

Piet, Progressie en Publieke Perceptie: Mondiale identiteit als mediator tussen opleidingsniveau en houding tegenover Zwarte Piet

Arend van der Tuin

S5248825

04-06-2025

a.r.van.der.tuin@student.rug.nl

Begeleider: Rita Smaniotto

Tweede lezer: René Veenstra

Vraagstelling: Zijn hoger opgeleiden minder pro-Zwarte Piet dan lager opgeleiden? Wordt dit effect (mede) verklaard door mondiale identiteit?

Bachelor Sociologie

Rijksuniversiteit Groningen



Abstract:

In het publieke debat over de Zwarte Piet traditie botsen nostalgische gevoelens met de kwetsende raciale karikatuur van de Zwarte Piet figuur. Eerdere studies suggereren dat vooral lager opgeleiden de traditionele Zwarte Piet willen behouden. Deze scriptie onderzoekt of (1) hoger opgeleiden inderdaad vaker minder pro-Zwarte Piet zijn en (2) of dit verklaard kan worden door een tussenliggende factor, namelijk Mondiale identiteit: het gevoel van verbondenheid met de gehele wereldgemeenschap. Met data uit het LISS-Panel (n= 1393, alleen autochtone Nederlandse huishoudhoofden) is een logistische regressie uitgevoerd. In de analyse is gekeken naar hoe opleidingsniveau (voorspeller), mondiale identiteit (mediator) en geslacht, leeftijd en stedelijkheid (controlevariabelen) samenhangen met houding tegenover Zwarte Piet. De hypothesen zijn hier getoetst volgens de vier stappen van Baron & Kenny om mediatie vast te stellen. De bevindingen wijzen erop dat hoger opgeleiden inderdaad (significant) minder pro-Zwarte Piet zijn, maar dat dit verschil niet wordt verklaard door mondiale identiteit. Mondialiteit lijkt op zichzelf wel een rol te spelen, maar de resultaten suggereren dat andere verklaringen zwaarder wegen bij het verschil in houding tegenover Zwarte Piet tussen hoger en lager opgeleiden. Vervolgonderzoek is nodig om de mechanismen achter dit verschil beter te begrijpen, maar dit onderzoek doet ook voorstellen voor hoe beleidsmakers het inzicht dat mondiale identiteit op zichzelf een rol speelt, kunnen benutten om spanningen binnen het Zwarte Piet debat te verminderen

Inhoudsopgave

Inhoudsopgave.....	2
1. Inleiding.....	3
2. Theoretisch kader.....	6
2.1 Gevoel van achterstelling.....	6
2.2 Mondiale identiteit.....	7
2.3 Controlevariabelen.....	9
3. Methoden:.....	11
3.1 Beschrijving van het databestand.....	11
3.2 Operationalisatie.....	12
3.3 Analyseopzet.....	14
4. Resultaten.....	16
4.1 Beschrijvende statistieken	16
4.2 Bivariate statistieken	17
4.3 Modevaluatie	19
4.3.2 Controle assumpties, multicollineariteit en uitbijters.....	23
4.4 Hypothesetoetsing.....	23
5. Conclusie.....	27
6. Discussie.....	28
6.1 Reflectie op bevindingen.....	28
6.2 Beperkingen.....	28
6.3 Vervolgonderzoek en beleidsimplicaties.....	30
6.3.1 Maatschappelijke implicaties.....	30
6.3.2 Vervolgonderzoek.....	31
Literatuurlijst.....	32
Bijlage 1: Overzicht variabelen en bewerkingen.....	37
Bijlage 2: Analyses.....	51
Bijlage 3: Controle van de assumpties, multicollineariteit en uitbijters.....	65

1. Inleiding

“Ik herken de nostalgie van het Sinterklaasfeest. Ik herinner me de mengeling van plezier, spanning en opwinding. Tot een vriend vertelde dat hij rond 5 december altijd binnen bleef. Hij werd door kinderen in het dorp uitgejouwd voor Zwarte Piet. Het Sinterklaasfeest verloor zijn onschuld.”

In een artikel in de Correspondent geeft antropoloog Sinan Çankaya, gespecialiseerd in discriminatie en racisme, in een paar zinnen twee perspectieven binnen de Zwarte Piet discussie weer: aan de ene kant de onschuld en nostalgie die mensen bij de traditie voelen, en aan de andere kant de negatieve gevolgen die mensen ervaren. Hij schreef het artikel in 2016, toen 80% van de Nederlanders tegen aanpassing van het uiterlijk van Zwarte Piet was omdat ze Zwarte Piet zagen als een onschuldige traditie die bij de Nederlandse cultuur hoort (Çankaya, 2016). De laatste jaren is dit omgeslagen en heeft het merendeel van de bevolking inzicht gekregen in het kwetsende karakter van de karikatuur die raciale stereotypes in stand houdt. In 2020 was 53% van de Nederlanders voor aanpassing of afschaffing van Zwarte Piet (Van Engeland et al., 2020), en deze groep blijft groeien. Hoewel de compleet Zwarte Piet nu grotendeels vervangen is door de roetveegpiet, is er elk jaar rond de Sinterklaasperiode toch weer enige maatschappelijke controverse hierover. De NOS berichtte onlangs nog dat de hevigste emoties rond de traditie weliswaar lijken te zijn afgenomen, maar dat er nog altijd plaatsen zijn met zowel protesten als tegen protesten (NOS, 2023).

Deze discussie over Zwarte Piet is geen geïsoleerde kwestie, maar maakt deel uit van een bredere maatschappelijke tendens waarbij een groeiende groep burgers in toenemende mate gevoel heeft dat hen steeds meer wordt “afgepakt” (Gidron & Hall, 2017; Kurer, 2020). Denk hierbij aan het rookverbod op veel plekken, het vuurwerkverbod of het niet meer 130 mogen rijden op de snelweg. Sommige mensen ervaren dergelijke maatschappelijke veranderingen als een verlies van respect voor hun levensstijl, wat leidt tot frustratie en het gevoel achtergesteld te worden.

In de sociale wetenschappen is er redelijk veel onderzoek gedaan naar hoe verschillende soorten mensen reageren op maatschappelijke kwesties waarbij tradities botsen met negatieve gevolgen die andere groepen door die tradities ervaren. Een vaak gevonden bevinding is dat opleidingsniveau een belangrijke rol speelt hierin. Over het algemeen hebben hoger

opgeleiden¹ vaker liberale en meer tolerante standpunten, terwijl lager opgeleiden zich sterker hechten aan de culturele tradities (Hello et al., 2005; Surridge, 2016; Campbell & Horowitz, 2016). Binnen de Zwarte Piet discussie komt dit ook weer naar voren, waarbij hoger opgeleiden vaker aanpassing of afschaffing van de traditie steunen, terwijl lager opgeleiden de traditie liever behouden (Van Engeland et al., 2020)

Een steeds vaker genoemde verklaring voor dit verschil is het gevoel van statusverlies en achterstelling dat lager opgeleiden ervaren (Gidron & Hall, 2017; Kurer, 2020; Steiner et al., 2022) Zij zien de eerder genoemde veranderingen in de samenleving, waaronder dus nu ook Zwarte Piet, als een bedreiging voor hun cultuur en levensstijl. Hierdoor zullen ze dus defensief reageren. Hoger opgeleiden hebben daarentegen vaker een stabielere maatschappelijke positie, waardoor ze zich minder snel bedreigd voelen en minder snel defensief reageren.

In de recente literatuur is relatief recent een nieuw begrip opgekomen, dat dit verschil mogelijk ook (deels) kan verklaren: Mondiale identiteit. Deze term verwijst naar de mate waarin mensen zich verbonden voelen met de gehele wereldgemeenschap en zich hier ook moreel betrokken bij voelen (McFarland et al., 2019; Manokara et al., 2024). Een gevolg van het hebben van een sterkere mondiale identiteit is dat deze mensen vaker meer empathie voor mensen buiten hun eigen groep hebben, en hierdoor vaker openstaan voor verandering van tradities die door anderen als kwetsend worden ervaren (McFarland et al., 2019). Hierbinnen speelt opleidingsniveau ook weer een rol, onder andere omdat hoger opgeleiden tijdens hun opleiding vaker blootgesteld worden aan perspectieven van verschillende groepen op maatschappelijke kwesties, wat bijdraagt aan die sterkere mondiale identiteit. (Chen, 2022; Surridge, 2016)

In dit onderzoek wordt onderzocht of mondiale identiteit inderdaad een mediërende variabele is in de relatie tussen opleidingsniveau en houding tegenover Zwarte Piet. Dit is maatschappelijk relevant omdat het inzicht biedt in de spanningen rondom de Zwarte Piet-traditie, die nog steeds aanwezig zijn (NOS, 2023). De inzichten die uit het onderzoek voortvloeien kunnen bijdragen aan het beter begrijpen en verminderen van conflicten hierover, mogelijk door gericht beleid of betere communicatie met verontwaardigde en boze burgers. Wetenschappelijk sluit het onderzoek aan bij bestaande literatuur over de

¹ In deze scriptie worden de termen hoog- en laagopgeleid gebruikt. Dit is zonder waardeoordeel. Hoewel er gezocht wordt naar neutralere termen (bijv. praktisch en theoretisch opgeleid), zijn de termen hoog en laag gebruikt voor de leesbaarheid en duidelijkheid.

invloed van opleidingsniveau op houdingen tegenover culturele, mogelijk als kwetsend ervaren, tradities. De rol van mondiale identiteit in dit verband is relatief nieuw, en dit onderzoek draagt bij aan de verdere kennisontwikkeling over mondiale identiteit binnen de wetenschap.

In dit onderzoek staat dus de volgende vraag centraal:

Zijn hoger opgeleiden minder pro-Zwarte Piet dan lager opgeleiden, en wordt dit effect (mede) verklaard door mondiale identiteit?

Om dit te onderzoeken wordt gebruikgemaakt van het LISS-panel, een grootschalig internetpanel met een representatieve steekproef uit de gehele Nederlandse bevolking. Met deze data wordt een mediatieanalyse uitgevoerd, die de rol van mondiale identiteit als tussenliggende factor tussen opleidingsniveau en houding tegenover Zwarte Piet onderzoekt.

2. Theoretisch kader

Er zijn verschillende verklaringen te geven voor verschillen in houding ten aanzien van Zwarte Piet tussen hoger en lager opgeleiden. Dit theoretisch kader bespreekt twee verklaringen. De eerste betreft het gevoel van achterstelling en statusverlies bij lager opgeleiden wanneer tradities bedreigd worden. De tweede gaat over de verbondenheid van hoger opgeleiden met de wereldgemeenschap (mondiale identiteit), waardoor zij meer meeleven met groepen die gekwetst worden door de traditie.

2.1 Gevoel van achterstelling

Een eerste verklaring waarom hoger opgeleiden vergeleken met lager opgeleiden minder vaak pro-Zwarte Piet zijn, heeft te maken met het gevoel van achterstelling en het daarbij horende statusverlies dat lager opgeleiden meer ervaren wanneer culturele tradities bedreigd worden. Dit gevoel van achterstelling en statusverlies heeft enerzijds een economische oorzaak: arbeiders hebben meer baanonzekerheid en slechtere inkomens (Gidron en Hall, 2017), en de arbeidersklasse (vaak lager opgeleid) concurreert met immigranten voor woningen en banen. Ze ervaren dat de mensen die de touwtjes in handen hebben deze immigranten bevoordelen, bijvoorbeeld met woningvoorrang (Van Wonderen et al., 2017). Naast economisch heeft de achterstelling die lager opgeleiden ervaren ook deels een culturele oorzaak: zij hebben moeite met het feit dat de samenleving waarin zij zijn opgegroeid aan het veranderen is (Gidron & Hall, 2017). Progressieve normen en waarden als diversiteit, individualisme en milieubescherming komen namelijk steeds meer op de voorgrond, terwijl de traditionele normen steeds meer op de achtergrond raken.

De ervaren achterstelling die op twee vlakken naar voren komt, economisch en cultureel, kan leiden tot een gevoel van "statusverlies" (Kurer, 2020), waarbij lager opgeleiden ervaren dat de elite hen (de arbeidersklasse) achterstelt of negeert. Voor de lager opgeleiden voelt het alsof hen steeds meer wordt afgepakt, denk aan het vuurwerkverbod, rookverbod en niet meer 130 mogen rijden op de snelweg. Dit zijn voorbeelden van door een hoogopgeleide elite opgelegde veranderingen die zij ervaren als een bedreiging voor hun manier van leven. Dit gevoel van het "niet meer meetellen" leidt tot frustratie en een defensieve houding tegenover de gevestigde orde (Steiner et al., 2022).

De opgekomen discussie over aanpassing of afschaffing van de Zwarte Piet-traditie ervaren veel lager opgeleiden als nog weer iets van hun cultuur dat wordt afgepakt. Deze kritiek op, en verandering aan, de traditie leidt ertoe dat het gevoel van statusverlies en frustratie verder wordt versterkt, en dat zij een defensieve houding aannemen tegenover deze afschaffing of aanpassing.

Hoogopgeleiden daarentegen staan hier anders in. Over het algemeen hebben zij een betere maatschappelijke positie en een stabiel inkomen, waardoor zij zich minder snel economisch bedreigd zullen voelen door bijvoorbeeld, vaak ook lager opgeleide, immigranten (Hello et al., 2005). Ook voelen zij zich minder cultureel bedreigd, omdat zij vaak minder afhankelijk zijn van culturele tradities voor hun sociale status (Gidron & Hall, 2017). Anders verwoord hebben zij minder het gevoel dat hen iets wordt "afgepakt". De discussie rond Zwarte Piet ervaren zij dan ook minder snel als een aanval op hun identiteit en levensstijl. Omdat zij niet vanuit dezelfde defensieve houding reageren als lager opgeleiden, zullen zij eerder openstaan voor afschaffing of aanpassing van de Zwarte Piet traditie. Dit alles onderbouwt de eerste hypothese in het dit onderzoek:

Hypothese 1: *Hoger opgeleiden zijn minder pro-Zwarte Piet dan lager opgeleiden.*

2.2 Mondiale identiteit

Een andere mogelijke verklaring waarom hoger opgeleiden minder vaak pro-Zwarte Piet zijn dan lager opgeleiden, is dat zij zich sterker verbonden voelen met de gehele wereld, een houding die bekendstaat als *mondiale identiteit*. In tegenstelling tot hypothese 1, waarbij de focus ligt op het gevoel van achterstelling en statusverlies dat lager opgeleiden ervaren, richt dit mechanisme zich specifiek op hoe een hogere opleiding mensen vormt tot wereldburgers, en hoe hierdoor de, voor sommige groepen kwetsende, Zwarte Piet-traditie eerder wordt afgekeurd. Deze tweede verklaring gaat specifiek getoetst worden in dit onderzoek, waarbij mondiale identiteit de veronderstelde mediërende variabele is: hoger opgeleiden ontwikkelen vaker een mondiale identiteit, en deze identiteit verklaart vervolgens deels waarom zij minder vaak pro-Zwarte Piet zijn.

