	,595	4,722
	Equal variances not assumed			4,755

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,224	,11278
	Equal variances not assumed	518,889	,240	,11278
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,000	,941236
	Equal variances not assumed	505,455	,000	,941236
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,000	3,410662
	Equal variances not assumed	530,293	,000	3,410662

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,09274	-,06904
	Equal variances not assumed	,09580	-,07542
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,134310	,677908
	Equal variances not assumed	,146215	,653973
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,722251	1,994616
	Equal variances not assumed	,717346	2,001473

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		95% Confidence Interval of the Difference Upper	
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,29460	
	Equal variances not assumed	,30097	
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	1,204564	
	Equal variances not assumed	1,228500	
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	4,826708	
	Equal variances not assumed	4,819851	

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,78628	,063	-,039
	Hedges' correction	1,78664	,063	-,039
	Glass's delta	1,85361	,061	-,041
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,587053	,364	,262
	Hedges' correction	2,587575	,364	,262
	Glass's delta	2,848067	,330	,226
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,911877	,245	,143
	Hedges' correction	13,914685	,245	,143
	Glass's delta	13,803661	,247	,144

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	,165
	Hedges' correction	,165
	Glass's delta	,163
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	,466
	Hedges' correction	,466
	Glass's delta	,434
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,347
	Hedges' correction	,347
	Glass's delta	,350

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

T-TEST GROUPS=NL(0 1)
/MISSING=ANALYSIS
/VARIABLES=opleidingsniveau inkomen leeftijd
/ES DISPLAY(TRUE)
/CRITERIA=CI(.95).

```

Group Statistics

	NL	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
opleidingsniveau	,00	2633	4,6817	1,69090	,03295
	1,00	1086	4,6234	1,99930	,06067
inkomen Household's total	,00	2633	6,52336	2,626931	,051194
net income, all sources	1,00	1086	6,79742	2,537358	,076996
leeftijd Age of respondent,	,00	2633	43,00456	14,073946	,274278
calculated	1,00	1086	43,92634	13,635009	,413752

Independent Samples Test

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means
		F	Sig.	t
opleidingsniveau	Equal variances assumed	171,022	,000	,906
	Equal variances not assumed			,845
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	6,621	,010	-2,922
	Equal variances not assumed			-2,964
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3,342	,068	-1,833
	Equal variances not assumed			-1,857

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means		
		df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference
opleidingsniveau	Equal variances assumed	3717	,365	,05834
	Equal variances not assumed	1756,616	,398	,05834
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	3717	,004	-,274064
	Equal variances not assumed	2088,157	,003	-,274064
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	3717	,067	-,921778
	Equal variances not assumed	2082,341	,063	-,921778

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		Std. Error	95% Confidence Interval of the Difference
		Difference	Lower
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,06443	-,06797
	Equal variances not assumed	,06904	-,07707
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	,093806	-,457980
	Equal variances not assumed	,092462	-,455392
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,502992	-1,907945
	Equal variances not assumed	,496406	-1,895282

Independent Samples Test

		t-test for Equality of Means	
		95% Confidence Interval of the Difference	
		Upper	
opleidingsniveau	Equal variances assumed	,18466	
	Equal variances not assumed	,19375	
inkomen Household's total net income, all sources	Equal variances assumed	-,090148	
	Equal variances not assumed	-,092737	
leeftijd Age of respondent, calculated	Equal variances assumed	,064390	
	Equal variances not assumed	,051727	

Independent Samples Effect Sizes

		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval
				Lower
opleidingsniveau	Cohen's d	1,78644	,033	-,038
	Hedges' correction	1,78680	,033	-,038
	Glass's delta	1,99930	,029	-,042
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	2,601103	-,105	-,176
	Hedges' correction	2,601628	-,105	-,176
	Glass's delta	2,537358	-,108	-,179
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	13,947247	-,066	-,137
	Hedges' correction	13,950062	-,066	-,137
	Glass's delta	13,635009	-,068	-,138

Independent Samples Effect Sizes

		95% Confidence Interval ^a Upper
opleidingsniveau	Cohen's d	,103
	Hedges' correction	,103
	Glass's delta	,100
inkomen Household's total net income, all sources	Cohen's d	-,035
	Hedges' correction	-,035
	Glass's delta	-,037
leeftijd Age of respondent, calculated	Cohen's d	,005
	Hedges' correction	,005
	Glass's delta	,003

a. The denominator used in estimating the effect sizes.

Cohen's d uses the pooled standard deviation.

Hedges' correction uses the pooled standard deviation, plus a correction factor.

Glass's delta uses the sample standard deviation of the control group.

