

Stemmen mensen die negatiever denken over sociaaleconomische ongelijkheid eerder op een linkse politieke partij? Wat is de rol van inkomen?



Bachelorwerkstuk Niels de Jonge

Studentnummer: S493133

Mailadres: N.t.de.jonge@student.rug.nl

Begeleider: Rita Smaniotti

Datum 26-08-2025

Inhoud

Abstract	3
Inleiding.....	4
Theoretisch Kader	7
Methoden	10
Operationalisatie	11
Analyse-opzet.....	14
Resultaten	15
Beschrijvende statistieken	15
Univariate statistieken	15
Bivariate statistieken	16
Hypothesetoetsing en modevaluatie	17
Conclusie en discussie.....	20
Literatuur	23
Bijlage 1	25
Bijlage 2	44
Bijlage 3	56
Controle assumpties, multicolineariteit en uitbijters	56

Abstract

In dit onderzoek wordt onderzocht in hoeverre subjectieve percepties van sociaal-economische ongelijkheid samenhangen met stemgedrag op linkse partijen in Nederland, en of deze relatie afhangt van het inkomensniveau van kiezers. Hoewel traditionele economische stemtheorieën veronderstellen dat burgers stemmen in lijn met hun materiële belangen, blijkt in de praktijk dat culturele factoren, politieke identiteit en wantrouwen jegens instituties ook een belangrijke rol spelen. Er is gebruikgemaakt van data uit het LISS-panel (Longitudinal Internet studies for the Social Sciences), verzameld via online vragenlijstenbehulp (N=2719). Middels logistische regressieanalyse wordt getoetst of negatieve percepties van ongelijkheid de kans op een stem op een linkse partij vergroten, en of dit effect sterker is bij hogere inkomens dan bij lagere inkomens.

De resultaten laten zien dat negatieve percepties van ongelijkheid inderdaad positief samenhangen met links stemgedrag, vooral onder mensen met een relatief hoog inkomen. Tegelijkertijd stemmen lage inkomensgroepen met negatieve opvattingen over ongelijkheid niet per definitie links, mogelijk als gevolg van populistische aantrekkingskracht op andere thema's dan ongelijkheid. Deze bevindingen ondersteunen het belang van subjectieve dimensies van ongelijkheid in het verklaren van stemgedrag, en roepen vragen op over aantrekkingskracht van linkse partijen binnen het huidige politieke spectrum.

Inleiding

De Tweede Kamerverkiezingen van november 2023 markeerden een opvallende politieke verschuiving (Van der Meer, 2024). Terwijl de maatschappelijke onrust over betaalbaarheid, bestaanszekerheid en de toenemende kloof tussen arm en rijk sterk is toegenomen, koos een groot deel van het electoraat niet voor partijen die herverdeling en solidariteit centraal stellen, maar juist voor rechts-populistische partijen. In plaats van een verwachte ruk naar links, passend bij de groeiende ongelijkheid, boekten partijen als de PVV, BBB en JA21 forse winst (Van der Meer, 2024). Deze uitkomst roept fundamentele vragen op over hoe Nederlanders ongelijkheid beleven en hoe deze beleving zich vertaalt in stemgedrag.

De groeiende ongelijkheid is niet uniek voor Nederland (Piketty, 2014). In veel westerse landen zijn de inkomens- en vermogensverschillen de afgelopen decennia toegenomen. Wereldwijd bevindt sociaaleconomische ongelijkheid zich op historisch hoge niveaus (Gethin, Martínez-Toledano & Piketty, 2022). In Nederland zien we dat met name de vermogensongelijkheid zeer scheef verdeeld is: de rijkste 10% bezit ruim twee derde van het totale nettovermogen, terwijl de onderste helft van de bevolking vrijwel geen vermogen heeft (CBS, 2025). Daarnaast is het verschil in sociaal kapitaal en kansen tussen sociaal-economische groepen zichtbaar in onderwijs, gezondheid, woonsituatie en toegang tot werk (SCP, 2023). Deze ontwikkelingen onderstrepen het belang van aandacht voor ongelijkheid, niet alleen als economische kwestie, maar ook als maatschappelijke en politieke uitdaging.

Groeiende ongelijkheid kan tot onvrede en spanningen leiden (Qureshi, 2023). Onderzoek laat zien dat grote economische verschillen samenhangen met lagere sociale cohesie, een afnemend vertrouwen in instituties en een verhoogde kans op politieke polarisatie (Qureshi, 2023; Gimpelson & Treisman, 2018). Wanneer burgers het gevoel hebben dat het systeem structureel in het voordeel van een kleine elite werkt, kunnen gevoelens van vervreemding en wantrouwen ontstaan (Qureshi, 2023). Dit kan op termijn de legitimiteit van democratische besluitvorming ondermijnen. Ongelijkheid is daarmee niet alleen een verdelingsvraagstuk, maar raakt ook aan de fundamenten van onze democratie.

Een belangrijk inzicht uit recent onderzoek is dat politieke voorkeuren niet alleen bepaald worden door objectieve ongelijkheid, zoals het daadwerkelijke inkomen of vermogen, maar ook door subjectieve percepties daarvan (Janmaat, 2013). Met andere woorden: hoe mensen ongelijkheid ervaren en beoordelen, blijkt minstens zo belangrijk als hoe ongelijk hun situatie daadwerkelijk is (Niehues, 2014; Gimpelson & Treisman, 2018). Deze subjectieve ongelijkheid

omvat gevoelens over de eerlijkheid van de verdeling van welvaart, kansen en invloed. Zo kan een burger met een modaal inkomen zich alsnog buitengesloten of benadeeld voelen als hij of zij het gevoel heeft dat de samenleving oneerlijk verdeeld is. Hoe vertaald zich deze visie naar het stemgedrag van burgers?

De economische stemtheorie van Meltzer en Richard (1981) stelt dat mensen stemmen op basis van hun materiële belangen. Burgers met lagere inkomens zouden volgens dit model rationeel kiezen voor partijen die inkomensherverdeling voorstaan, omdat zij daar financieel bij gebaat zijn. Linkse partijen die inzetten op progressieve belastingen, sociale zekerheid en publieke voorzieningen zouden in deze visie vooral steun moeten krijgen van de lagere en middeninkomens. Daartegenover staan rechtse partijen, die doorgaans pleiten voor lagere belastingen, een kleinere overheid en meer individuele verantwoordelijkheid, en daarmee aantrekkelijker zijn voor hogere inkomensgroepen.

Toch laat de praktijk zien dat dit rationele model vaak tekortschiet. In veel democratieën stemmen mensen met lage of gemiddelde inkomens niet noodzakelijk op partijen die hun sociaaleconomische belangen vertegenwoordigen (Gethin, Martínez-Toledano & Piketty, 2022). Culturele factoren, identiteitsvragen en wantrouwen jegens politieke elites blijken een minstens even grote rol te spelen (Hochschild, 2016; Gidron & Hall, 2017). Thema's zoals immigratie, nationale identiteit en culturele verandering kunnen de economische belangen overschaduwen. Ook het gevoel politiek niet gehoord of vertegenwoordigd te worden, kan leiden tot steun voor partijen die buiten het traditionele links-rechts-spectrum opereren (Gidron & Hall, 2017).

Daarnaast wordt in de literatuur gewezen op een trend van 'depolitisering van ongelijkheid'. Volgens Tilley (2013) is ongelijkheid in toenemende mate losgekoppeld van politieke vertegenwoordiging. Economische tegenstellingen worden minder vaak vertaald naar politieke keuzes dan voorheen (Van der Meer, 2024). De relatie tussen subjectieve ervaring van ongelijkheid en daadwerkelijk stemgedrag is daarmee een belangrijk aandachtspunt voor onderzoek.

Het is dan ook van belang om beter te begrijpen welke rol subjectieve percepties van ongelijkheid spelen in politieke keuzes, en hoe deze samenhangen met de objectieve economische positie van burgers. Waarom stemmen sommige mensen die ongelijkheid als een probleem zien toch niet op partijen die herverdeling centraal stellen? En verschilt dit per inkomensniveau?

Het onderzoeken van deze dynamiek is niet alleen wetenschappelijk relevant, maar ook maatschappelijk urgent. In een tijd waarin de politiek steeds meer gefragmenteerd raakt en

traditionele scheidslijnen vervagen, biedt dit onderzoek inzicht in de mechanismen achter stemgedrag, onvrede en politieke voorkeuren. Het draagt bij aan het debat over vertegenwoordiging, legitimiteit en de houdbaarheid van het sociaal contract. Tegen deze achtergrond staat in dit onderzoek de volgende vraag centraal:

Stemmen mensen die negatiever denken over sociaal-economische ongelijkheid eerder op een linkse politieke partij, en hangt dit verband af van hun inkomensniveau?