De definitie van mondiale identiteit is dat iemand zichzelf ziet als onderdeel van de gehele wereldgemeenschap, in plaats van bijvoorbeeld alleen een nationale gemeenschap. Het gaat hier om een gevoel dat mensen hebben, namelijk dat zij verbonden zijn met de gehele

mensheid, los van grenzen door nationaliteit of afkomst. McFarland et al., (2019) omschrijven dit gevoel als niet alleen een ‘bond’: het zich wereldburger voelen, maar ook als ‘concern’: zich druk maken over het welzijn van anderen wereldwijd. Mensen met een magere mondiale identiteit maken zich vooral druk over hun directe kring (nationaal of etnisch gerelateerd), terwijl mensen met een sterkere mondiale identiteit dit gevoel hebben voor alle anderen in de wereld. In dit onderzoek wordt mondiale identiteit gedefinieerd als het verbonden voelen met de wereld, en wordt het moreel betrokken voelen erbij als gevolg hiervan gezien.

Er zijn twee mechanismen die het verband tussen opleiding en mondiale identiteit kunnen verklaren. Deze komen eerst aan bod, voordat er wordt ingegaan op hoe mondiale identiteit de verschillen in houding tegenover Zwarte Piet verklaart:

Allereerst draagt onderwijs bij aan het ontwikkelen van iemands vermogen om kritisch te denken en vraagstukken te bekijken vanuit meerdere perspectieven (SurrIDGE, 2016). Deze verbreding van perspectief zorgt ervoor dat mensen zich niet alleen met hun directe groep identificeren, maar breder kijken, bijvoorbeeld op wereldniveau. Chen (2022) voegt hieraan toe dat de mondiale identiteit versterkt wordt doordat hoogopgeleiden tijdens hun opleiding vaker in aanraking komen met morele en maatschappelijke kwesties op wereldniveau en hierbij ook leren over verschillende perspectieven hierop (Chen 2022; SurrIDGE, 2016). Ze krijgen bijvoorbeeld lessen over kolonialisme, klimaat of andere wereldwijde thema's. Het vermogen tot perspectief nemen wat hieruit vloeit, bevordert inleven in andere groepen, en draagt dus bij aan het verbonden voelen met de gehele wereldgemeenschap.

Naast deze cognitieve effecten heeft het onderwijs dat hoger opgeleiden volgen ook een socialiserend effect. Tijdens hun opleiding komen zij vaker in aanraking met anderen met verschillende etnische en sociale achtergronden (Chen, 2022), bijvoorbeeld in multiculturele klaslokalen (internationale studenten op de universiteit) of bij studieverenigingen. Ook hebben studenten de kans om een studie-of-stage in het buitenland te lopen, en werken universiteiten vaak samen met anderen over de hele wereld (Chen, 2022). Hier worden hoogopgeleiden tijdens hun onderwijsloopbaan dus geconfronteerd met verschillende wereldbeelden en ervaringen, waardoor ze hun eigen aannames zullen heroverwegen. Dit bevordert wederom hun vaardigheid om perspectief te nemen en, bij herhaaldelijk positieve ontmoetingen, bevordert het ook hun empathie (Chen, 2022). Zij zullen dus sneller meeleven met mensen uit andere sociale groepen, en zo een sterkere mondiale identiteit ontwikkelen.

Deze mondiale identiteit werkt op haar beurt weer door in de houding tegenover Zwarte Piet, om de volgende redenen. Allereerst zorgt de mondiale identiteit ervoor dat mensen zich minder snel identificeren met uitsluitend nationale tradities en normen (McFarland et al., 2019). Doordat men zich verbonden voelt met de gehele wereld, zullen nationale of lokale tradities minder bepalend zijn voor de identiteit. De, voor sommigen kwetsende, Zwarte Piet traditie, zullen zij dus eerder afkeuren. Daarnaast zorgt het gevoel van ‘concern’ voor de wereld ervoor dat zij universele waarden als gelijkheid en empathie voor alle mensen sterker onderschrijven (McFarland et al., 2019). Met deze empathie en rechtvaardigheidsgevoel zullen zij eerder meeleven met de groepen die de traditie als kwetsend ervaren, en de kritiek op de traditie eerder steunen. Dit alles komt terug in de tweede hypothese van dit onderzoek:

Hypothese 2: *Mondiale identiteit verklaart (deels) waarom hoger opgeleiden minder vaak pro-Zwarte Piet zijn.*

2.3 Controlevariabelen

Het doel van dit onderzoek is om een zo goed mogelijk beeld te krijgen van het verband tussen opleidingsniveau en houding tegenover Zwarte Piet. Daarom is het belangrijk om te controleren voor variabelen die het verband zouden kunnen vertekenen, doordat ze bijvoorbeeld een correlatie hebben met zowel opleidingsniveau als houding tegenover Zwarte Piet. Door te controleren voor de volgende drie variabelen kan er voorkomen worden dat het verband verkeerd wordt geïnterpreteerd.

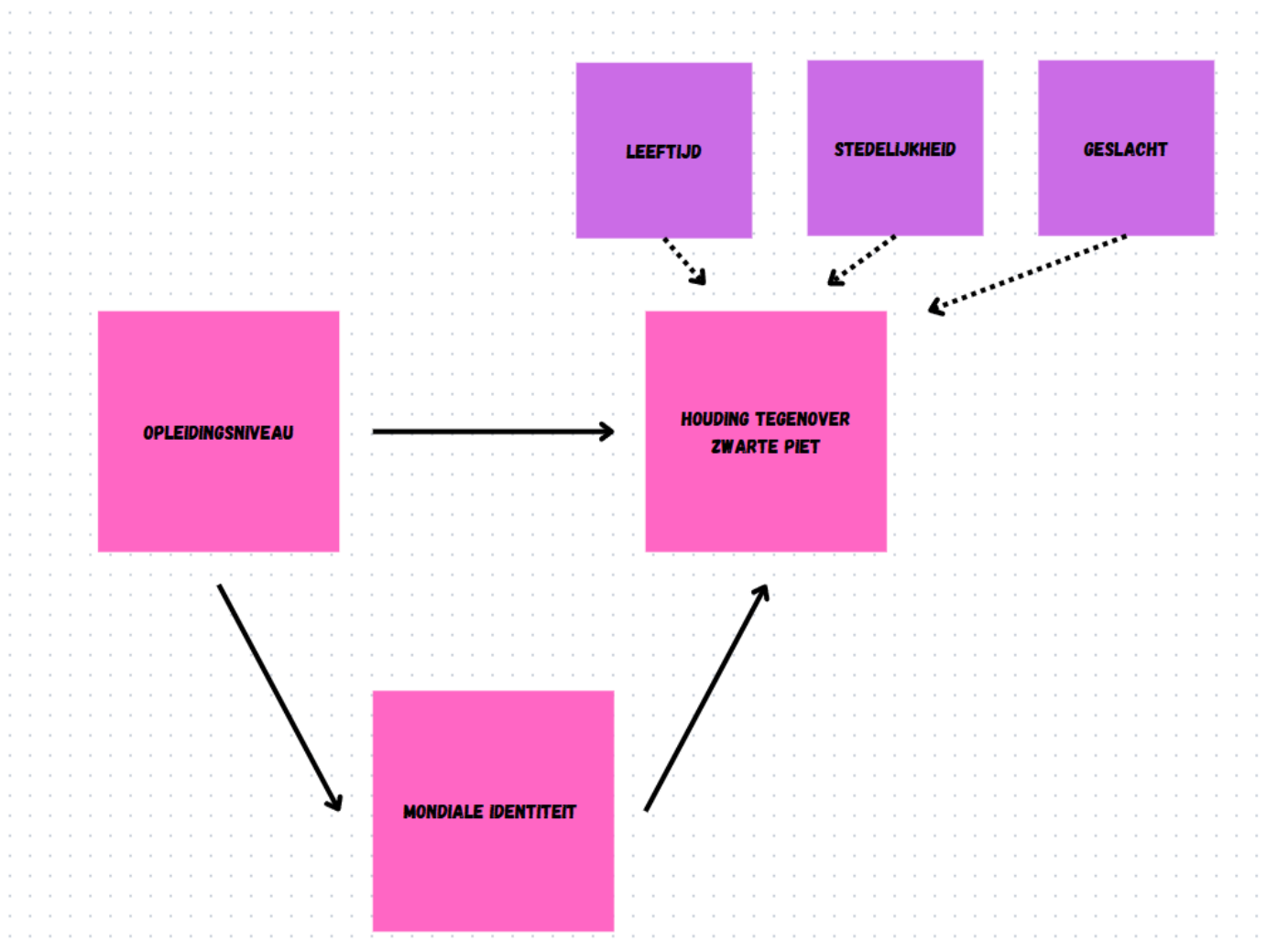
Allereerst wordt er gecontroleerd voor *Geslacht*. Uit onderzoek blijkt namelijk dat mannen over het algemeen immigranten significant vaker sociaal uitsluiten dan vrouwen (Scheepers et al., 2002). Daarnaast zijn vrouwen gemiddeld empathischer, inclusiever en rechtvaardiger (Chen et al., 2014). Vrouwen zullen hierdoor vaker geneigd zijn tradities als Zwarte Piet te heroverwegen. Als er niet voor deze variabele gecontroleerd wordt, bestaat het gevaar dat het effect van opleidingsniveau verkeerd geschat wordt.

Daarnaast is het belangrijk om te controleren voor de variabele *Leeftijd*. Jongere mensen hebben vaak tolerantere en liberalere houdingen tegenover onderwerpen als racisme en inclusiviteit (Janmaat & Keating, 2019). en ook tegenover de Zwarte Piet traditie (Van Engeland et al., 2020), terwijl ouderen vaker een traditionelere houding aannemen hierin. Bovendien zijn ouderen over het algemeen minder hoog opgeleid dan jongeren (CBS, 2024),

wat het verband ook kan vertekenen. Wanneer er niet gecontroleerd wordt voor deze variabele bestaat wederom het gevaar dat de invloed van opleidingsniveau op houding tegenover Zwarte Piet verkeerd geïnterpreteerd wordt.

Tot slot wordt er gecontroleerd voor de variabele *Stedelijkheid*. Mensen in stedelijke gebieden hebben over het algemeen meer contact met etnische minderheden, wat resulteert in tolerantere opvattingen tegenover deze groepen (Tuch, 1997). Steden hebben een hogere concentratie van mensen met verschillende achtergronden. Dit leidt tot meer blootstelling aan diverse perspectieven, wat leidt tot een tolerantere houding. (Tuch, 1997). Hierdoor zullen zij eerder de negatieve kanten van de Zwarte Piet-traditie inzien en deze eerder afkeuren. Wederom kan deze variabele de relatie tussen opleidingsniveau en houding tegenover Zwarte Piet vertekenen, vooral aangezien hoger opgeleiden vaker in stedelijke gebieden wonen dan lager opgeleiden, wat onder andere komt vanwege het grotere aanbod in werkgelegenheid en de locatie van universiteiten (Tuch, 1997)

Figuur 1: Conceptueel model



3. Methoden:

3.1 Beschrijving van het databestand

Dit onderzoek maakt gebruik van gegevens uit het LISS panel. Het LISS-panel (Longitudinal Internet Studies for the Social Sciences), beheerd door Centerdata (Tilburg University), is een langlopend en representatief internetpanel dat verschillende gegevens van Nederlandse huishoudens bijhoudt (Liss, 2024).

De respondenten zijn gekozen op basis van een aselechte steekproef van huishoudens, die is getrokken uit de basisregistratie van personen (BRP) door het Centraal bureau voor statistiek (CBS). De verschillende leden van de getrokken huishoudens werden uitgenodigd om deel te nemen, zelfregistratie was hierbij niet mogelijk. Zelfselectie werd hierdoor dus uitgesloten. Aangezien sommige respondenten geen computer en/of internet hadden, konden zij tijdelijk een computer en internetverbinding lenen, waardoor elke groep uit de bevolking meegenomen kon worden in de onderzoeken. Elke maand werden de respondenten uitgenodigd om vragenlijsten in te vullen van ronduit 60 minuten, waar zij een financiële compensatie voor kregen. Naast de standaard vragenlijsten vulde het huishoudhoofd ook een vragenlijst in met vragen over het complete huishouden.

Voor dit onderzoek is een gemergde dataset aangeleverd, die bestaat uit meerdere modules. Deze modules zijn afzonderlijke vragenlijsten, die op verschillende momenten zijn afgenomen binnen dit panel. Twee modules hiervan zijn relevant voor dit onderzoek. Ten eerste wordt er gebruikgemaakt van de International Solidarity module, afgenomen in November 2022, waar respondenten (onder andere) vragen kregen over Zwarte Piet en Mondiale identiteit (Elshout, 2022). Ten tweede wordt er gebruik gemaakt van de module Achtergrondvariabelen, afgenomen in Januari 2022, die variabelen bevat over geslacht, leeftijd, opleidingsniveau en de mate van stedelijkheid (Kieruj, 2024).

In totaal bevat de dataset 11.257 cases. Om de analyse goed uit te kunnen voeren, zijn er vier stappen ondernomen om waar nodig respondenten uit de dataset te verwijderen. Allereerst zijn alleen respondenten meegenomen die de module International Solidarity hebben ontvangen. Door deze module toewijzing daalde het aantal respondenten van 11.257 naar 3.785. In de tweede stap zijn alleen de huishoudhoofden opgenomen in de steekproef. Dit is

gedaan om te voldoen aan de assumptie van onafhankelijke observaties, aangezien meerdere leden uit hetzelfde huishouden elkaars antwoorden kunnen beïnvloeden. Hierna bleven er 1.919 respondenten over. Ten derde zijn alle respondenten met een migratieachtergrond uitgesloten. Dit betreft zowel westerse als niet-westerse migranten, en zowel eerste als tweede generatie. Dit is besloten omdat er voor deze groepen andere mechanismen kunnen gelden voor hun houding tegenover Zwarte Piet, zoals bijvoorbeeld eigen ervaringen met racisme. Het aantal overgebleven respondenten zit hierna op 1.538. Tot slot zijn alle respondenten uitgesloten bij wie één of meerdere relevante variabelen ontbraken. Deze missings zijn het gevolg van item nonrespons. Na deze laatste stap bleef een totaal van 1.393 respondenten over om het effect van opleidingsniveau valide te kunnen analyseren (een nonrespons van 10.4%).

Deze steekproefomvang wordt als voldoende beschouwd om betrouwbare statistische analyses uit te voeren en conclusies te generaliseren naar de bredere Nederlandse populatie.

3.2 Operationalisatie

Allereerst is de variabele *Opleidingsniveau* van belang, en in de analyse gebruiken we *Opclat* als de variabele. Deze is gemeten door de respondenten te vragen naar wat zijn of haar hoogst afgeronde opleidingsniveau is, waarbij de opties de zes CBS-categorieën zijn: : (1) basisonderwijs; (2) vmbo; (3); havo/vwo; (4) mbo; (5) hbo en (6) wo. Deze indeling is een gestandaardiseerde en breed gebruikte classificatie in sociologische onderzoeken, dus bewerking is onnodig. De variabele is in de analyse als continu beschouwd.