```

CORRELATIONS
/VARIABLES=leeftijd inkomen werk opleidingsniveau discriminatie participatie BE
DE NL
/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL
/MISSING=PAIRWISE.

```

Correlations

		leeftijd Age of respondent, calculated	inkomen Household's total net income, all sources	werk Doing last 7 days: paid work
leeftijd Age of respondent, calculated	Pearson Correlation	1	-,003	,018
	Sig. (2-tailed)		,877	,284
	N	3719	3719	3719
inkomen Household's total net income, all sources	Pearson Correlation	-,003	1	,284**
	Sig. (2-tailed)	,877		,000
	N	3719	3719	3719
werk Doing last 7 days: paid work	Pearson Correlation	,018	,284**	1
	Sig. (2-tailed)	,284	,000	
	N	3719	3719	3719
opleidingsniveau	Pearson Correlation	,045**	,314**	,225**
	Sig. (2-tailed)	,006	,000	,000
	N	3719	3719	3719
discriminatie	Pearson Correlation	-,077**	-,114**	-,077**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	3719	3719	3719
participatie	Pearson Correlation	-,008	,049**	,030
	Sig. (2-tailed)	,623	,003	,069
	N	3719	3719	3719
BE	Pearson Correlation	-,021	-,035*	-,129**
	Sig. (2-tailed)	,191	,031	,000
	N	3719	3719	3719
DE	Pearson Correlation	-,008	-,012	,011
	Sig. (2-tailed)	,617	,464	,506
	N	3719	3719	3719
NL	Pearson Correlation	,030	,048**	,115**
	Sig. (2-tailed)	,067	,004	,000
	N	3719	3719	3719

Correlations

		opleidingsniveau	discriminatie	participatie
leeftijd Age of respondent, calculated	Pearson Correlation	,045**	-,077**	-,008
	Sig. (2-tailed)	,006	,000	,623
	N	3719	3719	3719
inkomen Household's total net income, all sources	Pearson Correlation	,314**	-,114**	,049**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,003
	N	3719	3719	3719
werk Doing last 7 days: paid work	Pearson Correlation	,225**	-,077**	,030
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,069
	N	3719	3719	3719
opleidingsniveau	Pearson Correlation	1	-,020	,185**
	Sig. (2-tailed)		,224	,000
	N	3719	3719	3719
discriminatie	Pearson Correlation	-,020	1	,070**
	Sig. (2-tailed)	,224		,000
	N	3719	3719	3719
participatie	Pearson Correlation	,185**	,070**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	
	N	3719	3719	3719
BE	Pearson Correlation	,140**	,005	-,079**
	Sig. (2-tailed)	,000	,755	,000
	N	3719	3719	3719
DE	Pearson Correlation	-,112**	-,030	,186**
	Sig. (2-tailed)	,000	,065	,000
	N	3719	3719	3719
NL	Pearson Correlation	-,015	,028	-,125**
	Sig. (2-tailed)	,365	,088	,000
	N	3719	3719	3719

Correlations

		BE	DE	NL
leeftijd Age of respondent, calculated	Pearson Correlation	-,021	-,008	,030
	Sig. (2-tailed)	,191	,617	,067
	N	3719	3719	3719
inkomen Household's total net income, all sources	Pearson Correlation	-,035*	-,012	,048**
	Sig. (2-tailed)	,031	,464	,004
	N	3719	3719	3719
werk Doing last 7 days: paid work	Pearson Correlation	-,129**	,011	,115**
	Sig. (2-tailed)	,000	,506	,000
	N	3719	3719	3719
opleidingsniveau	Pearson Correlation	,140**	-,112**	-,015
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,365
	N	3719	3719	3719
discriminatie	Pearson Correlation	,005	-,030	,028
	Sig. (2-tailed)	,755	,065	,088
	N	3719	3719	3719
participatie	Pearson Correlation	-,079**	,186**	-,125**
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	,000
	N	3719	3719	3719
BE	Pearson Correlation	1	-,538**	-,396**
	Sig. (2-tailed)		,000	,000
	N	3719	3719	3719
DE	Pearson Correlation	-,538**	1	-,560**
	Sig. (2-tailed)	,000		,000
	N	3719	3719	3719
NL	Pearson Correlation	-,396**	-,560**	1
	Sig. (2-tailed)	,000	,000	
	N	3719	3719	3719

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

* . Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).

Logistische regressie analyse

In deze paragraaf zijn de syntax, output en interpretatie van de logistische regressieanalyse te zien.