Theoretisch Kader

Sociaal-economische ongelijkheid is een kenmerk van elke moderne samenleving. Onderzoek laat zien dat groeiende ongelijkheid samenhangt met lagere levenskwaliteit (Delhey & Dragolov 2013). Daarnaast kan ongelijkheid de sociale cohesie en het welzijn van burgers negatief beïnvloeden (Delhey & Dragolov, 2013). De manier waarop mensen deze ongelijkheid beoordelen, kan sterk verschillen. Sommigen zien ongelijkheid als een prikkel voor economische groei en innovatie, terwijl anderen het zien als een bedreiging voor sociale samenhang en rechtvaardigheid (Piketty, 2022). Waar de een pleit voor overheidsingrijpen om de kloof tussen arm en rijk te verkleinen, stelt de ander dat mensen vooral zelf verantwoordelijk zijn voor het overwinnen van achterstanden (Alesina & Giuliano, 2011).

De groeiende aandacht voor sociaal-economische ongelijkheid vormt de afgelopen decennia een belangrijk thema in zowel de publieke als wetenschappelijke discussie (Piketty, 2014; Milanovic, 2016). Sociaal-economische ongelijkheid kan grote maatschappelijke gevolgen hebben. Burgers met een laag inkomen hebben vaker moeite om rond te komen, kunnen minder makkelijk een woning vinden of hun energierekening betalen. Deze verschillen in mogelijkheden en zekerheid kunnen leiden tot gevoelens van frustratie, uitsluiting en wantrouwen in de politiek (Gimpelson & Treisman, 2018). Mensen die ongelijkheid als onrechtvaardig ervaren, kunnen eerder kiezen voor partijen die zich inzetten voor herverdeling en het verkleinen van ongelijkheid. Linkse partijen zetten zich doorgaans in voor progressieve belastingen, sociale zekerheid en kansengelijkheid (De Lange & Van der Meer, 2018).

Individueen die sociaal-economische ongelijkheid als onrechtvaardig ervaren, zullen van oudsher eerder geneigd zijn om hun steun uit te spreken voor partijen die pleiten voor het verkleinen van deze ongelijkheid (Van der Meer, 2024). Dit sluit aan bij het klassieke links-rechts onderscheid, waarbij linkse partijen zich inzetten voor solidariteit en collectieve voorzieningen, terwijl rechtse partijen meer nadruk leggen op marktwerking en individuele verantwoordelijkheid. Dat leidt tot de eerste hypothese:

Hypothese 1: Naarmate men negatiever aankijkt tegen sociaal-economische ongelijkheid, wordt er meer op linkse partijen gestemd.

Inkomen speelt een bijzondere rol in de relatie tussen percepties van ongelijkheid en stemgedrag. Volgens de economische stemtheorie van Meltzer en Richard (1981) stemmen mensen in lijn met hun directe economische belangen: lagere inkomensgroepen hebben baat bij

herverdeling en zouden daarom geneigd zijn om op linkse partijen te stemmen. Toch blijkt uit recent onderzoek dat ook mensen met een hoger inkomen, die er financieel juist op achteruit zouden gaan door herverdelingsbeleid, soms bewust kiezen voor linkse partijen, mits zij sociaal-economische ongelijkheid als problematisch ervaren (Piketty, 2022; Gethin, Martínez-Toledano & Piketty, 2022).

Het mechanisme hierachter draait om de morele overwegingen die met een hoger inkomen gepaard kunnen gaan. Wie economisch zeker is, heeft minder directe zorgen over de eigen bestaanszekerheid en kan zich daardoor sterker richten op maatschappelijke problemen die anderen raken. Een hoger inkomen biedt dus niet alleen materiële afstand tot ongelijkheid, maar ook ruimte voor reflectie op kwesties als sociale rechtvaardigheid, kansenongelijkheid en structureel onrecht. Wanneer mensen in hogere inkomensgroepen sociaal-economische ongelijkheid als onrechtvaardig ervaren, kunnen zij daardoor juist sterker gemotiveerd zijn om op partijen te stemmen die herverdeling en gelijke kansen bevorderen, ondanks dat zij er zelf financieel mogelijk nadeel van ondervinden (Alesina & Giuliano, 2011). Met andere woorden: bij mensen met een hoger inkomen vergroot een negatieve perceptie van ongelijkheid de kans dat zij bewust tegen hun materiële belang in stemmen, vanuit morele of principiële overwegingen.

Wanneer het inkomen van mensen echter afneemt betekent dit ook dat mensen met een laag inkomen minder snel op een linkse partij zouden stemmen. Er zijn aanwijzingen dat mensen met lage inkomens, tegen hun eigen materiële belangen, minder op linkse partijen stemmen. In landen met grotere inkomensongelijkheid is het gevoel van culturele onrust en bedreiging algemener verspreid, wat kan bijdragen aan een hogere steun voor exclusieve politiek (Scheepers, P., Gijsberts, M., & Coenders, M. 2002). Populistische partijen spelen in op gevoelens van onvrede en economische onzekerheid door thema's als migratie, klimaatbeleid of anti-establishment politiek centraal te stellen. Deze partijen bieden een alternatieve verklaring voor ongelijkheid, bijvoorbeeld door migranten als schuldigen aan te wijzen (Hochschild, 2016). Hierdoor kunnen zorgen over economische onzekerheid vertaald worden naar cultureel onbehagen. Zo blijkt uit onderzoek dat stijgende ongelijkheid onder blanke Amerikanen leidt tot meer etnische polarisatie en steun voor anti-immigratie-politiek (Macdonald, 2020).

Daarnaast hebben linkse partijen in Nederland zoals GroenLinks-PvdA, de SP en de Partij voor de Dieren zich ook gepositioneerd op thema's als duurzaamheid en sociale inclusie. Door deze thema's als "Woke" te bestempelen proberen populistische partijen kiezers van de traditionele sociaaldemocratische partijen voor zich te winnen. Verkiezingen worden steeds vaker gekaapt door populistische partijen die de aandacht weten te verschuiven naar thema's als migratie en

anti-wokebeleid, waardoor fundamentele sociaaleconomische vraagstukken op de achtergrond raken (Van der Meer, 2024).

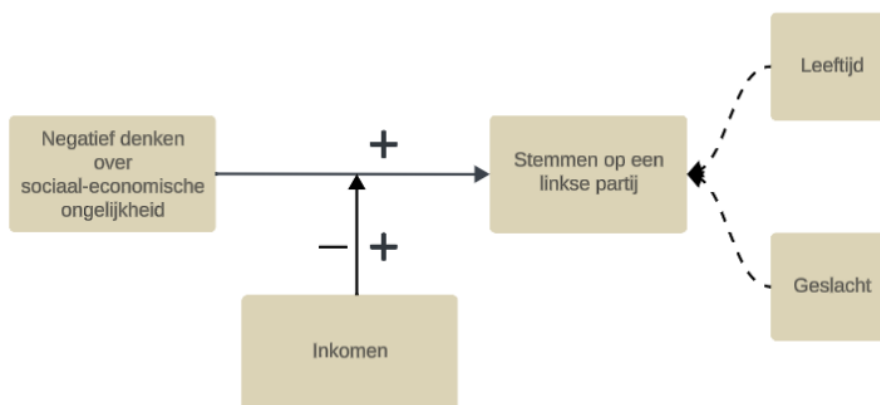
Ook het wantrouwen jegens de overheid en politiek speelt hierin een rol. Burgers met een lager inkomen hebben soms negatieve ervaringen met overheidsinstanties, bijvoorbeeld rond schulden, woningnood of toeslagen, wat kan leiden tot afstand tot politiek en beleidsmakers (Gest, 2016). Hierdoor is het aannemelijk dat zij, ondanks hun negatieve houding tegenover ongelijkheid, niet automatisch op linkse partijen stemmen, die immers een grotere overheid voorstaan.

Op basis hiervan luidt de tweede hypothese:

Hypothese 2: Naarmate het inkomen van mensen toeneemt, wordt het effect van een negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid op links stemgedrag sterker.

In dit onderzoek staat de vraag centraal in hoeverre subjectieve opvattingen over ongelijkheid samenhangen met links stemgedrag, en hoe deze relatie afhankelijk is van de inkomenspositie van kiezers. Het theoretisch kader laat zien dat de relatie tussen ongelijkheid en politiek gedrag complex is en dat zowel economische als culturele factoren een rol spelen. Door het toetsen van deze twee hypothesen wordt meer inzicht verkregen in de manier waarop burgers ongelijkheid ervaren en hoe dit hun politieke keuzes beïnvloedt.

Figuur 1: Verklaringsmodel links stemgedrag



Methoden

Voor dit onderzoek is gebruikgemaakt van gegevens uit het LISS-panel (Longitudinal Internet Studies for the Social Sciences), beheerd door onderzoeksinstituut Centerdata. Het LISS-panel bestaat uit een representatieve steekproef van ongeveer 7.500 individuen afkomstig uit 5.000 Nederlandse huishoudens. De steekproef is oorspronkelijk getrokken door het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) uit het bevolkingsregister (Centerdata, 2024). Om non-respons door digitale ongelijkheid te beperken, worden ook deelnemers zonder internettoegang voorzien van een computer en internetverbinding. Respondenten vullen maandelijks online vragenlijsten in over diverse maatschappelijke thema's en ontvangen hiervoor een financiële vergoeding.