Houding tegenover Zwarte Piet is als laatste vraag van de International Solidarity vragenlijst op de volgende manier voorgelegd aan de respondenten: “*Het zal u niet zijn ontgaan dat er verschillend gedacht wordt over Zwarte Piet als onderdeel van het Sinterklaasfeest. Hoe denkt u dat we met Zwarte Piet moeten omgaan? Welk van onderstaande meningen komt het meest met uw mening overeen?*”. Respondenten konden kiezen uit vijf antwoordopties met stellingen die uiteenliepen van behoud van de traditie tot complete afschaffing. Een voorbeeld van een stelling is: “*Zwarte Piet is een traditioneel onderdeel van het Sinterklaasfeest. Het feest moet net zo gevierd worden als vroeger.*”. Een andere optie was:

“Zwarte Piet verwijst naar het slavernijverleden. Het feest moet gevierd worden zonder Zwarte Piet”.

De antwoorden zijn vastgelegd in variabele *aab22a359*. Deze antwoorden zijn vervolgens omgezet naar een dummyvariabele, waarbij respondenten onderverdeeld werden in twee groepen: mensen met een pro-Zwarte piet houding, en mensen met een anti- of neutrale houding tegenover Zwarte Piet. Aangezien de onderzoeksvraag zich expliciet richt op de vraag of hoger opgeleiden minder Pro Zwarte Piet zijn, is ervoor gekozen om een neutrale en anti-houding te combineren naar 1 categorie (de rest). Voor een volledig overzicht van de vijf stellingen en hun codering, zie bijlage 1.

De manier van meten is valide aangezien het duidelijk het verschil weergeeft tussen mensen die Zwarte Piet willen behouden (optie 1 en 3), en mensen die tegen zijn of neutraal erin staan (optie 2,4 en 5). De vraag sluit duidelijk aan bij wat we willen meten, aangezien het mensen vraagt een standpunt in te nemen tegenover de traditie.

De variabele *Mondiale identiteit* is gemeten aan de hand van een vraag uit de International Solidarity vragenlijst van het LISS-panel: "Hoe verbonden voelt u zich met de wereld?". Respondenten konden kiezen uit zes antwoordcategorieën: (1) Zeer verbonden; (2) Verbonden; (3) Niet zo verbonden; (4) Helemaal niet verbonden; (8) Weet ik niet; en (9) Geen antwoord. Aangezien categorieën 8 en 9 geen inhoudelijke informatie bieden, zijn deze verwijderd uit de dataset. Daarnaast is de variabele gespiegeld, zodat een lagere score (1) een lagere mate van verbondenheid aangeeft. Dit is gedaan om de interpretatie in lijn te brengen met de andere variabelen. Alle variabelen zijn zo gecodeerd dat een hogere score meer betekent. Deze meting is valide, omdat de vraag direct aansluit bij de basisdefinitie van mondiale identiteit als het gevoel van verbondenheid met de wereldgemeenschap (McFarland et al., 2019).

De controle variabele *Geslacht* is gemeten door te vragen of de respondent man of vrouw is. Verandering of hercodering was hier niet nodig. Voor de variabele *Leeftijd* geldt hetzelfde: de respondent is gevraagd om zijn of haar leeftijd in gehele jaren in te vullen. Het is een continue variabele die de leeftijd in jaren weergeeft.

De variabele *Stedelijkheid* is gebaseerd op de omgevingsadressendichtheid per km² in de woongemeente van de respondent, volgens de volgende indeling: (1) Niet stedelijk: minder

dan 500 adressen/km², (2) Weinig stedelijk: 500–1.000, (3) Matig stedelijk: 1.000–1.500, (4) Sterk stedelijk: 1.500–2.500, (5) Zeer sterk stedelijk: 2.500 of meer. De waarden zijn gespiegeld, zodat de hoogste waarde overeenkomt met de hoogste mate van stedelijkheid. Deze meting is valide omdat omgevingsadressendichtheid een standaardmaat is voor stedelijkheid (CBS), en wij de mate van stedelijkheid willen meten.

Voor meer toelichting van deze bewerkingen zie Bijlage 1.

3.3 Analyseopzet

In dit onderzoek wordt een hiërarchische logistische regressieanalyse uitgevoerd om de twee hypothesen te toetsen. Omdat de afhankelijke variabele houding tegenover Zwarte Piet een dummyvariabele is, is logistische regressie passend. Voorafgaand aan de regressie-analyse worden de univariate en bivariate statistieken besproken, waarbij er ook wordt gecontroleerd op eventuele schendingen van de assumpties, zoals multicollineariteit en onafhankelijkheid van observaties

Om te toetsen of er sprake is van een mediatie, wordt er gebruikgemaakt van de vier stappen die zijn opgesteld door Baron & Kenny (1986). Deze stappen beschrijven of het effect van onafhankelijke variabele op de afhankelijke variabele (deels) verklaard wordt door een tussenliggende variabele.

Deze vier stappen zullen in de regressie analyses doorgelopen worden met vier modellen:

Model 0 bevat de controlevariabelen: leeftijd, geslacht en stedelijkheid. Ook de afhankelijke variabele houding tegenover zwarte piet wordt hier toegevoegd.

Model 1 voegt hier de onafhankelijke variabele opleidingsniveau toe. Hiermee wordt het directe verband tussen opleiding en houding tegenover Zwarte Piet onderzocht. Dit is stap 1 van Baron & Kenny, die toetst of de onafhankelijke variabele (opleiding) invloed heeft op de afhankelijke variabele (Houding tegenover Zwarte Piet). Dit model toetst dus ook gelijk hypothese 1.

Model 2 bevat opleidingsniveau, de controlevariabelen en mondiale identiteit. Hier wordt gekeken naar de relatie tussen opleidingsniveau en mondiale identiteit. Baron & Kenny stellen in stap 2 dat er een significant effect van de onafhankelijke variabele op de mediator moet zijn voor een mediatie.

Tot slot worden in model 3 alle variabelen toegevoegd. Dit model test in hoeverre mondiale identiteit het verband tussen opleiding en houding mede verklaart. In de derde stap van Baron

& Kenny wordt bekeken of de mediator (mondiale identiteit) een significant effect heeft op de afhankelijke variabele (Houding tegenover Zwarte Piet), gecontroleerd voor de onafhankelijke variabele (opleidingsniveau). In ditzelfde model wordt stap vier bekeken, waar er wordt nagegaan of het directe effect van opleidingsniveau afneemt wanneer de mediator mondiale identiteit wordt toegevoegd. Als aan al deze stappen wordt voldaan, kunnen we spreken van een (gedeeltelijke) mediatie. Dit toetst dan ook hypothese 2.

4. Resultaten

Dit hoofdstuk presenteert de resultaten. Allereerst worden de univariate statistieken besproken, gevolgd door de bivariate analyses. Tot slot komen de resultaten van de regressieanalyses aan bod, waarin de hypothesen worden getoetst.

4.1 Beschrijvende statistieken

Tabel 1 geeft de univariate statistieken van de variabelen weer. Van elke relevante variabele staat hier het gemiddelde, de standaarddeviatie, de kwartielen, het minimum, het maximum en de uiteindelijke n van elke variabele. De data waarop deze statistieken zijn gebaseerd is de data nadat de filter op huishoudhoofden, migratieachtergrond, de juiste ontvangen vragenlijsten en de non respons zijn toegepast (zie methoden). Bijlage 1 gaat dieper in op hoe deze filter is toegepast, en in bijlage 1 is een uitgebreide uitleg te vinden over de univariate statistieken. De verdeling van de twee dummies, geslacht en houding tegenover Zwarte Piet, is weergegeven in procenten.

Tabel 1: Univariate statistieken van de variabelen in de analyse

<i>Variabele</i>	<i>Gemiddelde (Standaarddeviatie)</i>	<i>Q1</i>	<i>Mediaan</i>	<i>Q3</i>	<i>Minimum</i>	<i>Maximum</i>	<i>N</i>
Leeftijd	60.80 (15.31)	51	64	72	19	95	1393
Geslacht (1=man, 2=vrouw)	64.60% man / 35.40% vrouw	1	1	2	1	2	1393
Stedelijkheid	2.89 (1.40)	2	3	4	1	5	1393
Opleidingsniveau	3.98 (1.44)	3	4	5	1	6	1393
Mondiale identiteit	2.22 (0.81)	2	3	3	1	4	1393
Pro-Zwarte Piet (1 = Pro, 0 = Anti/Neutraal)	59.80% pro / 40.20% anti/neutraal	0	1	1	0	1	1393

Uit tabel 1 blijkt ten eerste dat de gemiddelde leeftijd van de respondenten vrij hoog ligt ($M = 60.8$; $SD = 15.31$), met een spreiding tussen de 19 en 95 jaar. Daarnaast zijn er meer mannen dan vrouwen in de analyse, met 64.60% man en 35.40% vrouw. Deze twee opvallende bevindingen zijn toe te schrijven aan het filter op huishoudhoofden, aangezien die vaker ouder en man zijn. Het gemiddelde voor stedelijkheid is 2.89 ($SD = 1.40$), wat erop wijst dat de respondenten gemiddeld verspreid in een matig tot sterk stedelijk gebied wonen. Het opleidingsniveau ligt gemiddeld voor de respondenten relatief hoog met een gemiddelde van 3.98 ($SD = 1.44$) op een schaal van 1 tot 6. Mondiale identiteit (met een schaal van 4) kent een gemiddelde van 2,22 ($SD = 0.81$), met een beperkte spreiding: over het algemeen hebben de respondenten een vrij gemiddelde mondiale identiteit. Tot slot blijkt dat het merendeel van de respondenten een pro-Zwarte Piet houding heeft (59.80%), tegenover een 40.2% die een anti/neutrale houding heeft.

4.2 Bivariate statistieken

In de onderstaande twee tabellen staan de uitgevoerde bivariate analyses. Tabel 2 geeft de samenhang tussen alle voorspellende variabelen weer, en Tabel 3 toont voor elke variabele de gemiddelde scores binnen de pro- en anti-/neutrale Zwarte Piet-groepen. In deze analyse zijn alle variabelen, behalve de dummy's, als continu behandeld. Leeftijd, opleidingsniveau, stedelijkheid en mondiale identiteit worden gezien als continue variabelen om correlaties en gemiddelden goed te kunnen interpreteren. Alleen geslacht en houding ten opzichte van Zwarte Piet zijn als dummyvariabelen behandeld (man/vrouw en pro/niet-pro).

Voor de continue variabelen onderling is Pearson's r gebruikt om de sterkte en richting van de lineaire samenhang te beoordelen; deze scores zijn te vinden in Tabel 2. Een positieve r wijst op een positieve samenhang, en een negatieve r op een negatieve samenhang. In de sociologie en dit paper wordt de volgende indeling gebruikt om de sterkte van de samenhang te interpreteren: 0.1 = klein, 0.3 = middelgroot, 0.5 = sterk

In Tabel 3 staan de verschillen in gemiddelden tussen groepen (pro-/niet-pro-Zwarte Piet). Hier is de onafhankelijke t-toets gebruikt om het verschil in gemiddelden te toetsen. De bijbehorende t-waarden met significantieniveau staan in de tabel, evenals het verschil in proportie voor de dummy variabele geslacht. Voor de samenhang tussen de twee categorische variabelen (Geslacht en Houding tegenover Zwarte Piet) is Phi gebruikt. Deze maat gaat van 0 (geen samenhang) tot 1 (perfecte samenhang).

Tabel 2: Pearson-correlaties tussen de variabelen ($N = 1393$)

	1. Leeftijd	2. Geslacht	3. Stedelijkheid	4. Opleidingsniveau	5. Mondiale identiteit
1. Leeftijd	-				
2. Geslacht	-0.170	-			
3. Stedelijkheid	-0.070**	0.120**	-		
4. Opleidingsniveau	-0.282**	-0.060*	0.104**	-	
5. Mondiale identiteit	0.124**	0.158**	0.086**	0.091**	-

* $p < .05$, ** $p < .01$.

Tabel 3: Gemiddelden, proporties en associatiematen per categorie van de afhankelijke variabele (Houding tegenover Zwarte Piet)

Variabele	Houding-ZP = 0	Houding-ZP = 1	t / Phi
Leeftijd (jaren)	58.33	62.46	$t(1096.39) = -4.85^{**}$
Geslacht (% man)	58.9%	68.4%	$\Phi = -0.097^{**}$
Stedelijkheid (1–5)	3.10	2.74	$t(1117.32) = 4.68^{**}$
Opleidingsniveau (1–6)	4.59	3.57	$t(1288.67) = 14.20^{**}$
Mondiale identiteit (1–4)	2.43	2.08	$t(1267.28) = 8.39^{**}$

* $p < .05$, ** $p < .01$. “Houding-ZP” 1 = pro-Zwarte Piet; 0 = rest (neutraal/anti-Zwarte Piet). Voor geslacht is Phi gebruikt.

Op basis van de bivariate analyses kunnen we enkele verbanden beschrijven die aansluiten bij de theoretische verwachting.

Allereerst kan er uit tabel 2 gehaald worden dat er een positieve samenhang tussen opleidingsniveau en mondiale identiteit is ($r = 0.091, p < .01$). Hoewel dit verband zwak is, kunnen we stellen dat hoger opgeleiden zich vaker meer verbonden met de wereld voelen. Daarnaast laat tabel 3 zien dat mensen met een anti/neutrale houding tegenover Zwarte Piet gemiddeld hoger zijn opgeleid (4.59 tegenover 3.57) en gemiddeld een hogere mondiale identiteit hebben (2.43 tegenover 2.08). Beide verschillen zijn significant ($t=14.20, p < .01$) ($t=8.38, p < .01$)

Verder zijn mensen die pro-Zwarte Piet zijn gemiddeld significant ouder (62.46 jaar) dan niet-pro mensen (58.33 jaar) ($t=-4.85, p < .01$), en komen pro-Zwarte Piet respondenten gemiddeld significant uit minder stedelijke gebieden met een score van 2.74 tegenover de gemiddelde score van 3,10 voor de niet-pro respondenten ($t=4.68, p < .01$). Daarnaast is er ook een significant verschil in geslacht, aangezien mannen vaker pro-Zwarte Piet zijn vrouwen: van de mannen is 68.4% pro, van de vrouwen 58.9% ($\Phi=-0.097, p < .01$)

Ten slotte kan er uit tabel 2 worden gehaald dat vrouwen lichtelijk meer mondiale identiteit rapporteren dan mannen ($r = 0.158, p < .01$). Daarnaast zien we dat oudere respondenten vaker lager opgeleid zijn dan jongere respondenten, gezien de middelmatige negatieve samenhang tussen leeftijd en opleidingsniveau ($r = -0.282, p < .01$). Tot slot is er een zwakke negatieve samenhang tussen leeftijd en stedelijkheid ($r = -0.070, p < .01$), wat aangeeft dat jongere respondenten net iets vaker in stedelijke gebieden wonen.

4.3 Modevaluatie

In Tabel 4 staan de resultaten van de logistische regressieanalyse met de houding tegenover Zwarte Piet als afhankelijke variabele. In model 0 zijn alleen de controlevariabelen (leeftijd, geslacht en stedelijkheid) opgenomen. Model 1 breidt dit uit door het toevoegen van opleidingsniveau, waarmee het directe effect van opleiding op houding tegenover Zwarte Piet wordt getoetst. Model 3 (in tabel 4) neemt zowel opleidingsniveau als mondiale identiteit mee in de logistische regressie om te toetsen of mondiale identiteit het effect van opleiding op de houding tegenover Zwarte Piet mede verklaart.