De logistische regressieanalyse om de hypothesen te toetsen wordt uitgevoerd

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES participatie
/METHOD=ENTER opleidingsniveau inkomen leeftijd DE BE
/METHOD=ENTER opleidingsniveau inkomen leeftijd DE BE discriminatie
/METHOD=ENTER opleidingsniveau inkomen leeftijd DE BE discriminatie werk
/METHOD=ENTER opleidingsniveau inkomen leeftijd DE BE werk interactie
/SAVE=PRED PGROUP COOK LEVER DFBETA RESID LRESID SRESID ZRESID DEV
/PRINT=GOODFIT
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Case Processing Summary

Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	3719	100,0
	Missing Cases	0	,0
	Total	3719	100,0
Unselected Cases		0	,0
Total		3719	100,0

a. If weight is in effect, see classification table for the total number of cases.

Dependent Variable Encoding

Original Value	Internal Value
,00	0
1,00	1

Block 0: Beginning Block

Classification Table^{a,b}

		Predicted		Percentage Correct
		participatie ,00	1,00	
Step 0	participatie ,00	2018	0	100,0
	1,00	1701	0	,0
	Overall Percentage			54,3

a. Constant is included in the model.

b. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0	Constant	-,171	,033	26,955	1	,000	,843

Variables not in the Equation

		Score	df	Sig.
Step 0	Variables opleidingsniveau	127,341	1	,000
	Household's total net income, all sources	9,103	1	,003
	Age of respondent, calculated	,242	1	,623
	DE	129,086	1	,000
	BE	23,107	1	,000
	Overall Statistics	290,696	5	,000

Block 1: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	301,817	5	,000
	Block	301,817	5	,000
	Model	301,817	5	,000

Model Summary

		Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
Step	-2 Log likelihood		
1	4826,759 ^a	,078	,104

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	10,247	8	,248

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test

		participatie = ,00		participatie = 1,00		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	289	290,181	83	81,819	372
	2	272	267,454	100	104,546	372
	3	222	237,170	150	134,830	372
	4	209	212,788	163	159,212	372
	5	212	202,208	159	168,792	371
	6	204	195,196	168	176,804	372
	7	203	187,230	168	183,770	371
	8	158	171,514	215	201,486	373
	9	137	143,961	236	229,039	373
	10	112	110,298	259	260,702	371

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		participatie ,00	1,00	
Step 1	participatie ,00	1562	456	77,4
	1,00	948	753	44,3
	Overall Percentage			62,2

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.
Step 1 ^a	opleidingsniveau	,261	,021	150,503	1	,000
	Household's total net income, all sources	-,013	,014	,832	1	,362
	Age of respondent, calculated	-,003	,002	1,055	1	,304
	DE	,926	,084	122,309	1	,000
	BE	,035	,093	,144	1	,704
	Constant	-1,622	,170	91,272	1	,000

Variables in the Equation

		Exp(B)
Step 1 ^a	opleidingsniveau	1,299
	Household's total net income, all sources	,987
	Age of respondent, calculated	,997
	DE	2,525
	BE	1,036
	Constant	,197

a. Variable(s) entered on step 1: opleidingsniveau, Household's total net income, all sources, Age of respondent, calculated, DE, BE.

Block 2: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	24,760	1	,000
	Block	24,760	1	,000
	Model	326,577	6	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	4801,999 ^a	,084	,112

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	12,856	8	,117

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test

		participatie = ,00		participatie = 1,00		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	292	292,926	80	79,074	372
	2	271	268,203	101	103,797	372
	3	222	238,462	151	134,538	373
	4	224	215,490	148	156,510	372
	5	208	205,448	165	167,552	373
	6	207	197,930	165	174,070	372