Voor dit onderzoek zijn data gebruikt uit de kernvragenlijst 'Werkbeleving en maatschappelijke opvattingen over ongelijkheid', die jaarlijks in het LISS-panel wordt afgenomen. De vragenlijst is voorgelegd aan 3.998 panelleden waarvan er 2719 respondenten de vragen hebben beantwoordt. Er was dus een non response van 1279. De vragenlijst bevat meetinstrumenten die inzicht geven in de beleving van werk, opvattingen over inkomensverschillen, solidariteit en rechtvaardigheid, en bredere maatschappelijke houdingen ten aanzien van economische ongelijkheid (LISS Data Archive, 2024). De kernvragenlijsten zijn ontwikkeld met het oog op wetenschappelijk longitudinaal onderzoek naar veranderingen in gedrag, houdingen en sociale omstandigheden. Door gebruik te maken van dit databestand is het mogelijk om op betrouwbare en representatieve wijze uitspraken te doen over de Nederlandse volwassen bevolking.

Voor het onderzoek zijn de volgende variabelen gebruikt die voortkomen uit de kernvragenlijst "Werkbeleving en maatschappelijke opvattingen over ongelijkheid":

Afhankelijke variabele: Op welke partij heb je gestemd tijdens de parlementaire verkiezingen van 22 november 2023.

Onafhankelijke variabele: Negatief kijken naar sociaal-economische ongelijkheid

Moderator: Netto gestandaardiseerd inkomen, per huishouden

Controlevariabelen: Geslacht en Leeftijd.

Omdat niet alle vragen van de vragenlijst zijn beantwoordt door alle respondenten is er een aantal missende waarden. Er is in dit onderzoek voor gekozen om deze missende waarden te verwijderen uit de dataset alvorens de analyses verricht werden. Dit omdat missende waarden eventueel een probleem zouden kunnen opleveren voor generaliseerbaarheid en

representativiteit van de resultaten. Door het weglaten van de missende waarden wordt het eenvoudiger om conclusies te trekken op basis van de resultaten. Echter brengt dit ook een verlies van testkracht van het onderzoek met zich mee, evenals een eventuele vertekening van de resultaten

Van de oorspronkelijke 2719 respondenten zijn na het verwijderen van missende waarden 1823 respondenten overgebleven voor verdere analyse. Om te waarborgen dat de dataset geen onevenredige invloedrijke datapunten bevatte, zijn leverage- en DFBeta-waarden berekend (Bijlage 3). Op basis van deze diagnostische maten is besloten geen aanvullende respondenten uit de dataset te verwijderen, aangezien deze punten waardevolle informatie bevatten en het verwijderen hiervan de analyses van de gegevens nadelig zou kunnen beïnvloeden.

Daarnaast is met behulp van de Variance Inflation Factor (VIF) onderzocht of er sprake was van multicollineariteit tussen de onafhankelijke variabelen (Bijlage 3). De uitkomsten van deze analyse wijzen erop dat multicollineariteit binnen de dataset niet van betekenis is en dus geen bedreiging vormt voor de validiteit van de regressiemodellen.

Een belangrijke kanttekening betreft de onafhankelijkheidsassumptie van de data. Omdat in deze studie gebruik is gemaakt van huishoudensinkomens in plaats van individuele inkomens, bestaat de mogelijkheid dat respondenten binnen hetzelfde huishouden met elkaar correleren. Deze clustering kan de onafhankelijkheidsassumptie schenden en dient daarom meegenomen te worden bij de interpretatie van de resultaten. Deze beperking wordt nader besproken in de conclusie en discussie.

Operationalisatie

Afhankelijke variabele: Links stemmen

Op welke partij heeft u gestemd tijdens de parlementaire verkiezingen op 22 november 2023? Om de antwoorden op deze vraag op mee te kunnen nemen in de analyses is het noodzakelijk om antwoorden onder te verdelen in twee categorieën: Links en niet-Links.

In het Nederlandse politieke landschap worden GroenLinks/PvdA, Partij voor de Dieren (PvdD) en de Socialistische Partij (SP) structureel gepositioneerd als linkse partijen. Deze partijen onderscheiden zich door hun nadruk op sociale gelijkheid, inkomensherverdeling, overheidssturing in de economie, en progressief sociaal-cultureel beleid.

Volgens het Kieskompas (2023) nemen GroenLinks/PvdA, SP en PvdD samen een duidelijke positie in op de linkse flank van het politieke spectrum, zowel op economisch als sociaal-

cultureel vlak. GroenLinks/PvdA richt zich op sociale rechtvaardigheid, klimaatbeleid en internationale solidariteit. De SP staat bekend om haar economische standpunten tegen marktwerking in de zorg en het onderwijs, en benadrukt herverdeling en publieke voorzieningen. De Partij voor de Dieren verbindt ecologische duurzaamheid aan antikapitalisme en dierenrechten, wat haar eveneens in de linkse hoek plaatst (Otjes, 2017; Kieskompas, 2023).

Bij andere partijen kunnen kanttekeningen worden geplaatst bij hun positionering als “links”. D66 en Volt zijn bijvoorbeeld progressief-liberale partijen: zij combineren sociaal-cultureel progressieve waarden (zoals individuele vrijheid, onderwijs, EU-integratie en gelijke rechten) met economisch meer gematigde of marktgerichte ideeën (Rooduijn, 2021; Volt Nederland, 2023). Volt staat bijvoorbeeld voor Europese samenwerking, burgerrechten en een digitaliserende overheid, maar pleit tegelijkertijd voor een gecontroleerde vorm van marktwerking binnen publieke diensten. D66 deelt die lijn, met nadruk op onderwijs, innovatie en klimaat, maar binnen een liberaal economisch kader (Rooduijn, 2021; Otjes & Louwerse, 2015).

DENK richt zich op het bestrijden van institutioneel racisme en op het verbeteren van de positie van migranten en bi-culturele Nederlanders. Cultureel-progressieve standpunten vormen de kern van hun programma. Economisch vertoont DENK elementen van herverdelend beleid, maar de partij wordt in electorale studies vaak gezien als minder uitgesproken links dan SP of GroenLinks, mede omdat ze zich sterk op identiteitspolitiek en gemeenschappen richt (Rooduijn, 2021; Kieskompas, 2023; Otjes & Louwerse, 2015).

Partijen als de ChristenUnie (CU) en Nieuw Sociaal Contract (NSC) combineren sociaal beleid (zoals aandacht voor zorg, gezin en bestaanszekerheid) met cultureel-conservatieve waarden, zoals nadruk op traditie en gemeenschapszin. Hierdoor vallen zij buiten het klassieke linkse kader (Rooduijn, 2021; De Jonge & Aarts, 2023).

Hoewel meerdere partijen (zoals Volt, D66 en DENK) progressieve elementen vertonen, zijn GroenLinks/PvdA, PvdD en SP de partijen die het meest consistent als links worden geclassificeerd op zowel economische als cultureel-sociale dimensies. Bij de andere genoemde partijen hangt het linkse karakter meer af van het thema of het beleidsgebied, en is het minder structureel verankerd in hun ideologie (Otjes, 2017; Kieskompas, 2023).

Om de term links goed te kunnen operationaliseren is de variabele Links samengesteld. De variabele is tot een dummy-variabele omgevormd waarbij stemmers op Groenlinks/PVDA, SP en de PVDD de waarde 1 hebben gekregen en stemmers op alle andere partijen 0. Respondenten die aangaven niet te willen invullen op wie ze gestemd hebben, blanco gestemd te hebben of het zich niet meer te kunnen herinneren zijn aangemerkt als missende waarden.

Onafhankelijke variabele: Negatief kijken naar sociaal-economische ongelijkheid

ineq_1: De verschillen in inkomen zijn in Nederland te groot.

ineq_3: De overheid moet maatregelen nemen om verschillen tussen arm en rijk kleiner te maken.

ineq_4: Bedrijven moeten maatregelen nemen om verschillen in beloning tussen hun werknemers met

hoge lonen en met lage lonen te verkleinen.

ineq_5: Ik maak me kwaad over verschillen in rijkdom tussen de rijken en de armen.

Respondenten konden op een 7-punts schaal aangeven of ze het eens of oneens waren met de bovenstaande vijf stellingen. 1= helemaal oneens, 2= oneens, 3= een beetje oneens, 4= niet oneens en niet eens, 5= een beetje eens, 6= eens, 7= helemaal eens

Er zijn respondenten die niet alle vijf de vragen hebben beantwoordt. Deze respondenten zijn eruit gefilterd als missende waarden. De antwoorden op deze vragen zijn bij elkaar opgeteld en gedeeld door 5 om zo een nieuwe variabele negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid te creëren, de variabele SEO (negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid). Vervolgens is de variabele SEO gecentreerd tot nieuwe variabele SEOcentered. De Cronbachs Alpha van de 5 onderliggende variabelen is 0,87. Dit geeft aan dat de schaal tamelijk betrouwbaar te noemen is.