In tabel 5 staan de uitkomsten voor model 2. Dit is een lineair regressiemodel met mondiale identiteit als afhankelijke variabele en opleidingsniveau en de controlevariabelen als voorspellers. Dit model toetst het eerste pad van de mogelijke mediatie, namelijk het effect van opleidingsniveau op mondiale identiteit.

Bij de evaluatie van de modellen is gekeken naar verschillende manieren om modelfit te bekijken, zoals de -2 log-likelihood, de Hosmer-Lemeshow toets en het percentage correct voorspelde gevallen bij de logistische modellen. Bij het lineaire model wordt er gekeken naar de R^2 en F-toets. Eerst zullen model 0, 1 en 3 worden besproken, en daarna model 2.

Tabel 4: Resultaten van de hiërarchische logistische regressieanalyse met Houding tegenover Zwarte Piet als afhankelijke variabele (n=1393)

	Model 0		Model 1		Model 3	
	<i>B(SE)</i>	<i>Exp(B)</i>	<i>B(SE)</i>	<i>Exp(B)</i>	<i>B(SE)</i>	<i>Exp(B)</i>
Intercept	−0.008 (0.261)	0.992	2.988 **(0.375)	19.851	3.700**(0.400)	40.450
Leeftijd	0.017** (0.004)	1.017	0.004 (0.004)	1.004	0.010* (0.004)	1.010
Geslacht	−0.357** (0.116)	0.700	−0.533** (0.125)	0.587	−0.404** (0.128)	0.667
Stedelijkheid	−0.162** (0.040)	0.850	−0.123 **(0.043)	0.884	−0.107** (0.044)	0.898
Opleidingsniveau			−0.562 **(0.048)	0.570	−0.541** (0.049)	0.582
Mondiale Identiteit					−0.534** (0.078)	0.586
−2LL	1823.869		1663.437		1615.084	
Chi² (omnibus test)	53.389**		160.432*		48.354**	
Hosmer-Lemeshow p	16.543*		26.116**		3.926	
% correct voorspeld	63.2		68.6		69.3	
N	1393		1393		1393	

* $p < .05$, ** $p < .01$.

Tabel 5: Regressiemodel voor de voorspelling van mondiale identiteit (Model 2).

Model 2		
	<i>b</i>	<i>SE</i>
Intercept	0.871**	0.142
Leeftijd	0.009**	0.001
Geslacht	0.273**	0.044
Stedelijkheid	0.037*	0.015
Opleidingsniveau	0.080**	0.015
<i>R</i> ² adjusted	0.063	
<i>F</i> change	24.264**	
<i>N</i>	1393	

* $p < .05$, ** $p < .01$.

Afhankelijke variabele is Mondiale identiteit

De geschatte modellen 0,1 en 3 zijn geëvalueerd op basis van de -2 Log Likelihood, Hosmer Lemeshow test, Omnibus Test en het aantal correct voorspelde gevallen.

Model nul, met alleen controlevariabelen, laat zien dat het model significant beter voorspeld is dan een model dat volledig op toeval berust ($X^2 = 53.39$, $p < .01$). De -2LL is 1823.87, en het model voorspelt correct in 63.2% van de gevallen, tegenover de 59.2% correcte voorspelling van het model dat iedereen als pro-Zwarte Piet voorspelt. De Hosmer-Lemeshow test ($p < .05$) laat zien dat het model geen goede fit heeft bij de data,

In Model 1 is opleidingsniveau toegevoegd. Dit verbetert het model significant ($X^2 = 213.820$, $p < .01$). De -2LL daalt naar 1663,44 en het percentage correct voorspelde waarden stijgt naar 68.6%. De Hosmer Lemeshow test blijft echter significant ($p < .01$), wat nog steeds wijst op een onvoldoende fit.

Model 3, waar mondiale identiteit ook is opgenomen, wordt opnieuw een significante verbetering waargenomen ($X^2 = 262.174$, $p < .01$). De -2LL daalt verder naar 1614.08. Het model voorspelt 69.3% van de gevallen correct, en de Hosmer Lemeshow test is niet significant ($p = 0.846$), wat laat zien dat er in ieder geval geen slechte fit is. Model 3 heeft daarmee de beste fit en verklaart de data het meest overtuigend.

Model 2 (tabel 5) onderzoekt de voorspelling van mondiale identiteit op basis van opleidingsniveau, gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en stedelijkheid. De regressieanalyse is significant ($F(4, 1388) = 24.26$, $p < .01$), wat betekent dat het model als geheel beter voorspelt dan een model zonder deze variabelen. De adjusted R^2 van 0.063 geeft aan dat ongeveer 6.3% van de variantie in mondiale identiteit wordt verklaard door de opgenomen voorspellers. Dit is relatief laag, maar toch betekenisvol binnen sociaalwetenschappelijk onderzoek. Ondanks de beperkte verklaarde variantie, levert opleidingsniveau een statistisch significante bijdrage aan het voorspellen van mondiale identiteit, wat relevant is voor het toetsen van een mogelijke mediatie.

4.3.2 Controle assumpties, multicollineariteit en uitbijters

In Bijlage 3 is een uitgebreide analyse van de assumpties, multicollineariteit en uitbijters opgenomen. Uit deze analyse blijkt dat voor de logistische regressiemodellen (model 0, 1 en 3) geen van de assumpties zijn geschonden. Aan de assumptie van onafhankelijke waarnemingen voldaan doordat er is gefilterd op huishoudhoofden. Ook is er geen sprake van multicollineariteit: alle VIF-waarden liggen ruim onder de opgestelde kritische grens van 2 (de hoogste VIF is 1.046), wat erop wijst dat de onafhankelijke variabelen niet teveel samenhangen bij het verklaren van de kans op een pro-Zwarte Piet houding,

Daarnaast zijn mogelijke uitbijters en invloedrijke observaties onderzocht met behulp van leverage en de DFBETA. In geen van de modellen zijn de grenswaarden overschreden, wat laat zien dat er geen observaties zijn met onevenredig grote invloed op de resultaten.

4.4 Hypothesetoetsing

Deze paragraaf beschrijft de resultaten van de uitgevoerde regressieanalyses waarmee de twee hypothesen zijn getoetst, te zien in tabel 4 en 5. De eerste hypothese luidde:

Hoger opgeleiden zijn minder pro-Zwarte Piet dan lager opgeleiden:

Uit model 1 blijkt dat hoger opgeleiden minder pro-Zwarte Piet zijn ($b = -0,562$; $p < .01$). De bijbehorende Odds ratio is 0.570, wat inhoudt dat de odds op een pro-Zwarte Piet houding met ongeveer 43% afnemen per opleidingsniveau-stap. Deze hypothese wordt dus ondersteund door de data.

Om dit effect van opleidingsniveau te illustreren is het verschil in kans berekend tussen twee veelvoorkomende opleidingscategorieën in de dataset: VMBO ($n = 265$) en HBO ($n = 404$), die drie categorieën uit elkaar liggen (op een Schaal van 6). VMBO wordt doorgaans als lager gezien dan HBO, en beide groepen zijn voldoende groot om betrouwbare schattingen te maken. De berekeningen zijn uitgevoerd dezelfde waarden op andere variabelen: de kans is uitgerekend voor een man en een vrouw van 50 jaar (iets onder het gemiddelde), die in een gemiddeld stedelijk gebied wonen en een gemiddelde mondiale identiteit hebben. Voor de berekeningen: zie bijlage 2.

Voor mannen met een VMBO-opleiding is de kans op een pro-Zwarte Piet-houding 79%. Voor mannen met een HBO-opleiding is deze kans 42,6%. Dit illustreert dat mannen met een lagere opleiding duidelijk een hogere kans hebben op een pro-Zwarte Piet-houding dan hoger opgeleiden. Voor vrouwen zien we vergelijkbare resultaten. Vrouwen met een VMBO-niveau hebben een kans van 71.5%, terwijl vrouwen met een HBO-niveau een kans van 33.1% hebben. Deze berekeningen illustreren duidelijk het negatieve verband tussen opleidingsniveau en het hebben van een pro-zwarte Piet houding, wat de hypothese dus bevestigt.

Hypothese 2: Indirect effect (mediatie) via mondiale identiteit

Om vast te stellen of er sprake is van een mediatie worden de stappen van Baron & Kenny (1986) gevolgd. Deze staan uitgebreid besproken in de paragraaf *Analyseopzet*.

Zoals gebleken is uit model 1 en de hypothese toetsing van hypothese 1 zullen mensen met een hoger opleidingsniveau minder snel een pro-Zwarte Piet houding aannemen. Aan de voorwaarde gesteld in stap 1 is dus voldaan.

Daarnaast blijkt uit model 2 dat opleidingsniveau een positief en significant effect heeft op mondiale identiteit ($b = 0.080$, $p < .01$), wat betekent dat hoger opgeleiden zich vaker als

sterker met de wereld verbonden rapporteren. Ter illustratie: iemand met het laagste opleidingsniveau (primair onderwijs) scoort gemiddeld 0.4 lager op mondiale identiteit (schaal van 4) dan iemand met het hoogste opleidingsniveau (WO). Dit verschil lijkt beperkt, maar is toch 13.3% van de volledige schaal. Hiermee is er dus ook aan stap 2 voldaan.

In model 3, waarin mondiale identiteit is toegevoegd, worden stap 3 en 4 van Baron & Kenny doorlopen. Uit het model blijkt dat mondiale identiteit een significante effect heeft ($b = -0.543$, $p < .01$), met een odds ratio van 0.586 (95%-BI: 0.503–0.684). Mensen met een sterkere mondiale identiteit hebben dus een kleinere kans om een pro-Zwarte Piet houding te hebben, waardoor er aan stap 3 is voldaan. Daarnaast neemt het effect van opleidingsniveau een klein beetje af, de regressiecoëfficiënt verandert namelijk van -0.562 naar -0.541 in model 3. Echter overlappen de betrouwbaarheidsintervallen van de odds ratio wel tussen deze twee (opleidingsniveau: 95%-BI: 0.529–0.641). Aan de voorwaarde van stap 4 is dus niet voldaan. Het effect van opleidingsniveau op mondiale identiteit is significant. Ook het effect van mondiale identiteit op houding tegenover Zwarte Piet is significant. Echter verandert het directe effect van opleidingsniveau niet significant, aangezien de betrouwbaarheidsintervallen overlappen. Er kan dus niet met zekerheid gesproken worden van een mediatie. Hypothese 2 is dus niet overtuigend ondersteund.

Wel heeft mondiale identiteit een direct, negatief effect op de pro-Zwarte Piet houding. Om dit effect, en het mogelijke indirecte effect, duidelijk te illustreren, zijn er kansen berekend voor vier personen met verschillende combinaties van opleidingsniveau (laag = 2, VMBO; hoog = 5, HBO) en mondiale identiteit (laag = 2; hoog = 3), terwijl de overige variabelen constant zijn gehouden. Zo blijkt dat een hbo-man met lage mondiale identiteit een geschatte kans op een pro-Zwarte Piet houding heeft van 42.6%, en met een hogere mondiale identiteit 30,3%. Een vmbo-man met een lage mondiale identiteit heeft een kans van 79.0%, en met een hogere mondiale identiteit 68.8%. Deze kansen staan genoteerd in tabel 6.

Tabel 6: Verwachte kans op pro-Zwarte Piet-houding naar opleidingsniveau en mondiale identiteit (geschat op basis van Model 3)

	Lage mondiale identiteit (2)	Hoge mondiale identiteit (3)
Laag opleidingsniveau (2 - VMBO)	79.0%	68.8%
Hoog opleidingsniveau (5 - HBO)	42.6%	30.3%

De voorbeelden laten duidelijk zien dat mondiale identiteit een verschil in houding tegenover Zwarte Piet kan verklaren, ongeacht opleidingsniveau. Hoewel er geen overtuigend bewijs is gevonden voor hypothese 2, met mondiale identiteit als mediërende variabele, kunnen we stellen dat mondiale identiteit in ieder geval wel een redelijk direct effect heeft op houding tegenover Zwarte Piet. Echter illustreren de kansen dat opleidingsniveau een duidelijk grotere voorspeller is voor het hebben van een pro-Zwarte Piet houding of niet.

5. Conclusie

In dit onderzoek stonden de vragen: *Zijn hoger opgeleiden minder pro-Zwarte Piet dan lager opgeleiden?* en *Wordt dit effect (mede) verklaard door mondiale identiteit?* centraal. De resultaten ondersteunen duidelijk de eerste hypothese, die stelt dat hoger opgeleiden minder vaak pro-Zwarte Piet zijn dan lager opgeleiden. Voor de tweede hypothese is echter geen overtuigend bewijs gevonden. Mondiale identiteit blijkt wel samen te hangen met zowel opleidingsniveau als houding tegenover Zwarte Piet. Dit betekent dat mensen met een hogere opleiding zich vaker verbonden met de wereld voelen en dat mensen met een sterkere mondiale identiteit minder vaak pro-Zwarte Piet zijn. Maar toch blijkt mondiale identiteit het verband tussen opleiding en houding niet (deels) te verklaren. Het effect van opleidingsniveau blijft vrijwel hetzelfde als mondiale identiteit wordt toegevoegd aan de analyse.

Dit betekent dat mondiale identiteit wel invloed heeft, maar niet als tussenliggende factor tussen opleiding en houding tegenover Zwarte Piet. Uit de analyses blijkt dat opleidingsniveau duidelijk de belangrijkste voorspeller is van hoe mensen tegenover de Zwarte Piet traditie staan.

6. Discussie

6.1 Reflectie op bevindingen

De impact van opleidingsniveau op houding tegenover Zwarte Piet verloopt dus via andere routes dan die van mondiale identiteit. In alle waarschijnlijkheid spelen meerdere factoren hierbij een rol. Zo kan kennis hebben van de koloniale geschiedenis van de Zwarte Piet-figuur leiden tot inzicht in de kwetsende en racistische kant ervan (Novakova, 2024). Iemand kan die kennis hebben, zonder verbondenheid met alle burgers wereldwijd te voelen. Een andere mogelijke verklaring, besproken in het theoretisch kader, voor het effect van opleidingsniveau is het gevoel van achterstelling dat lager opgeleiden vaker ervaren (Gidron & Hall, 2017; Kurer, 2020; Steiner et al., 2022). Lager opgeleiden ervaren maatschappelijke veranderingen als een bedreiging voor hun levensstijl. Ze voelen zich achtergesteld door de heersende elite die hun normen oplegt, zoals in dit geval ten opzichte van de Zwarte Piet traditie. Dit gevoel van achterstelling leidt tot een defensieve houding, waardoor zij zich inzetten voor behoud van de traditie. Hoger opgeleiden hebben een stabielere positie in de samenleving en zullen eerder openstaan voor verandering.

Kennelijk zijn andere factoren, waaronder wellicht bovengenoemde, van grotere invloed als het gaat om het verband tussen opleiding en houding ten aanzien van Zwarte Piet, waardoor mondialiteit niet als verwachte mediator optreedt. Toch heeft mondialiteit wel invloed, en blijft het relevant in het verklaren van verschillende houdingen rondom kwesties zoals Zwarte Piet. Bestaande literatuur ondersteunt deze bevinding, aangezien een mondiale identiteit, met het gevoel van “concern”, vaak samengaat met empathie en gelijkheid voor alle mensen (McFarland et al., 2019). Hierdoor zullen mensen met een sterkere mondiale identiteit meer meeleven met mensen die gekwetst worden door de Zwarte Piet traditie, en deze eerder afkeuren.