	7	204	189,582	168	182,418	372
	8	139	161,538	234	211,462	373
	9	143	142,090	229	229,910	372
	10	108	106,332	260	261,668	368

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		participatie ,00	1,00	
Step 1	participatie ,00	1614	404	80,0
	1,00	966	735	43,2
	Overall Percentage			63,2

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.
Step 1 ^a	opleidingsniveau	,261	,021	149,261	1	,000
	Household's total net income, all sources	-,005	,014	,106	1	,745
	Age of respondent, calculated	-,002	,002	,380	1	,538
	DE	,949	,084	126,811	1	,000
	BE	,048	,093	,263	1	,608
	discriminatie	,547	,111	24,505	1	,000
	Constant	-1,794	,174	105,811	1	,000

Variables in the Equation

		Exp(B)
Step 1 ^a	opleidingsniveau	1,298
	Household's total net income, all sources	,995
	Age of respondent, calculated	,998
	DE	2,583
	BE	1,049
	discriminatie	1,729
	Constant	,166

a. Variable(s) entered on step 1: opleidingsniveau, Household's total net income, all sources, Age of respondent, calculated, DE, BE, discriminatie.

Block 3: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	,604	1	,437
	Block	,604	1	,437
	Model	327,181	7	,000

Model Summary

		Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
Step	-2 Log likelihood		
1	4801,395 ^a	,084	,113

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	12,691	8	,123

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test

		participatie = ,00		participatie = 1,00		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	292	292,994	80	79,006	372
	2	267	268,378	105	103,622	372
	3	226	237,493	146	134,507	372
	4	223	216,223	150	156,777	373
	5	219	205,551	153	166,449	372
	6	199	198,306	174	174,694	373
	7	204	189,543	168	182,457	372
	8	137	160,966	235	211,034	372
	9	142	142,237	230	229,763	372
	10	109	106,310	260	262,690	369

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		participatie ,00	1,00	
Step 1	participatie ,00	1611	407	79,8
	1,00	964	737	43,3
	Overall Percentage			63,1

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.
Step 1 ^a	opleidingsniveau	,264	,022	148,111	1	,000
	Household's total net income, all sources	-,002	,014	,024	1	,878
	Age of respondent, calculated	-,002	,002	,380	1	,538
	DE	,946	,084	125,546	1	,000
	BE	,037	,094	,152	1	,697
	discriminatie	,543	,111	24,027	1	,000
	Doing last 7 days: paid work	-,070	,090	,604	1	,437
	Constant	-1,763	,179	97,379	1	,000

Variables in the Equation

		Exp(B)
Step 1 ^a	opleidingsniveau	1,302
	Household's total net income, all sources	,998
	Age of respondent, calculated	,998
	DE	2,574
	BE	1,037
	discriminatie	1,721
	Doing last 7 days: paid work	,933
	Constant	,171

a. Variable(s) entered on step 1: opleidingsniveau, Household's total net income, all sources, Age of respondent, calculated, DE, BE, discriminatie, Doing last 7 days: paid work.

Block 4: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	1,421	1	,233
	Block	1,421	1	,233
	Model	328,602	8	,000

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	4799,974 ^a	,085	,113

a. Estimation terminated at iteration number 4 because parameter estimates changed by less than ,001.

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	12,006	8	,151

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test

		participatie = ,00		participatie = 1,00		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	288	292,766	84	79,234	372
	2	274	268,701	98	103,299	372
	3	224	237,076	148	134,924	372
	4	221	216,575	152	156,425	373
	5	219	205,554	153	166,446	372
	6	194	197,890	178	174,110	372
	7	207	190,054	165	181,946	372
	8	143	161,719	229	210,281	372
	9	141	141,432	231	230,568	372
	10	107	106,232	263	263,768	370

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		participatie ,00	1,00	