Moderator: Inkomen

Om inkomen te kunnen meten is gebruikgemaakt van de variabele netto inkomen van het huishouden. Omdat inkomen per euro wordt gemeten in de vragenlijst is het voor de resultaten van de regressie overzichtelijker om het inkomen door 1000 te delen. Dit zorgt ervoor dat de regressiecoëfficiënten makkelijker te interpreteren zijn. De variabele inkomen is dus gedeeld door 1000. Om geschikt te zijn voor een moderatie-analyse is de variabele vervolgens gecentreerd. Naar InkomenCentered1000

Controle variabele: Leeftijd

De eerste controlevariabele is de variabele leeftijd in jaren. Om de controlevariabele leeftijd juist te meten wordt gebruikgemaakt van de variabele leeftijd in het model. Respondenten moesten

hier hun leeftijd invullen. Iedere respondent heeft deze vraag beantwoord, dus er zijn geen missende waarden.

Controle variabele: geslacht

De tweede controlevariabele is geslacht. De variabele geslacht heeft de volgende scoremogelijkheden: score 1=man, 2=vrouw, 3=anders. Iedere respondent heeft deze vraag beantwoord, dus er waren geen missende waarden. Er zijn 6 respondenten die antwoordmogelijkheid 3 hebben ingevuld op deze vraag. Om de analyses te vereenvoudigen is ervoor gekozen om deze antwoorden als missende waarden aan te merken.

Analyse-opzet

Voor het toetsen van de eerder opgestelde hypothesen zal gebruik gemaakt worden van logistische regressie. De variabele Links is immers binair geconstrueerd, wat het geschikt maakt voor een logistische regressie. Er zal gebruik worden gemaakt van een moderatie-model.

Hypothese 1: Naarmate men negatiever aankijkt tegen sociaal-economische ongelijkheid wordt er meer op linkse partijen gestemd.

Voor het toetsen van hypothese 1 zal model 2 gebruikt worden. In model 2 wordt het totale effect van negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid op links stemgedrag geschat. In dit model worden de controlevariabelen leeftijd en geslacht meegenomen om eventuele vertekening van de data tegen te gaan.

Hypothese 2: Naarmate het inkomen van mensen toeneemt wordt het effect van negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid op het stemmen op linkse partijen versterkt.

Voor het toetsen van hypothese 2 zal model 4 gebruikt worden. In model 4 wordt het effect van negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid op links stemgedrag geschat. Daarnaast wordt gekeken of dit effect veranderd voor verschillende inkomensgroepen middels het toevoegen van een interactievariabele tussen inkomen en negatief denken over sociaaleconomische ongelijkheid. Om toe te zien op eventuele vertekening zijn hier ook geslacht en leeftijd als controlevariabelen toegevoegd. Ook zijn de losse variabelen inkomen en negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid hierin toegevoegd.

Resultaten

Beschrijvende statistieken

Univariate statistieken

Tabel 1 presenteert de univariate statistieken van de verschillende variabelen. De onderzoeksgroep bestaat uit 1823 respondenten, nadat missende waarden zijn verwijderd. De gemiddelde leeftijd van de deelnemers is rond de 46 jaar (*gem.* = 46,39 ; *SD* = 14,03). De leeftijden variëren van 18 tot 67 jaar. De steekproef bevat iets meer vrouwen (52,9%) dan mannen (47,1%).

Het gemiddelde netto maandinkomen per huishouden bedraagt €4502,16 (*SD* = €2445,91). De meeste inkomens bevinden zich tussen de €2675 en €5600 per maand, al zijn er ook respondenten die geen inkomen hebben of meer dan €20.000 per maand verdienen (het hoogste huishoudinkomen = €30509). De hoge inkomens verklaren ook de relatief grote standaarddeviatie.

Negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid is gemeten met een samengestelde schaal, gebaseerd op vijf stellingen (*gem.* = 4,61; *SD* = 1,22). Dit betekent dat de meeste deelnemers licht kritisch zijn over sociaal-economische ongelijkheid, maar dat deze visie niet wordt gedeeld door alle respondenten.

Binnen de steekproef heeft meer dan een kwart van de respondenten gestemd op een linkse partij, volgens een definitie waarin SP, GroenLinks/PvdA en de Partij voor de Dieren zijn aangemerkt als links (28,1%). Minder dan driekwart van de respondenten stemde niet op een linkse partij (71,9%). Er zijn dus substantieel meer respondenten die op een niet linkse partij hebben gestemd. Dit komt overeen met de resultaten van de Tweede Kamerverkiezingen van november 2023.

Tabel 1: Univariate statistieken

	Gem. (SD) ^a	Min.	Q1	Q2	Q3	Max.	N
SEO	4,61 (1,22)	1.00	4,00	4,60	5,60	7.00	1823
Inkomen	4502,26 (2445,91)	0.00	2800,00	4300,00	5761,00	30509.00	1823
Geslacht*		0.00				1.00	1823
0 = man	858(47.1%)						
1 = vrouw	965 (52,9%)						
Leeftijd	46,39 (14,03)	18.00	34,00	49,00	59,00	67.00	1823
Links stemmen*		0.00				1.00	1823
0= Niet links	1311 (71,9%)						
1= Links	512 (28,1%)						

^a Bij dichotome variabelen is de frequentieverdeling in percentages weergegeven.

Bivariate statistieken

Tabel 2: Tabel met correlatie van alle variabelen

	1.	2.	3.	4.	5.
1. Leeftijd	-				
2. Inkomen	-0,03				
3. SEO	0,06*	-0,24**	-		
4. Geslacht	-0,05*	-0,03	0,09**	-	
5. Links	-0,02	-0,08**	0,37**	0,10**	-

Tabel 2 bevat de bivariate statistieken tussen de verschillende variabelen. De samenhang tussen de verschillende concepten strookt met de theoretische verwachtingen. Negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid hangt positief samen met links stemmen ($r = 0,37$; $p < 0,01$). Dit wordt ook ondersteund door de theorie. Respondenten met een hoger inkomen hebben een positievere kijk op sociaal-economische ongelijkheid dan mensen met een lager inkomen ($r = -0,24$; $p < 0,01$). Ook stemmen respondenten met een hoger inkomen minder snel op een linkse partij dan mensen met een lager inkomen ($r = -0,08$; $p < 0,01$).

Daarnaast is het interessant om te zien dat leeftijd samenhangt met negatief kijken naar sociaal-economische ongelijkheid ($r = 0,06; p < 0,05$). Hoe ouder men is, hoe negatiever men aankijkt tegen sociaal-economische ongelijkheid. Deze samenhang is ook te zien tussen leeftijd en links stemmen ($r = 0,02; p > 0,05$). Hoe ouder men wordt, hoe eerder men op een linkse partij zal stemmen. Deze correlatie is echter klein en niet significant.

Daarnaast is het interessant om te zien dat vrouwen een negatievere kijk hebben op sociaal-economische ongelijkheid dan mannen ($r = 0,09; p < 0,01$). Ook stemmen vrouwen eerder op een linkse partij dan mannen ($r = 0,37; p < 0,01$).

Hypothesetoetsing

Om te onderzoeken in hoeverre de kans op links stemmen beïnvloed wordt door visie op sociaal-economische ongelijkheid en of dit effect afhankelijk is van het inkomen van respondenten, wordt een hiërarchische logistische regressieanalyse uitgevoerd. In vier modellen worden stapsgewijs variabelen toegevoegd, beginnend met controlevariabelen, gevolgd door de voorspeller SEO, het inkomen, en tot slot de interactieterm tussen SEO en inkomen. De afhankelijke variabele is binair (1 = stemt links, 0 = stemt niet links).

Model 1 – Controlevariabelen

In het eerste model zijn leeftijd en geslacht opgenomen als controlevariabelen. Leeftijd blijkt geen significante voorspeller van links stemmen ($b = -0,01; p > 0,05$), terwijl geslacht wél significant is ($b = 0,43; p < 0,01$).

Model 2 – Toevoegen van SEO

SEO blijkt een sterke en significante voorspeller van links stemmen ($b = 0,83; p < 0,01$). Het effect van geslacht blijft significant, maar het effect neemt iets af ($b = 0,36; p < 0,01$). Vrouwen stemmen dus nog steeds eerder op een linkse partij dan mannen. Het effect van leeftijd is klein in dit model en ook niet significant ($b = -0,01; p > 0,05$).

Model 3 – Toevoegen van Inkomen

In model 3 is inkomen toegevoegd als extra voorspeller. Respondenten met een hoger inkomen lijken iets meer op linkse partijen te stemmen dan mensen met een lager inkomen. Het effect van inkomen is echter klein en niet significant ($b = 0,01; p > 0,05$). De regressiecoëfficiënten en significanties van de variabelen leeftijd, geslacht en SEO veranderen in model 3 niet ten opzichte van model 2.