6.2 Beperkingen

Het huidige onderzoek kent enkele methodologische beperkingen die van invloed kunnen zijn geweest op de resultaten. De eerste beperking betreft de operationalisatie van de variabele mondiale identiteit. In de analyses is er slechts 1 vraag meegenomen om dit te meten: “Hoe verbonden voelt u zich met de wereld?”. Hoewel dit duidelijk het basisidee van mondiale

identiteit meet dat in dit onderzoek is gehanteerd, moet het concept volgens sommige wetenschappers uitgebreider gemeten worden. Het moreel betrokken voelen wereldwijd (concern) is volgens sommige wetenschappers niet een automatisch gevolg van het verbonden voelen met de wereld, en vinden dat de morele component apart gemeten moet worden (McFarland et al., 2019). In toekomstig onderzoek zal deze component meegenomen kunnen worden, bijvoorbeeld met de volledige Identification with All Humanity schaal (IWAH), opgesteld door McFarland et al., (2019). Deze meet mondiale identiteit op een uitgebreidere manier, en kijkt specifiek naar de morele component.

Daarnaast is mondiale identiteit in dit onderzoek behandeld als continue variabele, terwijl statistisch gezien het behandeld had moeten worden als een categorische variabele. Deze keuze is in overleg met de statistiekdocent gemaakt om het model niet onnodig complex te maken en omdat we aannamen dat de intervallen tussen de vier categorieën ongeveer gelijkwaardig waren. Echter kunnen in de praktijk “sprongen” tussen categorieën ongelijk zijn, waardoor betrouwbaarheidsintervallen en groottes van hellingen licht vertekend raken. Bovendien is de Baron & Kenny-methode voor mediatie (1986) vrij verouderd, wat kan betekenen dat de conclusie over het ontbreken van een mediatie wellicht te snel is getrokken.

Ook in de meting en operationalisatie van de afhankelijke variabele - houding tegenover Zwarte Piet - zijn er enkele tekortkomingen. De vraag stond als laatste in een relatief lange vragenlijst, waardoor respondenten mogelijk vermoeid waren en met minder aandacht antwoorden. Uit onderzoek blijkt namelijk dat antwoorden op laatste items vaker extremere waarden aannemen (Roberts et al., 2010), wat hier tot een overschatting van het verband kan leiden. Anderzijds betreft het een gevoelig onderwerp, waardoor er sociale wenselijkheid bias op kan treden. Respondenten zouden zich neutraler of milder op kunnen stellen dan dat zij zich daadwerkelijk voelen, waardoor het verband juist onderschat zou worden.. Daarnaast is er tijdens de operationalisatie nuance verloren gegaan, aangezien neutrale en negatieve houdingen in 1 categorie zijn vastgelegd. Zo kunnen pro-Zwarte Piet-respondenten uit sociale wenselijkheid de neutrale stelling hebben gekozen en zo in de anti/neutrale groep zijn beland. Dit is een belangrijk discussiepunt binnen dit onderzoek, aangezien het grootste deel van de respondenten in de anti/neutrale groep, de neutrale houding had ingenomen (475 versus 85). Dit kan een mogelijke vertekening in resultaten veroorzaken.

Een andere belangrijke keuze binnen dit onderzoek, is de keuze om alleen huishoudhoofden op te nemen in de analyse. Dit is gedaan om aan de assumptie van onafhankelijke waarnemingen te voldoen. Echter heeft dit mogelijk nadelen voor de generaliseerbaarheid, aangezien de steekproef nu relatief oud en mannelijk is. Hetzelfde geldt voor de keuze om alle mensen met een migratieachtergrond te verwijderen. Hoewel dit is gedaan omdat voor hen een andere argumentatie geldt dan opleidingsniveau en mondiale identiteit, zijn ze wel een belangrijke groep binnen het Zwarte Piet debat. Vervolgonderzoek kan hier rekening mee houden .

Tenslotte is het ook belangrijk om te wijzen op de actualiteit van de data. De gegevens die zijn gebruikt stammen uit 2022, terwijl de discussie rondom Zwarte Piet en de bredere context eromheen, denk hierbij aan de opkomst van de PVV en de bredere polarisatie tegenover immigratie (Kunst et al., 2025), is blijven veranderen. Recent onderzoek (Van der Schelde et al., 2024) toont aan dat de steun voor Zwarte Piet in 2024 is gestegen naar 38%, tegenover de 33% in 2022. De groei van de steun is mogelijk toe te wijzen aan deze bredere maatschappelijke ontwikkelingen, en herhaling van dit onderzoek zou kunnen laten zien welke factoren nu een mogelijk grotere rol spelen dan in eerdere jaren.

6.3 Vervolgonderzoek en beleidsimplicaties

6.3.1 Maatschappelijke implicaties

Ondanks de beperkingen in dit onderzoek, kan op basis ervan een duidelijke aanbeveling worden gedaan. Maatschappelijk gezien is de conclusie over de invloed van mondialiteit direct toepasbaar in het verminderen van onrust rondom de Zwarte Piet discussie. Zo zouden beleidsmakers adviezen kunnen geven om te investeren in programma's die mondiaal burgerschap bevorderen, aangezien de bevindingen aantonen dat mondiale identiteit an sich een invloedrijke rol speelt in hoe mensen tegenover de Zwarte Piet traditie aankijken. Een voorbeeld van hoe dit in de praktijk kan worden gebracht is het initiatief van de Nederlandse organisatie voor internationalisering in onderwijs (NUFFIC) om onderwijs in wereldburgerschap te geven op de basisschool en het voortgezet onderwijs (Nuffic, z.d.-a; Nuffic, z.d.-b). Om te komen tot andere praktische implicaties is eerst meer vervolgonderzoek nodig.

6.3.2 Vervolgonderzoek

Vervolgonderzoek zou zich ten eerste kunnen richten op welke factoren dan wel het verband tussen een hogere opleiding en een minder pro Zwarte Piet houding verklaren. Zo kan worden onderzocht of culturele achterstelling inderdaad de belangrijkste factor is, of dat andere factoren of een samenspel van allerlei factoren een rol spelen.

Daarnaast is het ook belangrijk om naar andere predictoren dan opleidingsniveau te kijken, aangezien dit zeker niet alles verklaart in de houdingen tegenover zwarte piet. Van de hoger opgeleiden met een hoge mondiale identiteit is nog steeds 30.3% Pro-Zwarte Piet (Tabel 6). Er zijn dus andere factoren in het spel! Oudere mensen (van Engeland, 2020), evenals Friezen en PVV-stemmers hechten mogelijk vaker aan een zwarte zwarte piet (EenVandaag, 2017). Aangezien deze informatie niet uit een wetenschappelijke bron komt, is het zinvol om in de toekomst te onderzoeken of en hoe deze factoren daadwerkelijk bijdragen aan iemands houding tegenover Zwarte Piet. Met name onderzoek naar de subgroep van hoger opgeleiden met een sterke mondiale identiteit die toch pro-Zwarte Piet is, kan waardevolle inzichten bieden. Beleidsmakers zouden immers gebruik kunnen maken van deze inzichten om de, nog steeds aanwezige, spanningen rondom de Zwarte Piet traditie (NOS, 2023) te verminderen.

Samenvattend laat dit onderzoek zien dat hoger opgeleiden inderdaad minder pro-Zwarte Piet zijn, maar dat mondiale identiteit hier niet als tussenliggende factor fungeert. Mondiale identiteit heeft op zichzelf wel invloed, maar opleidingsniveau blijft de grootste voorspeller.

Literatuurlijst

Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173–1182.

<https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>

Campbell, C., & Horowitz, J. (2016). Does college influence sociopolitical attitudes? *Sociology of Education*, 89(1), 40–58.

<https://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1177/0038040715617>

CBS. (2024, September 4). *Wat is het onderwijsniveau van Nederland? – Nederland in cijfers 2024*.

<https://longreads.cbs.nl/nederland-in-cijfers-2024/wat-is-het-onderwijsniveau-van-nederland/>

Çankaya, S. (2016, December 5). *De meerderheid van Nederland is tegen aanpassing van Zwarte Piet. Ik vond 4 verklaringen*. De Correspondent.

<https://decorrespondent.nl/5796/de-meerderheid-van-nederland-is-tegen-aanpassing-van-zwarte-piet-ik-vond-4-verklaringen/9e4f70d6-039f-0c83-39cf-8f0170bb9d4>

Chen, G. (2022). Utilitarianism or cosmopolitanism? A study of education's impact on individual attitudes toward foreign countries. *International Interactions*, 48(1), 110–138.

<http://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1080/03050629.2021.196838>

Chen, W., Lu, J., Liu, L., & Lin, W. (2014). Gender differences of empathy. *Advances in Psychological Science*, 22(9), 1423–1434.

<https://doi.org/10.3724/sp.j.1042.2014.01423>

- De Vries, C. E. (2018). The cosmopolitan-parochial divide: Changing patterns of party and electoral competition in the Netherlands and beyond. *Journal of European Public Policy*, 25(11), 1541–1565.
<http://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1080/13501763.2017.1339730>
- EenVandaag. (2017, 23 november). Friezen en ouderen meest voor traditionele Zwarte Piet *EenVandaag*. <https://eenvandaag.avrotros.nl/opiniepanel/uitslagen/friezen-en-ouderen-meest-voor-traditionele-zwarte-piet-106452>
- Elshout, S. (2022, September 1). *Codeboek – Achtergrondvariabelen LISS Panel (Versie 9.3)*. Centerdata. <https://www.dataarchive.lissdata.nl>
- Gidron, N., & Hall, P. A. (2017). The politics of social status: Economic and cultural roots of populist right. *The British Journal of Sociology*, 68(S1), S58–S84.
<https://proxy-ub.rug.nl/login?url=https://doi.org/10.1111/1468-4446.12319>
- Hello, E., Scheepers, P., & Slegers, P. (2005). Why the more educated are less inclined to keep ethnic distance: An empirical test of four explanations. *Ethnic and Racial Studies*, 29(5), 959–985. <https://doi.org/10.1080/0141987060081401>
- Janmaat, J., & Keating, A. (2019). Are today's youth more tolerant? Trends in tolerance among young people in Britain. *Ethnicities*, 19, 44–65.
<https://doi.org/10.1177/1468796817723682>
- Kieruj, N. (2024, November). *Codeboek – International solidarity (Versie 1.0)*. Centerdata. <https://www.dataarchive.lissdata.nl>
- Kunst, S., Dagevos, J., & Coenders, M. (2025). *Migratie als spiegel van maatschappijbeelden: Een onderzoek naar opvattingen in de bevolking over*

migratie, nationale identiteit, samenleving en politiek (Samenvatting). Sociaal en Cultureel Planbureau. <https://www.scp.nl>

Kurer, T. (2020). The declining middle: Occupational change, social status, and the populist right. *Comparative Political Studies*, 53(10–11), 1798–1835.

<http://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1177/0010414020912283>

LISS Panel. (2024). Centerdata, Tilburg University. <https://www.lissdata.nl/>

Manokara, K., Hornsey, M. J., & Jetten, J. (2014). The elite global citizen: How wealth shapes cosmopolitan identity and charitable intentions. *European Journal of Social Psychology*. <http://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.311>

McFarland, S., Hackett, J., Hamer, K., Katzarska-Miller, I., Malsch, A., Reese, G., & Reysen, S. (2019). Global human identification and citizenship: A review of psychological studies. *Advances in Political Psychology*, 6, 141–171. <http://proxy-ub.rug.nl/login?url=http://dx.doi.org/10.1111/pops.12572>

NOS. (2023, November 18). *Hoe Sinterklaas weer vooral een tijd van plezier in plaats van strijd werd*. <https://nos.nl/artikel/2498266-hoe-sinterklaas-weer-vooral-een-tijd-van-plezier-in-plaats-van-strijd-werd>

Novakova, B. (2024, 29 november). *Dealing with the colonial past in the Netherlands: The Zwarte Piet phenomenon - The Yale Review of*. The Yale Review Of International Studies. <https://yris.yira.org/column/dealing-with-the-colonial-past-in-the-netherlands-the-zwarte-pie-phenomenon/>

Nuffic. (z.d.-a). *Wereldburgerschap op de basisschool*. Geraadpleegd op 18 mei 2025, van <https://www.nuffic.nl/wereldburgerschap-op-de-basisschool>

Nuffic. (z.d.-b). *Wereldburgerschap in het voortgezet onderwijs*. Geraadpleegd op 18 mei 2025, van <https://www.nuffic.nl/onderwerpen/beginnen-met-internationalisering/wereldburgerschap-in-het-voortgezet-onderwijs>

Roberts, C., Eva, G., Allum, N., & Lynn, P. (2010). *Data quality in telephone surveys and the effect of questionnaire length: A cross-national experiment* (ISER Working Paper Series, No. 2010-36). University of Essex. <https://www.researchgate.net/publication/254412204>

Scheepers, P., Gijsberts, M., & Coenders, M. (2002). Ethnic exclusionism in European countries: Public opposition to civil rights for legal migrants as a response to perceived ethnic threat. *European Sociological Review*, 18(1), 17–34. <https://doi.org/10.1093/esr/18.1.17>

Steiner, N. D., Schimpf, C. H., & Wuttke, A. (2023). Left behind and united by populism? Populism's multiple roots in feelings of lacking societal recognition. *Politische Vierteljahresschrift*, 64, 107–132. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1007/s11615-022-00416-4>

Surridge, P. (2016). Education and liberalism: Pursuing the link. *Oxford Review of Education*, 42(2), 146–164. <https://doi-org.proxy-ub.rug.nl/10.1080/03054985.2016.1151408>

Tuch, S. (1987). Urbanism, region, and tolerance revisited: The case of racial prejudice. *American Sociological Review*, 52, 504–510. <https://doi.org/10.2307/2095295>

Van der Schelde, A., Kanne, P., & Ipsos I&O. (2024). *Nederlanders over Zwarte Piet*. Ipsos I&O.

<https://206.wpcdnnode.com/ipsos-publiek.nl/wp-content/uploads/2024/11/rapport-op-nieuwonderzoek-zwarte-piet-1.pdf>

Van Engeland, W., Kanne, P., & Driessen, M. (2020, November). Nederland accepteert verandering

van (Zwarte) Piet (Rapportnr. 2020/208). I&O Research. <https://www.ioresearch.nl>

Van Wonderen, R., Van Kapel, M., & Kennisplatform Integratie & Samenleving. (2017).

Nederlanders over etnisch-culturele diversiteit in de samenleving: bezorgdheid en veerkracht.

<https://www.kis.nl/sites/default/files/2022-08/bezorgdheid-en-veerkracht.pdf>

Bijlage 1: Overzicht variabelen en bewerkingen

1.1: Inzicht in verwijderde respondenten

*Benodigde variabelen behouden voor verdere analyse.

MATCH FILES /FILE=*

/KEEP = aab22a359 aab22a201 oplcat leeftijd geslacht sted positie herkomstgroep
aab22a_m nomem_encr.