Step 1	participatie ,00	1609	409	79,7
	1,00	955	746	43,9
	Overall Percentage			63,3

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.
Step 1 ^a	opleidingsniveau	,263	,022	146,955	1	,000
	Household's total net income, all sources	-,002	,014	,015	1	,901
	Age of respondent, calculated	-,002	,002	,414	1	,520
	DE	,947	,084	125,693	1	,000
	BE	,039	,094	,174	1	,677
	discriminatie	,342	,201	2,885	1	,089
	Doing last 7 days: paid work	-,110	,096	1,326	1	,249
	interactie	,286	,240	1,418	1	,234
	Constant	-1,728	,181	91,183	1	,000

Variables in the Equation

		Exp(B)
Step 1 ^a	opleidingsniveau	1,301
	Household's total net income, all sources	,998
	Age of respondent, calculated	,998
	DE	2,577
	BE	1,040
	discriminatie	1,408
	Doing last 7 days: paid work	,896
	interactie	1,331
	Constant	,178

a. Variable(s) entered on step 1: opleidingsniveau, Household's total net income, all sources, Age of respondent, calculated, DE, BE, Doing last 7 days: paid work, interactie.

Toelichting

In model 4 is te zien dat hypothese 1: *Als mensen het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, dan zullen zij vaker betrokken zijn bij protestvormen van participatie in de democratie dan mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren*, niet wordt ondersteund. De helling van discriminatie is positief, maar niet significant ($b = 0,342$, $p = 0,089$, $SE = 0,201$, $Odds-ratio = 1,408$). Het effect van discriminatie is wel significant in model 3, voordat de interactie tussen werk en discriminatie wordt toegevoegd ($b = 0,543$, $p < 0,001$, $SE = 0,111$, $Odds-ratio = 1,721$). Het effect van discriminatie is mogelijk niet meer significant in model 4, omdat er sprake kan zijn van multicollineariteit. De VIF -waarde van discriminatie ($VIF = 3,439$) is dusdanig hoog dat de standaardfout 1,720 keer zo groot wordt. Aangezien het effect van discriminatie redelijk groot is, is het aannemelijk dat dit effect in model 4 niet meer significant is door de hoge standaardfout. Het effect van discriminatie is dus niet significant, maar het is wel een relevant effect en kan wel worden geïnterpreteerd. De positieve helling van discriminatie geeft aan dat de kans op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie groter is voor mensen die het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, dan voor mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren. De kansen zijn in tabel 6 te zien. De kans dat een gemiddeld persoon (score op leeftijd = 43,274, opleidingsniveau = 4,665, inkomen = 6,603, werk = 1), die het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren, betrokken is bij protestvormen van participatie is in Nederland 48%, in België 49% en in Duitsland 70%. De kans dat een gemiddeld persoon die niet het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren betrokken is bij protestvormen van participatie is in Nederland 33%, in België 34% en in Duitsland 56%. De kans dat iemand participeert is dus 13 procentpunten hoger in alle drie de landen wanneer iemand het gevoel heeft dat hij of zij tot een gediscrimineerde groep behoort. Dit is een redelijk groot effect, maar niet significant. De hypothese wordt dus niet ondersteund. Al is er wel een indicatie dat het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep, een positief effect heeft op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie.

In deze alinea wordt kort het effect van betaald werk besproken; in tabel 3 is te zien dat betaald werk een negatief effect op participatie heeft ($b = -0,110$, $p = 0,249$, $SE = 0,096$, $Odds-ratio = 0,896$). Het effect is aan de kleine kant en is niet significant. De kans dat een