Model 4 – Interactie-effect tussen SEO en Inkomen

In het laatste model werd de interactieterm tussen SEO en inkomen toegevoegd om te toetsen op moderatie. De interactie is marginaal significant ($b = 0,05$; $p = 0,058$). Dit wijst erop dat het effect van SEO op links stemmen toeneemt, naarmate het inkomen toeneemt en afneemt naarmate het inkomen afneemt. In model 4 heeft het hebben van een hoger inkomen een negatief effect op links stemmen in plaats van een positief effect in model 3. Dit effect is echter klein en niet significant ($b = -0,01$; $p > 0,05$). Het effect van leeftijd, geslacht en SEO op links stemmen blijft in model 4 gelijk aan model 3 en model 2.

Volgens de eerste hypothese stemmen mensen met een negatievere kijk op sociaal-economische ongelijkheid eerder op een linkse partij. Deze hypothese vindt ondersteuning in de resultaten in model 2. Er is een duidelijk positief verband tussen negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid en links stemmen. Dit effect wordt gecontroleerd voor geslacht en leeftijd.

Hypothese 2 stelt dat, naarmate het inkomen van mensen toeneemt, het effect dat de perceptie van sociaal-economische ongelijkheid heeft op het stemmen op linkse partijen, wordt versterkt. Deze hypothese wordt ondersteund door de resultaten in model 4. In model 4 is te zien dat het positieve effect dat negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid heeft op links stemmen ($b = 0,83$; $p < 0,01$), wordt versterkt door het hebben van een hoger inkomen ($b = 0,05$; $p = 0,058$). De interactie tussen perceptie van ongelijkheid en inkomen neemt marginaal significant toe, wat wijst op een modererend effect van inkomen.

De positieve relatie tussen negatieve percepties van ongelijkheid en stemmen op een linkse partij is sterker voor respondenten met een hoger inkomen. Dit betekent dat, hoewel negatieve opvattingen over sociaal economische ongelijkheid over het algemeen samenhangen met linkse stemkeuzes, dit effect sterker wordt naarmate het inkomen toeneemt. Dit effect is marginaal significant, dus er moet voorzichtig omgegaan worden met conclusies. Dit betekent automatisch dat wanneer het inkomen van mensen afneemt, het effect dat de perceptie van sociaal-economische ongelijkheid heeft op het stemmen op linkse partijen wordt verzwakt. Hoewel een negatieve perceptie van ongelijkheid nog steeds samenhangt met een grotere kans op een linkse stem, is de toename zwakker voor lagere inkomensgroepen, gecontroleerd voor de overige variabelen.

Tabel 3: Resultaten regressieanalyse

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4		
	B (se)	Odds	Bhi	B (se)	Odds	Bhi Odds	B (se)	Odds-	Bhi	B (se)	Odds-	Bhi Odds
		-ratio	Odds		-	ratio		ratio	Odds		ratio	ratio
			ratio									
Constante	-1,09** (0,24)	0,34		-1,07** (0,21)	0,34		-1,07** (0,21)	0,34		-1,06** (0,21)	0,35	
Leeftijd	-0,01 (0,01)	1,00	0,99- 1,01	-0,01 (0,01)	0,99	0,99-1,00	-0,01 (0,01)	1,01	1,00- 1,01	-0,01 (0,01)	0,99	0,99-1,00
Geslacht	0,43** (0,11)	1,53	1,25- 1,89	0,36** (0,12)	1,43	1,14-1,79	0,36** (0,12)	1,43	1,14- 1,79	0,36** (0,12)	1,43	1,14-1,79
SEO				0,83** (0,06)	2,28	2,04-2,55	0,83** (0,06)	2,29	2,05- 2,57	0,83** (0,06)	2,30	2,05-2,58
Inkomen							0,01 (0,03)	1,01	0,96- 1,06	-0,01 (0,03)	0,99	0,94-1,05
Inkomen*SEO										0,05 (0,03)	1,05	1,00-1,11
Deviance	2147,916			1879,581			1879,441			1875,642		
LR-toets	16,93 (P=0,01)			268,34 (P=0,01)			0,14 (P=0,71)			13,44 (P=0,05)		
Hosmer-Lemeshow toets	11,64 (P=0,17)			21,27 (P=0,01)			19,95 (P=0,01)			3,80 (P=0,10)		
N	1823			1823			1823			1823		
*significant op 0.05;				**significant op 0.01;								
Pearson correlatie				Pearson correlatie								

Modevaluatie

Voor de modevaluatie maken we gebruik van de Deviance, Likelyhoodratio toets (LR) en de Hosmer-Lemeshow toets (HL). Als we kijken naar model 1 dan zorgt het toevoegen van de variabelen geslacht een leeftijd voor een significant betere voorspelling van links stemgedrag dan het lege model (LR = 16,93; $p = 0,01$). Het model lijkt goed bij de data te passen (HL = 11,64; $p = 0,17$).

In model 2 wordt de variabele SEO toegevoegd aan het model. Het toevoegen van SEO zorgt voor een significant lagere Deviance (LR = 268,34 ; $p = 0,01$). SEO lijkt dus een bijdrage te leveren aan het voorspellen van stemgedrag. Echter lijkt het model niet goed bij de data te passen (HL =

21,27; $p = 0,01$). Bij het trekken van conclusies moeten we hiermee dus een slag om de arm houden.

Als we kijken naar model 3 dan lijkt het toevoegen van inkomen aan het model geen significante bijdrage te leveren in het voorspellen van stemgedrag ($LR = 0,14$; $p = 0,71$). Ook lijkt het model niet beter bij de data te passen door inkomen toe te voegen. ($HL=19,95$; $p = 0,01$).

Als we dan kijken naar het volledige model 4 met de toegevoegde interactievariabele, zien we dat de Deviance marginaal significant lager is dan in model 3 ($LR=13,44$; $p = 0,05$). De fit van het model lijkt goed te zijn ($HL=3,80$; $p = 0,10$). Het toevoegen van de interactie tussen SEO en inkomen lijkt ervoor te zorgen dat links stemgedrag beter voorspelt kan worden. Al moet hier ook voorzichtig omgegaan worden met de conclusies aangezien de interactie marginaal significant is.

In de analyses is ook gekeken of de onafhankelijke variabelen onderling samenhangen. Middels Vif-waarden is multicollineariteit uitgesloten. Daarnaast is er gekeken of er invloedrijke punten zijn die de analyses te sterk beïnvloeden. Hier is meer over te vinden in Bijlage 3.

Conclusie en discussie

Dit onderzoek had tot doel te analyseren in hoeverre negatieve percepties van sociaal-economische ongelijkheid samenhangen met stemgedrag op linkse partijen in Nederland en of dit verband afhankelijk is van het inkomensniveau van kiezers. De resultaten bevestigen de verwachting dat negatieve denken over sociaal-economische ongelijkheid een belangrijke voorspeller is van links stemgedrag. Respondenten die ongelijkheid als problematisch ervaren, stemmen significant vaker op linkse partijen dan respondenten die ongelijkheid minder negatief beoordelen. Dit sluit aan bij eerdere bevindingen dat subjectieve ervaringen van ongelijkheid een rol spelen in politiek gedrag, los van de objectieve inkomenspositie (Janmaat, 2013; Gimpelson & Treisman, 2018).

Daarnaast laat het onderzoek zien dat inkomen de relatie tussen percepties van ongelijkheid en stemgedrag modereert. De hypothese stelde dat naarmate het inkomen van mensen toeneemt, het effect van negatieve percepties van ongelijkheid op links stemgedrag sterker wordt. De analyses bevestigen dit: voor hogere inkomensgroepen versterkt een kritische houding tegenover ongelijkheid de kans om links te stemmen, terwijl dit effect bij lagere inkomensgroepen zwakker wordt. Deze bevindingen sluiten aan bij inzichten uit de literatuur

(Gethin, Martínez-Toledano & Piketty, 2022), waarin hogere inkomensgroepen zich juist ideologisch verbinden met progressieve en herverdelende politiek, ook wanneer dit tegen hun directe materiële belangen ingaat. Morele overtuigingen en waarden zoals solidariteit en sociale rechtvaardigheid lijken bij deze groepen zwaarder te wegen dan financieel eigenbelang (Alesina & Giuliano, 2011).

Tegelijkertijd tonen de resultaten dat negatieve percepties van ongelijkheid onder lage inkomens niet automatisch leiden tot steun voor linkse partijen. Dit sluit aan bij onderzoek dat laat zien dat economische zorgen in deze groepen vaak vertaald worden naar culturele onvrede of wantrouwen in instituties, wat de aantrekkingskracht van populistische en rechts-radicalen partijen kan vergroten (Hochschild, 2016; Gidron & Hall, 2017; Rooduijn, 2021). Het is interessant dat mensen met lage inkomens, ondanks hun directe blootstelling aan ongelijkheid, minder sterk naar linkse partijen trekken (Tilley, 2013; Van der Meer, 2024). Economische ongelijkheid wordt niet altijd politiek vertaald in steun voor herverdeling, maar kan in plaats daarvan aanleiding zijn voor steun aan partijen die anti-establishment retoriek hanteren. Door culturele thema's als woke en migratie op de voorgrond te zetten, wordt onvrede onder de groep met lage inkomens vertaald in een populistische stem

De bevindingen uit dit onderzoek plaatsen kanttekeningen bij de klassieke economische stemtheorieën (Meltzer & Richard, 1981). Waar deze theorie stelt dat kiezers rationeel stemmen in lijn met hun materiële belangen, laat dit onderzoek zien dat politieke keuzes mede gestuurd worden door ideologische overtuigingen en door de mate van vertrouwen in politieke instituties. Daarmee bevestigen de resultaten dat economische en culturele dimensies van stemgedrag steeds meer verweven raken (Gethin, Martínez-Toledano & Piketty, 2022).