EXECUTE.

*Respondenten stap voor stap uitsluiten om inzicht te krijgen in dataverschuivingen.

*Stap 1: Behoud alleen respondenten die de module 'International Solidarity' hebben ontvangen (aab22a_m > 0).

SELECT IF (aab22a_m > 0).

EXECUTE.

*Frequenties van moduletoewijzing (aab22a_m): wel of niet ontvangen.

FREQUENCIES VARIABLES=aab22a_m

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
aab22a_m Year and month of the field work period		
N	Valid	3785
	Missing	0

aab22a_m Year and month of the field work period					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	202211	3785	100,0	100,0	100,0

*Stap 2: Behoud alleen de huishoudhoofden (positie = 1), om onafhankelijke observaties te garanderen.

SELECT IF (aab22a_m > 0 AND positie = 1).

EXECUTE.

*Frequenties van positie in huishouden (positie): huishoudhoofd of ander lid.

FREQUENCIES VARIABLES=positie

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
positie Position within the household		
N	Valid	1919
	Missing	0

positie Position within the household					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Household head	1919	100,0	100,0	100,0

*Stap 3: Behoud alleen autochtone respondenten (herkomstgroep = 0)

```
SELECT IF (aab22a_m > 0 AND positie = 1 AND herkomstgroep = 0).
EXECUTE.
```

*Frequenties van migratieachtergrond (herkomstgroep): autochtoon of migratieachtergrond.
FREQUENCIES VARIABLES=herkomstgroep
/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
herkomstgroep Origin		
N	Valid	1538
	Missing	0

herkomstgroep Origin					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	0 Dutch background	1538	100,0	100,0	100,0

*Stap 4: Uitsluiten van respondenten met missende of ongeldig ingevulde kernvariabelen.

```
COMPUTE misval = (
  MISSING(oplcat) OR
  MISSING(leeftijd) OR
  MISSING(geslacht) OR
  MISSING(sted) OR
  MISSING(aab22a201) OR aab22a201 = 8 OR aab22a201 = 9 OR
  MISSING(aab22a359) OR aab22a359 = 9999
).
VARIABLE LABELS misval '1 = bevat missing of ongeldige waarde op kernvariabele'.
VALUE LABELS misval 0 'Geen missings' 1 'Wel missings'.
EXECUTE.
```

SELECT IF (aab22a_m > 0 AND positie = 1 AND herkomstgroep = 0 AND misval = 0).
EXECUTE.

*Frequenties van indicator voor missende of foutieve waarden op kernvariabelen (misval).
FREQUENCIES VARIABLES=misval
/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
misval 1 = bevat missing of ongeldige waarde op kernvariabele		
N	Valid	1393
	Missing	0

misval 1 = bevat missing of ongeldige waarde op kernvariabele					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00 Geen missings	1393	100,0	100,0	100,0

1.2: Univariate statistieken van de variabelen en relevante bewerkingen

1.2.1: Zwarte Piet

***Toelichting: De volledige vraag en codering van de Zwarte Piet variabele**

Vraagstelling:

Het zal u niet zijn ontgaan dat er verschillend gedacht wordt over Zwarte Piet als onderdeel van het Sinterklaasfeest. Hoe denkt u dat we met Zwarte Piet moeten omgaan?

Welk van onderstaande meningen komt het meest met uw mening overeen?

- 1. Zwarte Piet is een traditioneel onderdeel van het Sinterklaasfeest. Het feest moet net zo gevierd worden als vroeger.*
- 2. Zwarte Piet is een ongelukkige traditie op basis van een racistisch stereotype. Het feest moet gevierd worden zonder Zwarte Piet.*
- 3. Zwarte Piet moet blijven zoals vroeger, als een grote meerderheid dat wil.*

4. *Zwarte Piet is een traditie met een ongemakkelijke bijsmaak. Het feest is prima te vieren met roetveeg- en kleurenpieten.*
5. *Zwarte Piet verwijst naar het slavernijverleden. Het feest moet gevierd worden zonder Zwarte Piet.*

Codering in de analyse:

Pro-Zwarte Piet: Optie 1 en 3

Anti/neutraal tegenover Zwarte Piet: Optie 2,4 en 5

*Controle van frequenties voor originele en bewerkte variabelen.

*Frequenties van houding tegenover Zwarte Piet (aab22a359) vóór bewerking.

FREQUENCIES VARIABLES=aab22a359

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/HISTOGRAM NORMAL

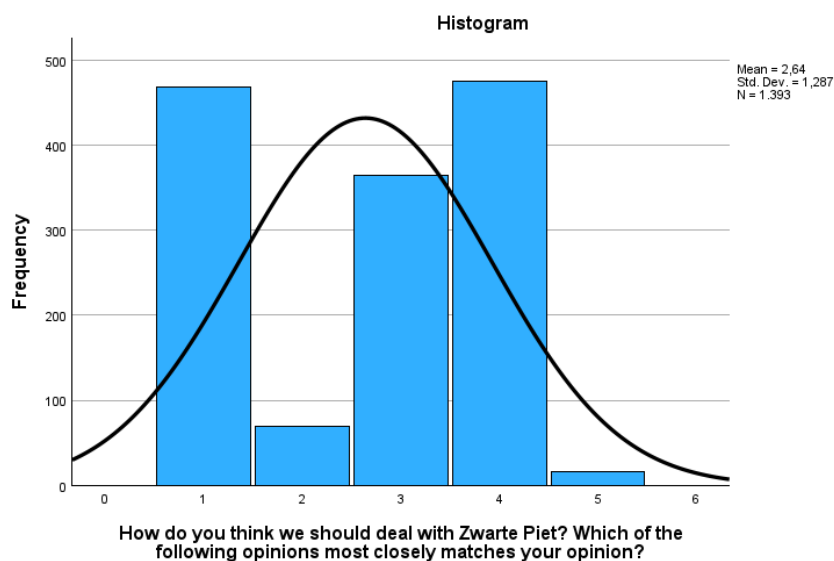
/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
aab22a359 How do you think we should deal with Zwarte Piet? Which of the following opinions most closely matches your opinion?		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		2,64
Median		3,00
Std. Deviation		1,287
Minimum		1
Maximum		5
Percentiles	25	1,00
	50	3,00
	75	4,00

aab22a359 How do you think we should deal with Zwarte Piet? Which of the following opinions most closely matches your opinion?					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Zwarte Piet is a traditional part of	469	33,7	33,7	33,7

	the Sinterklaas celebrations. [...]				
	2 Zwarte Piet is a regrettable tradition based on a racist stereotype [...]	69	5,0	5,0	38,6
	3 Zwarte Piet is part of the Sinterklaas tradition that should stay the same as it always has been [...]	364	26,1	26,1	64,8
	4 Zwarte Piet is a tradition with uncomfortable connotations. [...]	475	34,1	34,1	98,9
	5 Zwarte Piet is a tradition that refers to the history of slavery. [...]	16	1,1	1,1	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



*Aanmaak van een binaire variabele voor Pro-Zwarte Piet (1 = pro, 0 = rest).

COMPUTE zp_pro = 0.

IF (aab22a359 = 1 OR aab22a359 = 3) zp_pro = 1.

IF (aab22a359 = 9999) zp_pro = \$SYSMIS.

VARIABLE LABELS zp_pro '1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest'.

VALUE LABELS zp_pro 0 'Rest (anti/neutraal)' 1 'Pro-Zwarte Piet'.

EXECUTE.

*Frequencies van binaire houding tegenover Zwarte Piet (zp_pro) na categorisering.

FREQUENCIES VARIABLES=zp_pro

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/HISTOGRAM NORMAL

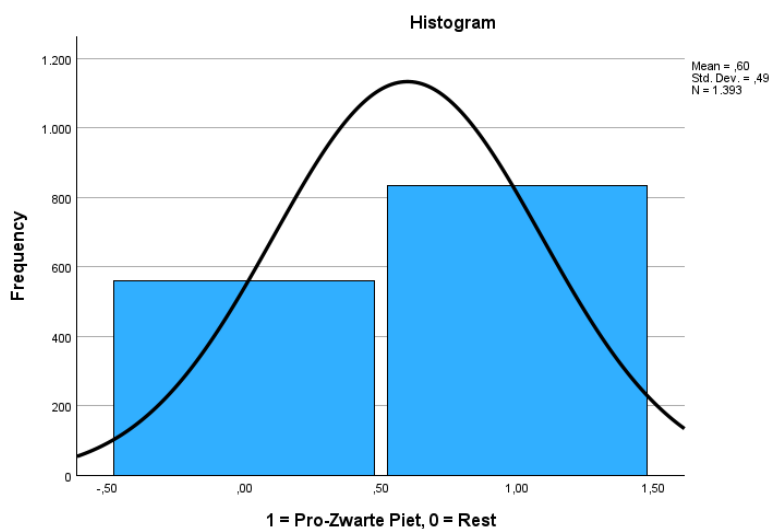
/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics
zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest

N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		,5980
Median		1,0000
Std. Deviation		,49048
Minimum		,00
Maximum		1,00
Percentiles	25	,0000
	50	1,0000
	75	1,0000

zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00 Rest (anti/neutraal)	560	40,2	40,2	40,2
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	59,8	59,8	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



1.2.2: Mondiale identiteit

*Frequenties van mondiale identiteit (aab22a201) vóór spiegelen: verbondenheid met de wereld.

FREQUENCIES VARIABLES=aab22a201

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

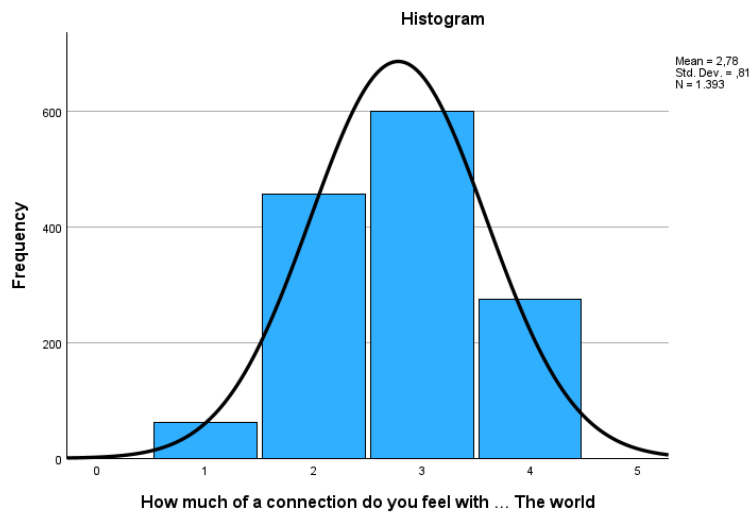
/HISTOGRAM NORMAL

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
aab22a201 How much of a connection do you feel with ... The world		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		2,78
Median		3,00
Std. Deviation		,810
Minimum		1
Maximum		4
Percentiles	25	2,00
	50	3,00
	75	3,00

aab22a201 How much of a connection do you feel with ... The world					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 strongly connected	62	4,5	4,5	4,5
	2 connected	456	32,7	32,7	37,2
	3 not very connected	600	43,1	43,1	80,3
	4 not at all connected	275	19,7	19,7	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



*Spiegelen van schaal voor mondiale identiteit zodat hoge scores sterke verbondenheid representeren.

COMPUTE mond_id = 5 - aab22a201.

IF (aab22a201 = 8 OR aab22a201 = 9) mond_id = \$SYSMIS.

VARIABLE LABELS mond_id 'Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)'.
EXECUTE.

*Frequenties van gespiegelde schaal voor mondiale identiteit (mond_id).

FREQUENCIES VARIABLES=mond_id

```

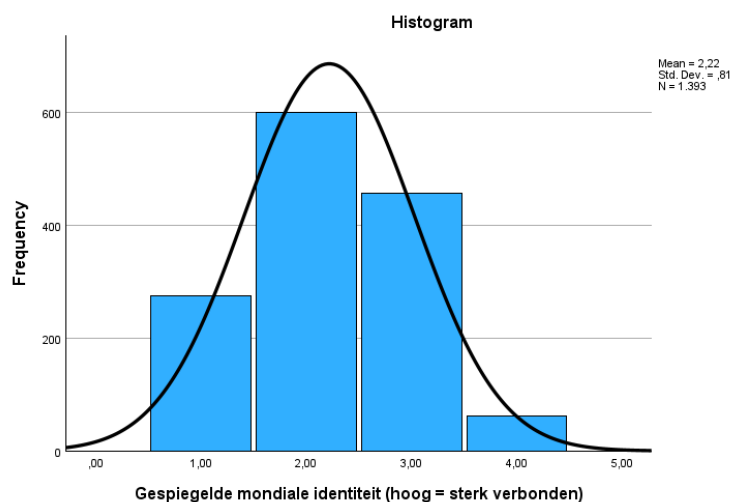
/NTILES=4
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN
/HISTOGRAM NORMAL
/ORDER=ANALYSIS.

```

Frequencies

Statistics		
mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		2,2190
Median		2,0000
Std. Deviation		,80952
Minimum		1,00
Maximum		4,00
Percentiles	25	2,0000
	50	2,0000
	75	3,0000

mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1,00	275	19,7	19,7	19,7
	2,00	600	43,1	43,1	62,8
	3,00	456	32,7	32,7	95,5
	4,00	62	4,5	4,5	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



1.2.3: Stedelijkheid

*Frequenties van stedelijkheid (sted) vóór spiegelen: mate van stedelijke woonomgeving.

FREQUENCIES VARIABLES=sted

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

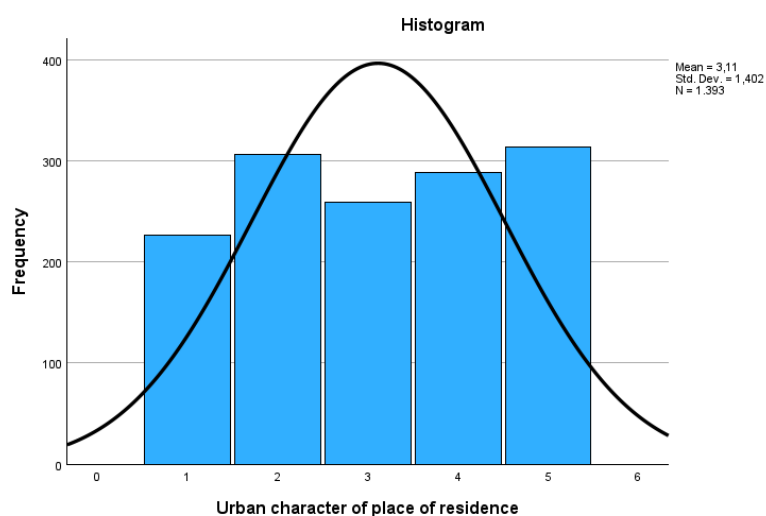
/HISTOGRAM NORMAL

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
sted Urban character of place of residence		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		3,11
Median		3,00
Std. Deviation		1,402
Minimum		1
Maximum		5
Percentiles	25	2,00
	50	3,00
	75	4,00

sted Urban character of place of residence					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Extremely urban	226	16,2	16,2	16,2
	2 Very urban	306	22,0	22,0	38,2
	3 Moderately urban	259	18,6	18,6	56,8
	4 Slightly urban	288	20,7	20,7	77,5
	5 Not urban	314	22,5	22,5	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



*Spiegelen van stedelijkheid zodat hogere scores een meer stedelijke woonomgeving aanduiden.

```

COMPUTE sted_s = 6 - sted.
VARIABLE LABELS sted_s 'Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)'.
EXECUTE.