gemiddeld persoon uit Nederland die niet het gevoel heeft tot een gediscrimineerde groep te behoren participeert, is 33% wanneer diegene betaald werk heeft en 35% wanneer diegene geen betaald werk heeft. De kans is dus 2 procentpunten kleiner dat iemand betrokken is bij protestvormen van participatie wanneer iemand betaald werk heeft. Er is dus nauwelijks verschil tussen deze twee groepen te zien.

De tweede hypothese: *Het positieve effect van het gevoel hebben te behoren tot een gediscrimineerde groep op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, is sterker bij mensen die betaald werk hebben*, wordt ook niet ondersteund. In model 4 is te zien dat de helling van de interactie tussen werk en discriminatie positief is, wat in overeenstemming is met de hypothese, maar niet significant ($b = 0,286$, $p = 0,234$, $SE = 0,181$, $Odds-ratio = 1,331$). Het effect is aan de kleine kant. De kans dat een gemiddeld persoon die zich gediscrimineerd voelt, betaald werk heeft en uit Nederland komt participeert, is 48%. De kans dat een gemiddeld persoon die zich gediscrimineerd voelt, geen betaald werk heeft en uit Nederland komt participeert, is 44%. Het effect van de interactie tussen werk en discriminatie zorgt dus voor een kleine versterking van de relatie tussen discriminatie en participatie.

Wat opvalt is dat het effect van werk negatief is ($b = -0,110$, $p = 0,249$, $SE = 0,096$, $Odds-ratio = 0,896$), maar de interactie tussen werk en discriminatie positief. Dit duidt erop dat het effect van werk op participatie negatief is voor mensen die niet het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren, maar positief voor mensen die wel het gevoel hebben dat zij tot een gediscrimineerde groep behoren. Dit komt overeen met de hypothese, maar het effect is dus niet significant. Ook voor dit effect is het mogelijk dat deze niet significant is vanwege multicollineariteit, wat veroorzaakt wordt door de sterke samenhang tussen werk en discriminatie. De *VIF*-waarde van de interactie is 3,488; de standaardfout wordt dus 1,744 keer zo groot. Het effect van de interactie is dusdanig groot dat het mogelijk is dat deze niet meer significant is door de standaardfout. Concluderend is er geen bewijs voor deze hypothese gevonden, maar er is wel een indicatie dat betaald het verband tussen het gevoel hebben tot een gediscrimineerde groep te behoren en betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie versterkt.

Controlevariabelen

In deze paragraaf wordt het effect van de controlevariabelen besproken. De hoge en lage waarden op de controlevariabelen zijn bepaald door het gemiddelde van deze variabelen plus en min de standaarddeviatie te doen. Deze waarden zijn in tabel 5 te zien. De formule waar de kansen mee zijn berekend, is op de volgende pagina te zien.

De controlevariabele opleidingsniveau heeft een redelijk sterk en significant positief effect op participatie ($b = 0,263$, $p < 0,001$, $SE = 0,022$, $Odds-ratio = 1,301$). Voor gemiddelde mensen die zich gediscrimineerd voelen en uit Nederland komen, stijgt de kans op participatie met 12 procentpunten wanneer zij een hoog opleidingsniveau hebben, in vergelijking met mensen met een gemiddeld opleidingsniveau. Het verschil in participatie tussen hoog- en laagopgeleiden is 24 procentpunten.

Leeftijd heeft een minder sterk en niet-significant effect op participatie ($b = -0,002$, $p = 0,520$, $SE = 0,002$, $Odds-ratio = 0,998$). Zo is de participatiekans voor een 57-jarige die zich gediscrimineerd voelt en uit Nederland komt 47%, wat slechts 1 procentpunt lager is dan bij iemand van gemiddelde leeftijd (43 jaar). Een jonger persoon van 29 jaar heeft onder gelijke omstandigheden een participatiekans van 49%, dus 1 procentpunt hoger dan het gemiddelde. Het verschil tussen jongeren en ouderen in participatie is dus zeer klein en niet significant.