Naast deze hoofdbevindingen is ook de rol van geslacht opvallend. Vrouwen blijken consequent vaker links te stemmen dan mannen, een resultaat dat past binnen bredere patronen waarin vrouwen vaker steun geven aan partijen die sociale zekerheid, solidariteit en inclusie benadrukken (Otjes, 2017). Alhoewel de oorzaak van de verschillen in politieke voorkeuren tussen mannen en vrouwen al wel wordt onderzocht (Hudde, 2023) verdient dit gegeven in vervolgonderzoek meer aandacht.

Dit onderzoek kent enkele beperkingen. Ten eerste is het inkomen gemeten op huishoudniveau, waardoor meerdere metingen binnen huishoudens de onafhankelijkheidsassumptie van regressieanalyses kunnen schenden. Een multilevelbenadering of individuele inkomensgegevens zouden hier meer duidelijkheid kunnen verschaffen. Ten tweede is links stemgedrag binair geoperationaliseerd door GroenLinks/PvdA, SP en PVDD als 'links' te

classificeren. Hoewel deze keuze verdedigbaar is, blijven er grijze gebieden rond partijen als D66 en Volt, die zowel progressieve als liberale elementen bevatten (Rooduijn, 2021). Dit kan de meting van links stemgedrag enigszins vertekend hebben. Daarnaast is het interactieeffect in het laatste model marginaal significant, waardoor er sprake is van een zwakke steun voor de hypothese. De resultaten duiden echter op onzekerheid en niet op afwezigheid van de effecten.

Tot slot zijn de controlevariabelen leeftijden en geslacht meegenomen in de analyses. Het toevoegen van andere factoren zoals opleidingsniveau, etniciteit, religie, mediagebruik of politiek vertrouwen zouden waardevolle verklarende kracht kunnen toevoegen. Eerdere literatuur gaf aanwijzingen dat stemgedrag kan verschillen tussen hoger opgeleiden en mensen met hogere inkomens (Gethin, A., Martínez-Toledano, C., & Piketty, T, 2022) waardoor, opleidingsniveau extra interessant lijkt om mee te nemen in vervolgonderzoek.

Ondanks deze beperkingen leveren de resultaten belangrijke inzichten. Het onderzoek bevestigt dat subjectieve percepties van ongelijkheid een cruciale rol spelen in stemgedrag, maar laat ook zien dat de impact van deze percepties varieert naar inkomensniveau. Voor politieke partijen en beleidsmakers betekent dit dat economische ongelijkheid niet vanzelf leidt tot steun voor herverdelingsbeleid. Wie ongelijkheid politiek wil agenderen, moet rekening houden met uiteenlopende percepties en de rol van vertrouwen en culturele oriëntaties in verschillende sociale groepen.

Literatuur

- Alesina, A. F., & Giuliano, P. (2011). Preferences for redistribution. In J. Benhabib, A. Bisin, & M. O. Jackson (Eds.), *Handbook of Social Economics* (Vol. 1A, pp. 93–131). North-Holland.
- CBS. (2025). *56 procent vermogen in handen van 10 procent huishoudens* [Persbericht]. Centraal Bureau voor de Statistiek.
- De Jonge, L., & Aarts, K. (2023). *De herpositionering van NSC en CU: tussen zorg en conservatisme*. University of Twente.
- De Lange, S. L., & Van der Meer, T. W. G. (2018). The centre does not hold: Coalition politics and party system change in the Netherlands, 2002–12. *Government and Opposition*, 53(2), 231–255. <https://doi.org/10.1017/gov.2016.20>
- Delhey, J., & Dragolov, G. (2013). Why inequality makes Europeans less happy: The role of distrust, status anxiety, and perceived conflict. *European Sociological Review*, 30(2), 151–165. <https://doi.org/10.1093/esr/jct033>
- Gethin, A., Martínez-Toledano, C., & Piketty, T. (2022). Brahmin left versus merchant right: Changing political cleavages in 21 Western democracies, 1948–2020. *The Quarterly Journal of Economics*, 137(1), 1–48. <https://doi.org/10.1093/qje/qjab036>
- Gidron, N., & Hall, P. A. (2017). The politics of social status: Economic and cultural roots of the populist right. *The British Journal of Sociology*, 68(S1), S57–S84.
- Gimpelson, V., & Treisman, D. (2018). Misperceiving inequality. *Economics & Politics*, 30(1), 27–54. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12103>
- Gest, J. (2016). *The new minority: White working class politics in an age of immigration and inequality*. Oxford University Press.
- Hochschild, A. R. (2016). *Strangers in their own land: Anger and mourning on the American right*. The New Press.
- Hudde, A. (2023). Seven decades of gender differences in German voting behavior. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 75(2), 143–170. <https://doi.org/10.1007/s11577-023-00904-4>
- Janmaat, J. G. (2013). Subjective inequality: A review of international comparative studies on people's views about inequality. *European Journal of Sociology*, 54(3), 357–389. <https://doi.org/10.1017/S0003975613000209>
- Kieskompas. (2023). *Politieke partijen vergeleken*. <https://www.kieskompas.nl>
- Macdonald, D. (2020). Immigration attitudes and White Americans' responsiveness to rising income inequality. *American Politics Research*, 49(2). <https://doi.org/10.1177/1532673x20972104>
- Meltzer, A. H., & Richard, S. F. (1981). A rational theory of the size of government. *Journal of Political Economy*, 89(5), 914–927.
- Milanovic, B. (2016). *Global inequality: A new approach for the age of globalization*. Harvard University Press.

- Niehues, J. (2014). Subjective perceptions of inequality and redistributive preferences: An international comparison (IW Reports No. 2/2014). *Institut der deutschen Wirtschaft Köln*.
- Otjes, S. (2017). The positioning of the Dutch parties in the political spectrum. *Acta Politica*, 52(2), 241–263. <https://doi.org/10.1057/s41269-016-0021-8>
- Otjes, S., & Louwerse, T. (2015). *Dutch Political Spectrum: Economic and Cultural Dimensions*. Leiden University.
- Piketty, T. (2014). *Capital in the twenty-first century*. Harvard University Press.
- Piketty, T. (2022). *A brief history of equality*. Harvard University Press.
- Qureshi, Z. (2023, May 16). Rising inequality: A major issue of our time. *Brookings Institution*. <https://www.brookings.edu/articles/rising-inequality-a-major-issue-of-our-time/>
- Rooduijn, M. (2021). Populisme in Nederland: politieke cultuur en electorale trends. *Journal of Political Ideologies*, 26(1), 1–20. <https://doi.org/10.1080/13569317.2020.1844373>
- 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>
- SCP. (2023). *Verskil in Nederland 2023*. Sociaal en Cultureel Planbureau. <https://www.scp.nl/publicaties/rapporten/2023/12/14/verschil-in-nederland-2023>
- Tilley, J. (2013). The depoliticization of inequality and redistribution: Explaining the decline in class voting. *Journal of Politics*, 75(3), 963–976.
- Van der Meer, T. W. G. (2024). *Waardenloze politiek: Over de kloof tussen kiezer en politiek*. Amsterdam University Press.

Bijlage 1

In deze bijlage wordt beschreven hoe de variabelen en items zijn opgebouwd, geoperationaliseerd en bewerkt om ze te kunnen gebruiken voor de analyses in het moderatiemodel.

Om de data op te schonen is er voor gekozen om missende waarden uit de dataset te filteren. Het filter wordt gebruikt om een vertekening van de resultaten tegen te gaan. In deze bijlage zullen eerst de onbewerkte variabelen worden getoond. Vervolgens wordt de bewerking die heeft plaatsgevonden getoond en het effect dat dit heeft op de variabelen.