```

```

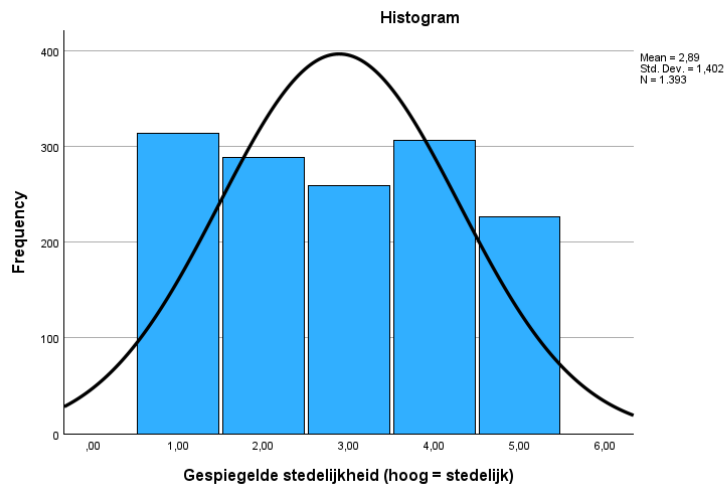
*Frequencies van gespiegelde stedelijkheid (sted_s).
FREQUENCIES VARIABLES=sted_s
  /NTILES=4
  /STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN
  /HISTOGRAM NORMAL
  /ORDER=ANALYSIS.

```

Frequencies

Statistics		
sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		2,8866
Median		3,0000
Std. Deviation		1,40199
Minimum		1,00
Maximum		5,00
Percentiles	25	2,0000
	50	3,0000
	75	4,0000

sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1,00	314	22,5	22,5	22,5
	2,00	288	20,7	20,7	43,2
	3,00	259	18,6	18,6	61,8
	4,00	306	22,0	22,0	83,8
	5,00	226	16,2	16,2	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



1.2.4: Opleidingsniveau

*Frequencies van opleidingsniveau (oplcatt).

FREQUENCIES VARIABLES=oplcatt

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/HISTOGRAM NORMAL

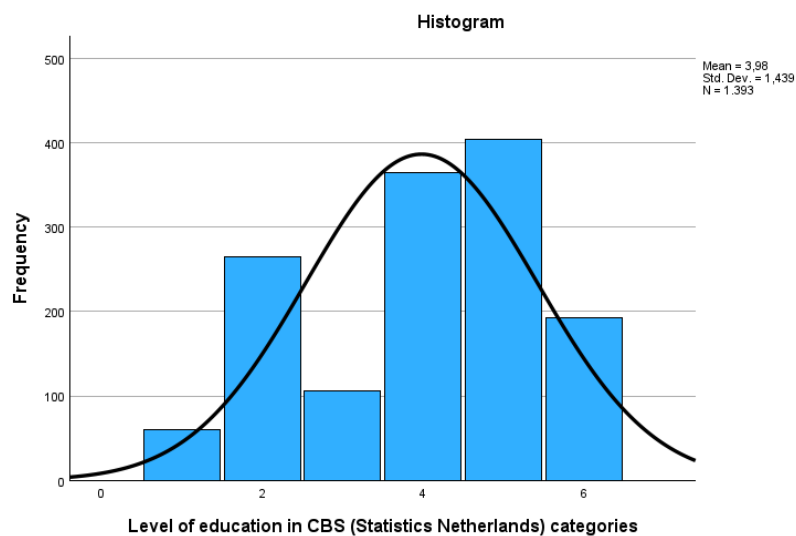
/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
oplcatt Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		3,98
Median		4,00
Std. Deviation		1,439
Minimum		1
Maximum		6
Percentiles	25	3,00
	50	4,00
	75	5,00

oplcatt Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 primary school	60	4,3	4,3	4,3
	2 vmbo (intermediate secondary education, US: junior high school)	265	19,0	19,0	23,3
	3 havo/vwo (higher secondary education/preparatory university education, US: senior high school)	106	7,6	7,6	30,9

4 mbo (intermediate vocational education, US: junior college)	365	26,2	26,2	57,1
5 hbo (higher vocational education, US: college)	404	29,0	29,0	86,1
6 wo (university)	193	13,9	13,9	100,0
Total	1393	100,0	100,0	



1.2.5: Leeftijd

*Frequencies van leeftijd van respondent (leeftijd).

FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd

/NTILES=4

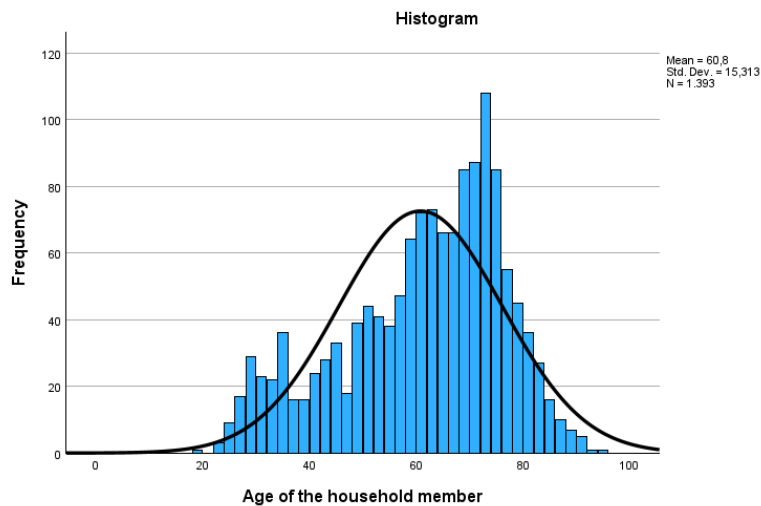
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

/HISTOGRAM NORMAL

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
leeftijd Age of the household member		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		60,80
Median		64,00
Std. Deviation		15,313
Minimum		19
Maximum		95
Percentiles	25	51,00
	50	64,00
	75	72,00



1.2.6: Geslacht

*Frequencies van geslacht van respondent (geslacht).

FREQUENCIES VARIABLES=geslacht

/NTILES=4

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN

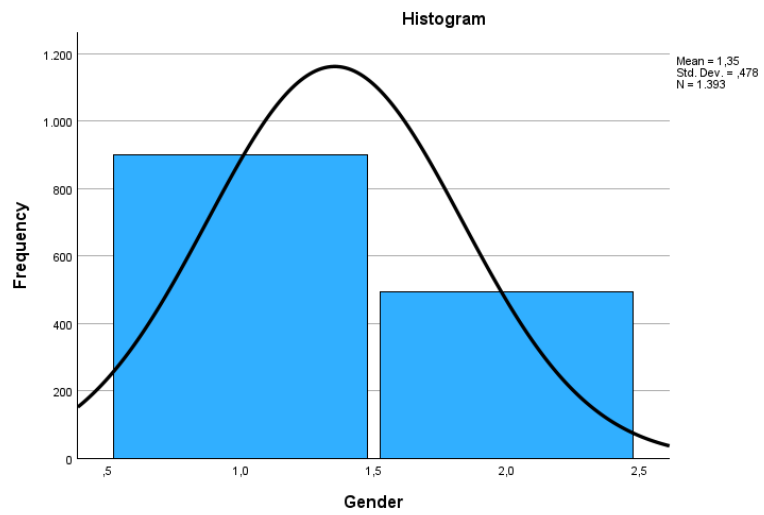
/HISTOGRAM NORMAL

/ORDER=ANALYSIS.

Frequencies

Statistics		
geslacht Gender		
N	Valid	1393
	Missing	0
Mean		1,35
Median		1,00
Std. Deviation		,478
Minimum		1
Maximum		2
Percentiles	25	1,00
	50	1,00
	75	2,00

geslacht Gender					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1 Male	900	64,6	64,6	64,6
	2 Female	493	35,4	35,4	100,0
	Total	1393	100,0	100,0	



Bijlage 2: Analyses

2.1: Bivariate statistieken

* Berekent Pearson-correlaties tussen alle variabelen.

CORRELATIONS

/VARIABLES=leeftijd geslacht sted_s oplcat mond_id zp_pro

/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL

/MISSING=PAIRWISE.

Correlations

Correlations							
		leeftijd Age of the household member	geslacht Gender	sted_s Gespiegeld e stedelijkheid (hoog = stedelijk)	oplcat Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	mond_id Gespiegeld e mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest
leeftijd Age of the household member	Pearson Correlation	1	-,017	-,070**	-,282**	,124**	,132**
	Sig. (2-tailed)		,529	,009	<,001	<,001	<,001
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
geslacht Gender	Pearson Correlation	-,017	1	,120**	-,060*	,158**	-,097**
	Sig. (2-tailed)	,529		<,001	,024	<,001	<,001
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	Pearson Correlation	-,070**	,120**	1	,104**	,086**	-,127**
	Sig. (2-tailed)	,009	<,001		<,001	,001	<,001
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
oplcat Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	Pearson Correlation	-,282**	-,060*	,104**	1	,091**	-,349**
	Sig. (2-tailed)	<,001	,024	<,001		<,001	<,001
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
mond_id Gespiegelde mondiale identiteit	Pearson Correlation	,124**	,158**	,086**	,091**	1	-,216**

(hoog = sterk verbonden)							
	Sig. (2-tailed)	<,001	<,001	,001	<,001		<,001
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	Pearson Correlation	,132**	-,097**	-,127**	-,349**	-,216**	1
	Sig. (2-tailed)	<,001	<,001	<,001	<,001	<,001	
	N	1393	1393	1393	1393	1393	1393
**. Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).							
*. Correlation is significant at the 0.05 level (2-tailed).							

- * Voert onafhankelijke t-toetsen uit voor verschillen in gemiddelden tussen groepen (pro-/niet-pro-Zwarte Piet).
- * Effect sizes worden ook weergegeven.

T-TEST GROUPS=zp_pro(0 1)
 /MISSING=ANALYSIS
 /VARIABLES=leeftijd geslacht sted_s oplcat mond_id
 /ES DISPLAY(TRUE)
 /CRITERIA=CI(.95).

T-Test

Group Statistics					
	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
leeftijd Age of the household member	,00 Rest (anti/neutraal)	560	58,33	16,294	,689
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	62,46	14,390	,499
geslacht Gender	,00 Rest (anti/neutraal)	560	1,41	,492	,021
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	1,32	,465	,016
sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	,00 Rest (anti/neutraal)	560	3,1036	1,47246	,06222
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	2,7407	1,33373	,04621
oplcat Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	,00 Rest (anti/neutraal)	560	4,59	1,253	,053
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	3,57	1,410	,049
mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	,00 Rest (anti/neutraal)	560	2,4321	,74879	,03164
	1,00 Pro-Zwarte Piet	833	2,0756	,81765	,02833

Independent Samples Test											
		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means							
		F	Sig.	t	df	Significance		Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
						One-Sided p	Two-Sided p			Lower	Upper
leeftijd Age of the household member	Equal variances assumed	14,997	<,001	-4,972	1391	<,001	<,001	-4,126	,830	-5,754	-2,498
	Equal variances not assumed			-4,853	1096,386	<,001	<,001	-4,126	,850	-5,794	-2,458
geslacht Gender	Equal variances assumed	43,735	<,001	3,650	1391	<,001	<,001	,095	,026	,044	,146
	Equal variances not assumed			3,609	1152,142	<,001	<,001	,095	,026	,043	,147
sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	Equal variances assumed	14,666	<,001	4,773	1391	<,001	<,001	,36288	,07602	,21375	,51200
	Equal variances not assumed			4,682	1117,322	<,001	<,001	,36288	,07751	,21080	,51495
oplcac Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	Equal variances assumed	32,672	<,001	13,872	1391	<,001	<,001	1,023	,074	,878	1,167
	Equal variances not assumed			14,197	1288,670	<,001	<,001	1,023	,072	,881	1,164
mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	Equal variances assumed	,623	,430	8,251	1391	<,001	<,001	,35651	,04321	,27175	,44127
	Equal variances not assumed			8,394	1267,275	<,001	<,001	,35651	,04247	,27319	,43983

Independent Samples Effect Sizes					
		Standardizer ^a	Point Estimate	95% Confidence Interval	
				Lower	Upper
leeftijd Age of the household member	Cohen's d	15,184	-,272	-,379	-,164
	Hedges' correction	15,192	-,272	-,379	-,164
	Glass's delta	14,390	-,287	-,395	-,179
geslacht Gender	Cohen's d	,476	,199	,092	,307
	Hedges' correction	,477	,199	,092	,307
	Glass's delta	,465	,204	,097	,312
sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	Cohen's d	1,39115	,261	,153	,368
	Hedges' correction	1,39190	,261	,153	,368
	Glass's delta	1,33373	,272	,164	,380
oplcatt Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	Cohen's d	1,349	,758	,647	,869
	Hedges' correction	1,350	,758	,647	,868
	Glass's delta	1,410	,725	,612	,838
mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	Cohen's d	,79070	,451	,342	,559
	Hedges' correction	,79112	,451	,342	,559
	Glass's delta	,81765	,436	,327	,545
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 (i.e., the second) group.					

* Voert kruistabellenanalyse uit voor de categorische variabelen geslacht en houding tegenover Zwarte Piet.

* Toont chi-kwadraat en Phi-coëfficiënt als maten van samenhang, Phi wordt gebruikt

CROSSTABS

```

/TABLES=geslacht BY zp_pro
/FORMAT=AVALUE TABLES
/STATISTICS=CHISQ PHI
/CELLS=COUNT
/COUNT ROUND CELL.

```

Crosstabs

Case Processing Summary						
	Cases					
	Valid		Missing		Total	
	N	Percent	N	Percent	N	Percent
geslacht Gender * zp_pro 1 =	1393	100,0%	0	0,0%	1393	100,0%

Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest						
---------------------------	--	--	--	--	--	--

geslacht Gender * zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest Crosstabulation				
Count				
		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest		Total
		,00 Rest (anti/neutral)	1,00 Pro-Zwarte Piet	
geslacht Gender	1 Male	330	570	900
	2 Female	230	263	493
Total		560	833	1393

Chi-Square Tests					
	Value	df	Asymptotic Significance (2-sided)	Exact Sig. (2-sided)	Exact Sig. (1-sided)
Pearson Chi-Square	13,214 ^a	1	<,001		
Continuity Correction ^b	12,802	1	<,001		
Likelihood Ratio	13,141	1	<,001		
Fisher's Exact Test				<,001	<,001
Linear-by-Linear Association	13,204	1	<,001		
N of Valid Cases	1393				
a. 0 cells (0,0%) have expected count less than 5. The minimum expected count is 198,19.					
b. Computed only for a 2x2 table					

Symmetric Measures			
		Value	Approximate Significance
Nominal by Nominal	Phi	-,097	<,001
	Cramer's V	,097	<,001
N of Valid Cases		1393	

2.2: Logistische regressies

- * Voert logistische regressie uit in drie stappen (model 0, 1 en 3).
- * Model 0: controlevariabelen; Model 1: opleidingsniveau toegevoegd; Model 3: mondiale identiteit toegevoegd.
- * Resultaten worden gebruikt voor mediatieanalyse.
- * Berekent ook de Leverage en Dfbeta voor de controle op uitbijters in Bijlage 3.