Het effect van inkomen is ook verrassend klein en heeft een andere richting dan verwacht ($b = -0,002$, $p = 0,901$, $SE = 0,014$, $Odds-ratio = 0,998$). Inkomen heeft geen significant effect op participatie. De kans op participatie voor mensen met een hoog, laag en gemiddeld inkomen is gelijk aan elkaar (48%). Een mogelijke verklaring voor het nauwelijks aanwezige effect van inkomen zit mogelijk in de samenhang tussen inkomen en opleidingsniveau. Deze variabelen correleren namelijk redelijk sterk met elkaar ($r = 0,314$). Het effect van inkomen wordt hierdoor mogelijk overschaduwed door het effect van opleiding.

Opvallend is dat mensen uit Duitsland een significant grotere kans hebben om te participeren in de democratie ($b = 0,947$, $p = 0,000$, $SE = 0,084$, $Odds-ratio = 2,577$). Voor een persoon uit Duitsland die zich tot een gediscrimineerde groep rekent, met een gemiddeld inkomen, opleidingsniveau, leeftijd en een betaalde baan, bedraagt deze kans 70%. Dat is ruim 20 procentpunten hoger dan voor vergelijkbare personen uit Nederland of België.

Tabel 5: gemiddelde, standaarddeviatie en de gebruikte hoge en lage waarden op de continue variabelen bij het berekenen van de kansen

	Gemiddelde	SE	Lage waarde	Hoge waarde
Opleidingsniveau	4,665	1,786	2,864	6,436
Inkomen	6,603	2,604	3,999	9,207
Leeftijd	43,274	13,952	29,322	57,226

De formule voor kansberekening:

$$\text{Log}[P(y=1)/1-P(y=1)] = -1,728 + 0,263 * \text{opleidingsniveau} - 0,002 * \text{inkomen} - 0,002 * \text{leeftijd} + 0,947 * DE + 0,039 * BE + 0,342 * \text{discriminatie} - 0,110 * \text{werk} + 0,286 * \text{interactie}$$

$$= x$$

Odds-ratio

$$P(y=1)/1-P(y=1) = e^x$$

$$= x$$

Kans

$$P(y=1) = x/(1+x)$$

$$= x$$

Tabel 6: kansen op betrokkenheid bij protestvormen van participatie in de democratie, berekend met model 4

	Inkomen	Oplei- dings niveau	Leeftijd	Land	Werk (nee=0, ja=1)	Discrimi- natie (nee=0, ja=1)	Inter- actie	Log- odds	Odds	Kans
Hoog opl.niveau	6,603	6,436	43,274	NL	1	1	1	0,383	1,467	60%
Laag opl.niveau	6,603	2,864	43,274	NL	1	1	1	-0,557	0,573	36%
Laag inkomen	3,999	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,078	0,925	48%
Hoog inkomen	9,207	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,088	0,916	48%
Jong	6,603	4,665	29,322	NL	1	1	1	-0,055	0,947	49%
Oud	6,603	4,665	57,226	NL	1	1	1	-0,111	0,895	47%
Geen werk	6,603	4,665	43,274	NL	0	1	0	-0,259	0,772	44%
Gediscriminee rd	6,603	4,665	43,274	NL	1	1	1	-0,083	0,920	48%
Niet gediscriminee rd	6,603	4,665	43,274	NL	1	0	0	-0,711	0,491	33%
Gediscriminee rd BE	6,603	4,665	43,274	BE	1	1	1	-0,044	0,957	49%
Niet gediscriminee rd BE	6,603	4,665	43,274	BE	1	0	0	-0,672	0,511	34%
Gediscriminee rd DE	6,603	4,665	43,274	DE	1	1	1	0,864	2,373	70%
Niet gediscriminee rd DE	6,603	4,665	43,274	DE	1	0	0	0,236	1,266	56%

Bijlage 3: Modeldiagnostiek

Assumpties

Om een logistische regressieanalyse uit te voeren, is het belangrijk dat de observaties die hiervoor worden gebruikt onafhankelijk van elkaar zijn. De steekproef die voor dit onderzoek is gebruikt, is op basis van een random sample. De waarnemingen zijn dus onafhankelijk van elkaar en de assumptie wordt niet geschonden.

Multicollineariteit