Syntax

* Maak variabele Misval = het aantal missing per respondent.

```
COMPUTE Misval=Missing(Geslachtbinair) + Missing(leeftijd) + Missing(SEO) +  
Missing(nettohh_f) + Missing(Links)
```

```
EXECUTE.
```

* Selecteer de respondenten zonder missing data: Misval = 0.

```
USE ALL.
```

```
COMPUTE filter_$=(Misval = 0).
```

```
VARIABLE LABELS filter_$ 'Misval = 0 (FILTER)'.  
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.  
FORMATS filter_$ (f1.0).  
FILTER BY filter_$.
```

```
EXECUTE.
```

Links stemmen

De originele variabele over stemgedrag is opgesteld uit de antwoorden van mensen op de volgende vraag: Variabele 1: cv24p307 For which party did you vote in the parliamentary elections of 22 November 2023? Hierbij zijn alle partijen van de afgelopen Tweede kamerverkiezingen meegenomen. De frequentieverdeling van deze variabele geeft een representatief beeld van de verkiezingsuitslag van 22 november 2023. Er hebben een stuk minder respondenten op linkse partijen gestemd dan op niet-linkse partijen. De grootste partij is PVV, waarop PVDA/Groenlinks, VVD en NSC volgen. Dit komt overeen met de daadwerkelijke verkiezingsuitslag. Sommige respondenten hebben aangegeven niet meer te weten op wie ze gestemd hebben of dit liever niet te willen delen.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=cv24p307
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

For which party did you vote in the parliamentary elections of 22 November 2023?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	I dont know	6	,2	,3	,3
	I prefer not to say	62	2,3	2,9	3,2
	VVD (liberal party)	308	11,3	14,5	17,7
	PVV (Wilders freedom party)	423	15,6	20,0	37,7
	CDA (Christian democrat party)	51	1,9	2,4	40,1
	D66 (social-liberal party)	145	5,3	6,8	47,0
	SP (socialist party)	84	3,1	4,0	50,9
	ChristenUnie (Christian union party)	44	1,6	2,1	53,0
	Partij voor de Dieren (animal welfare party)	76	2,8	3,6	56,6
	SGP (Christian Reformed party)	41	1,5	1,9	58,5
	DENK	25	,9	1,2	59,7
	Forum voor Democratie (party for democracy)	25	,9	1,2	60,9
	blank	10	,4	,5	61,3
	other party	41	1,5	1,9	63,3
	Volt	44	1,6	2,1	65,4
	JA21 (Right Answer 2021)	15	,6	,7	66,1
	BBB (farmerâ€œcitizen movement)	69	2,5	3,3	69,3
	GroenLinks (green party)-PvdA (labor party)	395	14,5	18,6	88,0
	NSC (New Social Contract)	255	9,4	12,0	100,0
	Total	2119	77,9	100,0	
Missing	System	600	22,1		
Total		2719	100,0		

Bewerkingen: De antwoorden op het stemgedrag van respondenten zijn bewerkt tot een binaire variabele. PVDA/Groenlinks, PVDD en SP zijn hierbij aangemerkt als links (1) en alle andere partijen zijn aangemerkt als niet links (0). De antwoorden van respondenten die niet wilden aangeven op wie ze gestemd hebben of dit niet meer te weten zijn als missende waarden bestempeld. Ook zijn de blanco stemmen als missende waarden opgegeven. De nieuwe variabele Links heeft 1823 antwoorden. Hiervan hebben 512 respondenten op een linkse partij gestemd (28,1%) en hebben 1311 respondenten op een andere partij gestemd (71,9%). Het stemgedrag is dus niet evenredig verdeeld. Er hebben minder mensen op linkse partijen gestemd dan op niet linkse partijen.

Syntax

```
RECODE cv24p307 (6=1) (9=1) (20=1) (1=0) (2=0) (3=0) (4=0) (8=0) (11=0) (12=0) (13=0) (15=0)
(16=0)
```

```
(17=0) (18=0) (21=0) (ELSE=SYSMIS) INTO Links.
```

```
EXECUTE.
```

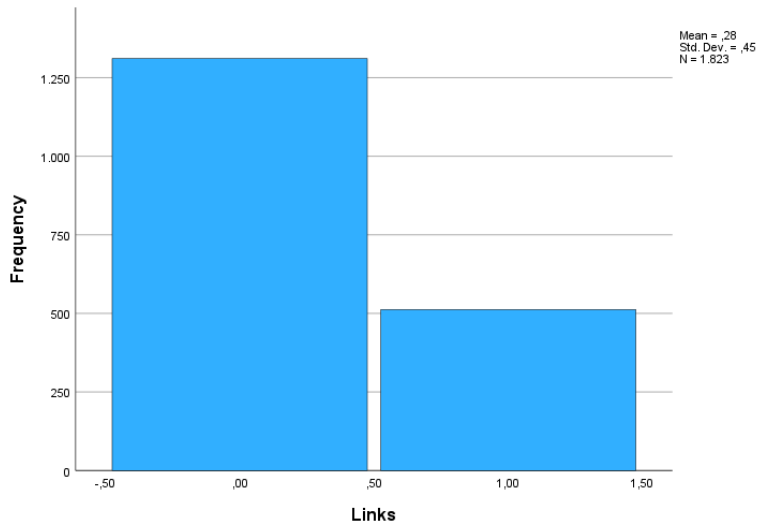
```
FREQUENCIES VARIABLES=Links
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=Links.
```

Links					
		Frequenc y	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	1311	71,9	71,9	71,9
	1,00	512	28,1	28,1	100,0
	Total	1823	100,0	100,0	



Negatief denken over sociaal economische ongelijkheid

De variabele negatief denken over sociaal-economische ongelijkheid (SEO) is een schaalvariabele die is opgebouwd uit 5 variabelen waar mensen op een 7-puntsschaal konden antwoorden op verschillende stellingen.

ineq_1: De verschillen in inkomen zijn in Nederland te groot.

ineq_2: De overheid moet werklozen een fatsoenlijke levensstandaard garanderen

ineq_3: De overheid moet maatregelen nemen om verschillen tussen arm en rijk kleiner te maken.

ineq_4: Bedrijven moeten maatregelen nemen om verschillen in beloning tussen hun werknemers met hoge lonen en met lage lonen te verkleinen.

ineq_5: Ik maak me kwaad over verschillen in rijkdom tussen de rijken en de armen.

Respondenten konden op een zeven-punt schaal aangeven hoe ze over deze stellingen dachten op: (1) Helemaal oneens; (2) Oneens; (3) Een beetje oneens; (4) Niet oneens en niet eens; (5) Een beetje eens; (6) Eens; (7) Helemaal eens.