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES zp_pro
/METHOD=ENTER leeftijd geslacht sted_s
/METHOD=ENTER leeftijd geslacht sted_s oplcat
/METHOD=ENTER leeftijd geslacht sted_s oplcat mond_id
/SAVE=LEVER DFBETA
/CLASSPLOT
```

/PRINT=GOODFIT CI(95)

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

Logistic Regression

Case Processing Summary			
Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	1393	100,0
	Missing Cases	0	,0
	Total	1393	100,0
Unselected Cases		0	,0
Total		1393	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 Rest (anti/neutraal)	0
1,00 Pro-Zwarte Piet	1

Block 0: Beginning Block

Classification Table ^{a,b}						
	Observed			Predicted		
				zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	Percentage Correct	
				,00 Rest (anti/neutraal)	1,00 Pro-Zwarte Piet	
Step 0	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest		,00 Rest (anti/neutraal)	0	560	,0
			1,00 Pro-Zwarte Piet	0	833	100,0
	Overall Percentage					59,8
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	,397	,055	52,805	1	<,001	1,487

Variables not in the Equation					
			Score	df	Sig.
Step 0	Variables	Age of the household member	24,328	1	<,001
		Gender	13,214	1	<,001
		Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	22,450	1	<,001
	Overall Statistics		53,035	3	<,001

Block 1: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients				
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	53,389	3	<,001
	Block	53,389	3	<,001
	Model	53,389	3	<,001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1823,869 ^a	,038	,051
a. Estimation terminated at iteration number 3 because parameter estimates changed by less than ,001.			

Hosmer and Lemeshow Test			
Step	Chi-square	df	Sig.
1	16,543	8	,035

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test						
		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = ,00 Rest (anti/neutraal)		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = 1,00 Pro-Zwarte Piet		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	97	83,617	44	57,383	141
	2	67	70,076	72	68,924	139
	3	54	64,255	85	74,745	139
	4	60	59,659	79	79,341	139
	5	49	55,943	90	83,057	139
	6	47	53,865	96	89,135	143
	7	46	48,699	91	88,301	137
	8	46	46,208	94	93,792	140

	9	50	40,517	85	94,483	135
	10	44	37,160	97	103,840	141

Classification Table ^a					
	Observed		Predicted		
			zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest		Percentage Correct
			,00 Rest (anti/neutraal)	1,00 Pro-Zwarte Piet	
Step 1	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	,00 Rest (anti/neutraal)	135	425	24,1
		1,00 Pro-Zwarte Piet	88	745	89,4
	Overall Percentage				63,2
a. The cut value is ,500					

Variables in the Equation									
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Age of the household member	,017	,004	20,992	1	<,001	1,017	1,010	1,024
	Gender	-,357	,116	9,469	1	,002	,700	,557	,878
	Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	-,162	,040	16,285	1	<,001	,850	,786	,920
	Constant	,350	,297	1,387	1	,239	1,419		
a. Variable(s) entered on step 1: Age of the household member, Gender, Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk).									

Block 2: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients				
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	160,432	1	<,001
	Block	160,432	1	<,001
	Model	213,820	4	<,001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1663,437 ^a	,142	,192
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	26,116	8	,001

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test						
		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = ,00 Rest (anti/neutral)		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = 1,00 Pro-Zwarte Piet		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	110	99,391	29	39,609	139
	2	81	86,229	58	52,771	139
	3	82	75,507	57	63,493	139
	4	49	67,833	91	72,167	140
	5	54	60,459	85	78,541	139
	6	52	52,380	87	86,620	139
	7	45	43,537	94	95,463	139
	8	49	34,520	90	104,480	139
	9	21	24,137	118	114,863	139
	10	17	16,007	124	124,993	141

Classification Table ^a					
	Observed		Predicted		
			zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest		Percentage Correct
			,00 Rest (anti/neutraal)	1,00 Pro-Zwarte Piet	
Step 1	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	,00 Rest (anti/neutraal)	285	275	50,9
		1,00 Pro-Zwarte Piet	162	671	80,6
	Overall Percentage				68,6
a. The cut value is ,500					

Variables in the Equation									
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Age of the household member	,004	,004	1,273	1	,259	1,004	,997	1,012
	Gender	-,533	,125	18,162	1	<,001	,587	,459	,750
	Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	-,123	,043	8,288	1	,004	,884	,814	,962
	Level of education in	-,562	,048	137,338	1	<,001	,570	,519	,626

	CBS (Statistics Netherlands) categories								
	Constant	3,521	,418	71,056	1	<,001	33,819		
a. Variable(s) entered on step 1: Age of the household member, Gender, Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk), Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories.									

Block 3: Method = Enter

Omnibus Tests of Model Coefficients				
		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	48,354	1	<,001
	Block	48,354	1	<,001
	Model	262,174	5	<,001

Model Summary			
Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1615,084 ^a	,172	,232
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	3,926	8	,864

Contingency Table for Hosmer and Lemeshow Test						
		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = ,00 Rest (anti/neutraal)		zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest = 1,00 Pro-Zwarte Piet		Total
		Observed	Expected	Observed	Expected	
Step 1	1	107	105,619	32	33,381	139
	2	90	90,007	49	48,993	139
	3	77	78,192	62	60,808	139
	4	74	67,988	65	71,012	139
	5	55	58,499	84	80,501	139
	6	44	49,138	95	89,862	139
	7	37	41,000	102	98,000	139
	8	36	33,375	103	105,625	139
	9	27	23,190	112	115,810	139
	10	13	12,991	129	129,009	142

Classification Table ^a						
	Observed			Predicted		
				zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest	Percentage Correct	
				,00 Rest (anti/neutraal)	1,00 Pro-Zwarte Piet	
Step 1	zp_pro 1 = Pro-Zwarte Piet, 0 = Rest		,00 Rest (anti/neutraal)	300	260	53,6
			1,00 Pro-Zwarte Piet	167	666	80,0
	Overall Percentage					69,3
a. The cut value is ,500						

Variables in the Equation									
		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Age of the household member	,010	,004	5,573	1	,018	1,010	1,002	1,018
	Gender	-,404	,128	9,948	1	,002	,667	,519	,858
	Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	-,107	,044	6,083	1	,014	,898	,825	,978
	Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	-,541	,049	123,133	1	<,001	,582	,529	,641
	Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	-,534	,078	46,320	1	<,001	,586	,503	,684
	Constant	4,104	,436	88,555	1	<,001	60,606		
a. Variable(s) entered on step 1: Age of the household member, Gender, Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk), Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories, Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden).									

2.3: Lineaire regressie

- * Voert een lineaire regressie uit met mondiale identiteit als afhankelijke variabele.
- * Hiermee wordt het effect van opleidingsniveau op mondiale identiteit onderzocht (stap 2 van mediatieanalyse).
- * Controlevariabelen zijn opgenomen in het model.

```

REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS CI(95) R ANOVA CHANGE
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)
/NOORIGIN
/DEPENDENT mond_id
/METHOD=ENTER leeftijd geslacht sted_s oplcat.

```

Regression

Variables Entered/Removed ^a			
Model	Variables Entered	Variables Removed	Method
1	oplcac Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories, geslacht Gender, sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk), leeftijd Age of the household member ^b	.	Enter
a. Dependent Variable: mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)			
b. All requested variables entered.			

Model Summary									
Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Change Statistics				
					R Square Change	F Change	df1	df2	Sig. F Change
1	,256 ^a	,065	,063	,78375	,065	24,264	4	1388	<,001
a. Predictors: (Constant), oplcat Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories, geslacht Gender, sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk), leeftijd Age of the household member									

ANOVA ^a						
Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	59,619	4	14,905	24,264	<,001 ^b
	Residual	852,601	1388	,614		
	Total	912,220	1392			
a. Dependent Variable: mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)						
b. Predictors: (Constant), oplcat Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories, geslacht Gender, sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk), leeftijd Age of the household member						

Coefficients ^a							
Model	Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	95,0% Confidence Interval for B	
	B	Std. Error	Beta			Lower	Upper

							Bound	Bound
1	(Constant)	,871	,142		6,121	<,001	,592	1,150
	leeftijd Age of the household member	,009	,001	,172	6,337	<,001	,006	,012
	geslacht Gender	,273	,044	,162	6,163	<,001	,186	,361
	sted_s Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	,037	,015	,064	2,440	,015	,007	,067
	oplcatt Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	,080	,015	,143	5,233	<,001	,050	,110
a. Dependent Variable: mond_id Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)								

2.4: Het berekenen van de kansen:

De formule die hiervoor is gebruikt is afgeleid uit model 3, te vinden bij de logistische regressie. Deze formule is:

Logit($p(y=1)$) = $3,7 + 0,01 \times \text{Leeftijd} - 0,404 \times \text{Geslacht} - 0,107 \times \text{Stedelijkheid} - 0,541 \times \text{Opleidingsniveau} - 0,534 \times \text{Mondiale identiteit}$.

→

Odds = $\text{Exp}(3,7 + 0,01 \times \text{Leeftijd} - 0,404 \times \text{Geslacht} - 0,107 \times \text{Stedelijkheid} - 0,541 \times \text{Opleidingsniveau} - 0,534 \times \text{Mondiale identiteit})$

→

Kans = $(\text{Odds} / (1 + \text{Odds}))$

Voorbeeld:

Mannelijke (Geslacht = 1), Hbo'er (opleidingsniveau = 5), met Lage mondiale identiteit (Mondiale identiteit = 2), met Gemiddelde leeftijd (leeftijd = 50) en een Gemiddelde stedelijkheid (Stedelijkheid = 3)

Logit($p(y=1)$) = $3,7 + 0,01 \times 50 - 0,404 \times 1 - 0,107 \times 3 - 0,541 \times 5 - 0,534 \times 2$

$$\text{Odds} = \text{Exp}(3,7 + 0,01 \times 50 - 0,404 \times 1 - 0,107 \times 3 - 0,541 \times 5 - 0,534 \times 2) = 0.742$$

Kans op het hebben van een Pro-zwarte Piet houding = $0.742 / 1 + 0.742 = 0,426 = 42.6\%$

De volgende vergelijkingen/combinaties van verschillende scores op verschillende variabelen zijn gemaakt en uitgerekend om de hypothesen duidelijk te illustreren:

Combinatie	Opleiding	Mondiale identiteit	Geslacht	Odds	Kans op pro-Zwarte Piet houding
VMBO-man, lage mondiale ID	2	2	Man	3,76	0,79 (79%)
VMBO-man, hogere mondiale ID	2	3	Man	2,206	0,688 (68,8%)
HBO-man, lage mondiale ID	5	2	Man	0,742 3	0,426 (42,6%)
HBO-man, hogere mondiale ID	5	3	Man	0,435 2	0,303 (30,3%)
VMBO-vrouw, lage mondiale ID	2	2	Vrouw	2,51	0,715 (71,5%)
HBO-vrouw, lage mondiale ID	5	2	Vrouw	0,496	0,331 (33,1%)

De bovenstaande berekeningen illustreren de directe en mogelijke indirecte effecten zoals geformuleerd in Hypothese 1 en 2. Er is gekozen voor een vergelijking tussen VMBO (2) en HBO (5), omdat deze opleidingscategorieën inhoudelijk verschillen en goed vertegenwoordigd zijn in de dataset. Mondiale identiteit is vergeleken op lage (2) en hogere (3) niveaus om het effect hiervan te laten zien. De berekeningen zijn gemaakt voor zowel

mannen als vrouwen om te laten zien dat het voor beide geldt. Leeftijd is gefixeerd op 50 jaar, stedelijkheid op gemiddeld niveau (3), zodat verschillen in uitkomsten toe te schrijven zijn aan opleiding, mondiale identiteit en geslacht

Bijlage 3: Controle van de assumpties, multicollineariteit en uitbijters

In bijlage 3 wordt er gecontroleerd op de assumpties van een logistische regressie. Hierbij wordt gekeken naar onafhankelijkheid van de waarnemingen. Daarnaast wordt er ook gecontroleerd op multicollineariteit en uitbijters of invloedrijke punten.

3.1 Onafhankelijke waarnemingen

Aan deze assumptie, waarbij er wordt gecontroleerd op onafhankelijkheid van de observaties, is voldaan. Door de filter op huishoudhoofden zijn de respondenten in de steekproef onafhankelijk van elkaar, en bij de dataverzameling is er gebruik gemaakt van een aselechte steekproef

3.2 Multicollineariteit

Om multicollineariteit tussen de onafhankelijke variabelen te beoordelen, zijn de VIF-waarden berekend via een lineaire regressieanalyse. Alle VIF-waarden liggen ruim onder de kritische grens van 2 (variërend van 1,026 tot 1,046). Dit betekent dat er geen sprake is van multicollineariteit tussen de voorspellende variabelen in het model.

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COLLIN TOL

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)

/NOORIGIN

/DEPENDENT leeftijd

/METHOD=ENTER geslacht mond_id sted_s oplcat.

Coefficients^a

Model

Collinearity
Statistics

	Tolerance	VIF
1 Gender	,956	1,046
Gespiegelde mondiale identiteit (hoog = sterk verbonden)	,962	1,040
Gespiegelde stedelijkheid (hoog = stedelijk)	,970	1,031
Level of education in CBS (Statistics Netherlands) categories	,975	1,026

a. Dependent Variable: Age of the household member

3.3 Uitbijters en invloedrijke punten

Voor de logistische regressieanalyse is gecontroleerd op invloedrijke datapunten aan de hand van de leverage en de DFBETA-waarden. De grenswaarde voor leverage is berekend op basis van de formule $3(p + 1)/n$. Aangezien model 3 zes voorspellers bevat, ligt de grens bij $(3 \times 7)/1393 = 0,0151$. Voor DFBETA geldt de formule $3/\sqrt{n}$, wat in dit geval neerkomt op 0,0804.

De waarden voor leverage en DFBETA zijn vervolgens gecontroleerd door de relevante variabelen in SPSS te sorteren (zowel oplopend als aflopend). Geen van de cases overschrijdt de grenswaarden. Dit wijst erop dat er geen invloedrijke observaties of uitschieters zijn die de schattingsresultaten erg beïnvloeden. De resultaten van het model kunnen daarom als stabiel en betrouwbaar worden beschouwd.

De volgende tabel geeft de drie cases met de hoogste leverage-waarden weer, samen met hun DFBETA-waarden voor de belangrijkste verklarende variabelen (opleidingsniveau en mondiale identiteit). Omdat alle waarden onder de grenswaarden liggen, kan worden geconcludeerd dat er geen sprake is van uitbijters of sterk invloedrijke punten.

ID	Leverage	Dfbeta opleidingsniveau	Dfbeta mondiale identiteit
888787	0,01272	0,00631	-0,00830
864605	0,01270	-0,00197	-0,00830
821959	0,01243	-0,00204	0,00621

Aangezien de grenzen allemaal niet zijn overschreden is het niet nodig om de analyse opnieuw uit te voeren. Er kan geconstateerd worden dat er geen outliers zijn.