Om te bepalen of er sprake is van multicollineariteit worden de VIF-scores bekeken. De VIF-score van een voorspellende variabele geeft aan hoeveel de variantie van de schatting van de regressiecoëfficiënt wordt vergroot door de correlatie met andere variabelen. Wanneer de VIF een score van 1 heeft, geeft dit aan dat er geen correlatie is met andere variabelen en dat er dus ook geen sprake is van multicollineariteit. Wanneer de VIF groter dan 1 is, deelt de variabele wel variantie met de andere variabelen en is er mogelijk wel sprake van multicollineariteit. De vuistregel is dat zolang de VIF onder de 4 zit, er waarschijnlijk geen sprake is van multicollineariteit. De VIF-scores van model 4 liggen tussen de 1,011 en de 3,488. De VIF van de variabelen discriminatie en de interactie zijn 3,439 en 3,488; dit is aan de hoge kant. Het is dus niet volledig uit te sluiten dat er sprake is van multicollineariteit. De effecten kunnen mogelijk worden onderschat.

Uitbijters

Ten slotte wordt bekeken of er uitbijtende observaties in de dataset zitten. Uitbijters zijn observaties die afwijken van de gemiddelde observaties en mogelijk veel invloed hebben op de resultaten. Om te bepalen welke cases uitbijters zijn, wordt er gekeken naar de leverage en naar de DFBETA. De leverage geeft aan in welke mate een datapunt bijdraagt aan de uitkomst van de regressievergelijking. Een punt wordt gezien als een uitbijter wanneer deze groter is dan $(3 \cdot p)/n$. p is het aantal geschatte parameters en n is de steekproefgrootte. In dit geval dus $(3 \cdot 8)/3719 = 0,0065$. Op basis van de leverage worden 136 cases als uitbijter gezien. De hoogste waarde van de leverage is 0,0114. De leverage loopt zeer geleidelijk op en daarom is er geen specifieke groep cases die er enorm uitspringt als uitbijters.

Ook wordt er naar de DFBETA gekeken om te bepalen welke cases uitbijters zijn. De DFBETA geeft aan hoeveel de voorspelling van de geschatte regressiecoëfficiënten zou veranderen na het verwijderen van een observatie uit de dataset. Een observatie wordt als uitbijter gezien wanneer deze groter is dan $2/\sqrt{n}$. In dit geval dus wanneer de DFBETA groter is dan $2/\sqrt{3719} = 0,033$. De DFBETA laat voor het eindmodel (model 4) dat gebruikt wordt zien of er uitbijters tussen zitten. Er wordt gekeken naar de DFBETA van de afhankelijke variabele discriminatie, de moderator werk en de interactie tussen werk en discriminatie. Er wordt naar deze DFBETA's gekeken, omdat deze relevant zijn voor het toetsen van de hypothesen. Op basis van de DFBETA's worden er geen uitbijters gevonden. Het is dus lastig om te zeggen welke cases echte uitbijters zijn. Aangezien er volgens de leverage 136 cases uitbijters zijn, wat redelijk veel is, worden er geen cases uit de dataset verwijderd. Het verwijderen van 136 cases zou namelijk grote gevolgen kunnen hebben voor het toetsen van de hypothesen en het krijgen van betrouwbare resultaten. Daarnaast wordt de hoge leverage veroorzaakt door de controlevariabelen opleidingsniveau, leeftijd en inkomen; dit zijn namelijk de enige continue variabelen. De controlevariabelen zijn minder van belang bij het toetsen van de hypothesen; ook daarom wordt besloten de cases niet te verwijderen.

Syntax

```
*Uitbijters worden bekeken door middel van de DFBETA en de leverage*

SORT CASES BY LEV_2(A) .

COMPUTE DFBETA_discriminatie=ABS(DFB6_2) .
EXECUTE .

COMPUTE DFBETA_werk=ABS(DFB7_2) .
EXECUTE .

COMPUTE DFBETA_interactie=ABS(DFB8_2) .
EXECUTE .

SORT CASES BY LEV_2(A) DFBETA_werk(A) DFBETA_discriminatie(A) DFBETA_interactie(A) .

SORT CASES BY DFBETA_werk(A) .

SORT CASES BY DFBETA_discriminatie(A) .

SORT CASES BY DFBETA_interactie(A) .

*VIF scores worden berekend om te bekijken of er sprake is van
multicollineariteit.*

REGRESSION
```

```
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10)
/NOORIGIN
/DEPENDENT participatie
/METHOD=ENTER discriminatie opleidingsniveau inkomen BE DE leeftijd werk
interactie.
```