De respondenten geven gemiddeld een score van 4 of hoger met een standaarddeviatie van 1,4 of hoger. Dit laat zien dat de meeste respondenten het gemiddeld genomen niet oneens of eens zijn met de stellingen, maar dat er ook wel degelijk verschillen bestaan in opvattingen over sociaal-economische ongelijkheid onder respondenten.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=ineq_1 ineq_2 ineq_3 ineq_4 ineq_5
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
/ORDER=ANALYSIS.
```

GRAPH
/HISTOGRAM=ineq_1.

GRAPH
/HISTOGRAM=ineq_2.

GRAPH
/HISTOGRAM=ineq_3.

GRAPH
/HISTOGRAM=ineq_4.

GRAPH
/HISTOGRAM=ineq_5.

Statistics

		De verschillen in inkomen zijn in Nederland te groot.	De overheid moet werklozen een fatsoenlijke levensstandaard garanderen.	De overheid moet maatregelen nemen om verschillen tussen arm en rijk kleiner te	Bedrijven moeten maatregelen nemen om verschillen in beloning tussen hun werknem	Ik maak me kwaad over verschillen in rijkdom tussen de rijken en de armen.
N	Valid	2694	2694	2694	2694	2694
	Missing	25	25	25	25	25
Mean		4,90	4,52	4,84	4,87	4,00
Std. Deviation		1,403	1,442	1,491	1,398	1,687
Minimum		1	1	1	1	1
Maximum		7	7	7	7	7

De verschillen in inkomen zijn in Nederland te groot.

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Helemaal oneens	39	1,4	1,4	1,4
	Oneens	187	6,9	6,9	8,4
	Een beetje oneens	183	6,7	6,8	15,2
	Niet oneens en niet eens	478	17,6	17,7	32,9
	Een beetje eens	768	28,2	28,5	61,4
	Eens	781	28,7	29,0	90,4
	Helemaal eens	258	9,5	9,6	100,0
	Total	2694	99,1	100,0	

Missing System	25	,9		
Total	2719	100,0		

De overheid moet werklozen een fatsoenlijke levensstandaard garanderen.

		Frequenc y	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Helemaal oneens	59	2,2	2,2	2,2
	Oneens	212	7,8	7,9	10,1
	Een beetje oneens	334	12,3	12,4	22,5
	Niet oneens en niet eens	699	25,7	25,9	48,4
	Een beetje eens	626	23,0	23,2	71,6
	Eens	576	21,2	21,4	93,0
	Helemaal eens	188	6,9	7,0	100,0
	Total	2694	99,1	100,0	
Missing System		25	,9		
Total		2719	100,0		

De overheid moet maatregelen nemen om verschillen tussen arm en rijk kleiner te

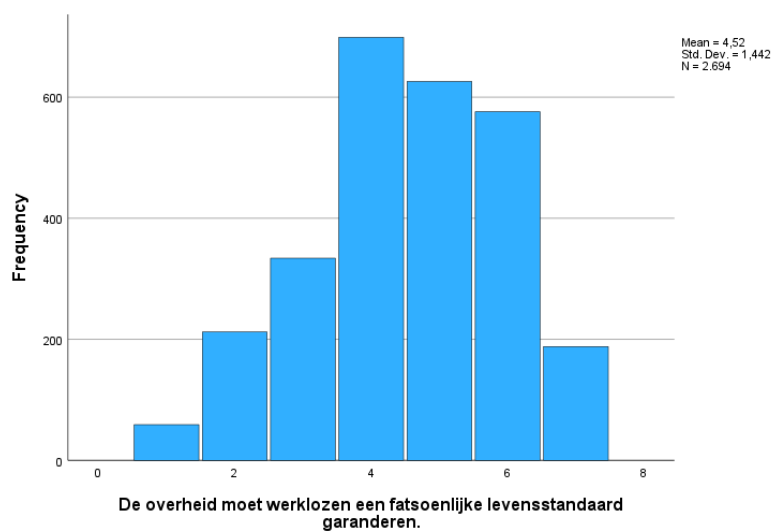
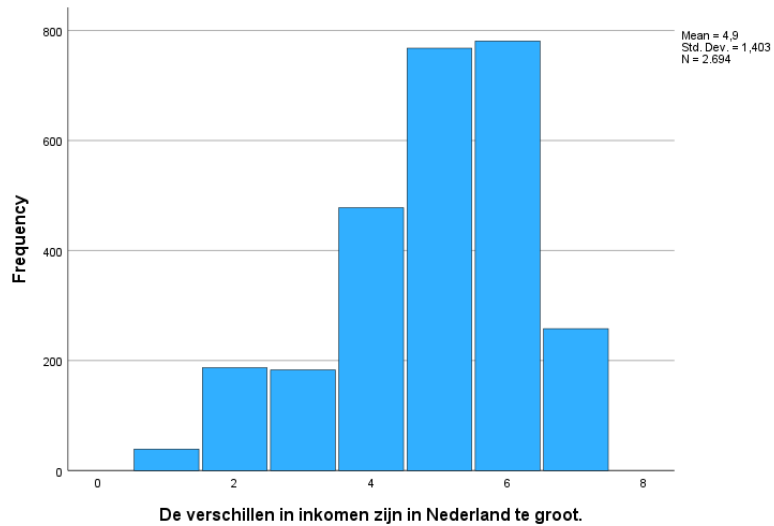
		Frequenc y	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Helemaal oneens	64	2,4	2,4	2,4
	Oneens	180	6,6	6,7	9,1
	Een beetje oneens	231	8,5	8,6	17,6
	Niet oneens en niet eens	523	19,2	19,4	37,0
	Een beetje eens	673	24,8	25,0	62,0
	Eens	709	26,1	26,3	88,3
	Helemaal eens	314	11,5	11,7	100,0
	Total	2694	99,1	100,0	
Missing System		25	,9		
Total		2719	100,0		

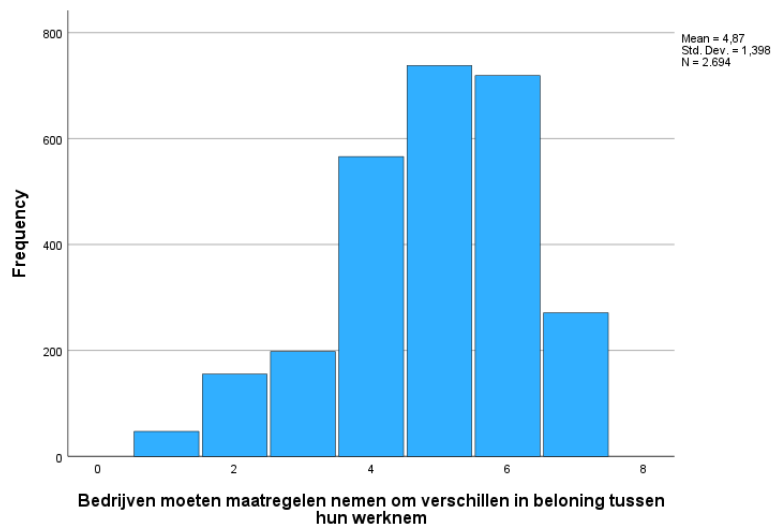
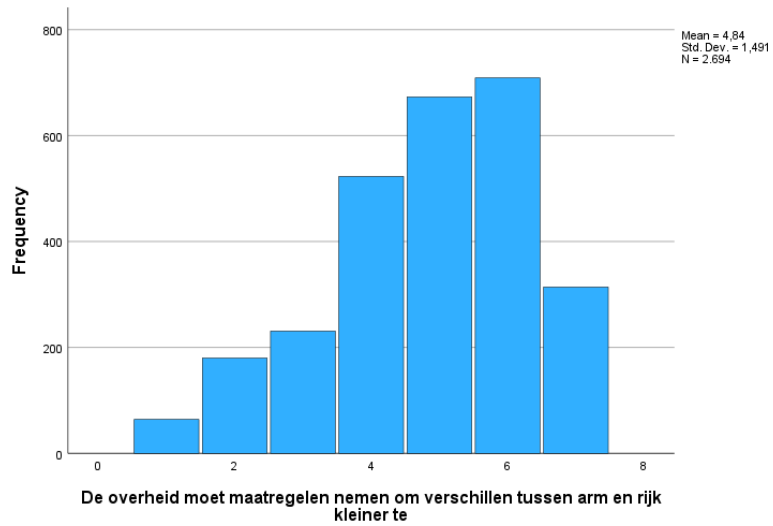
Bedrijven moeten maatregelen nemen om verschillen in beloning tussen hun werknem

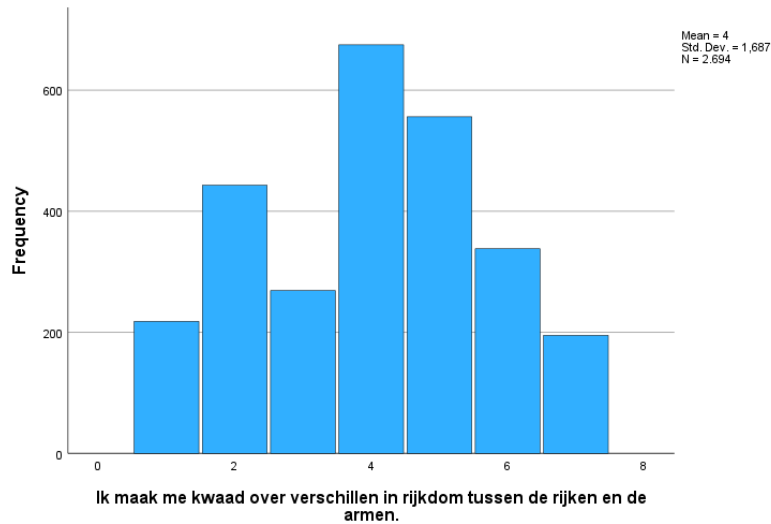
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Helemaal oneens	47	1,7	1,7	1,7
	Oneens	155	5,7	5,8	7,5
	Een beetje oneens	198	7,3	7,3	14,8
	Niet oneens en niet eens	566	20,8	21,0	35,9
	Een beetje eens	738	27,1	27,4	63,3
	Eens	719	26,4	26,7	89,9
	Helemaal eens	271	10,0	10,1	100,0
	Total	2694	99,1	100,0	
Missing	System	25	,9		
Total		2719	100,0		

Ik maak me kwaad over verschillen in rijkdom tussen de rijken en de armen.

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Helemaal oneens	218	8,0	8,1	8,1
	Oneens	443	16,3	16,4	24,5
	Een beetje oneens	269	9,9	10,0	34,5
	Niet oneens en niet eens	675	24,8	25,1	59,6
	Een beetje eens	556	20,4	20,6	80,2
	Eens	338	12,4	12,5	92,8
	Helemaal eens	195	7,2	7,2	100,0
	Total	2694	99,1	100,0	
Missing	System	25	,9		
Total		2719	100,0		







Bewerkingen: De bovenstaande variabelen zijn samengevoegd tot 1 variabele genaamd SEO. Dit is een gemiddelde van de scores op de 5 bovenstaande variabelen. De variabele is gecentreerd om stabiel model te hebben en om de hoofdeffecten beter te kunnen interpreteren. De Cronbachs alpha van de 5 variabelen is 0,868, waardoor ze geschikt lijken om als gezamenlijke meetmaat te functioneren. Het gemiddelde van de gecentreerde van variabele SEO is 0,00 en de standaarddeviatie is 1,22.

Syntax

```
COMPUTE SEO=MEAN(ineq_1,ineq_2,ineq_3,ineq_4,ineq_5).
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE SEOCentered=SEO - 4.61.
```

```
EXECUTE.
```

```
DESCRIPTIVES VARIABLES=SEOCentered
```

```
/STATISTICS=MEAN STDDEV MIN MAX.
```

```
RELIABILITY
```

```
/VARIABLES=ineq_1 ineq_2 ineq_3 ineq_4 ineq_5
```

```
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL
```

```
/MODEL=ALPHA.
```

```
GRAPH
```

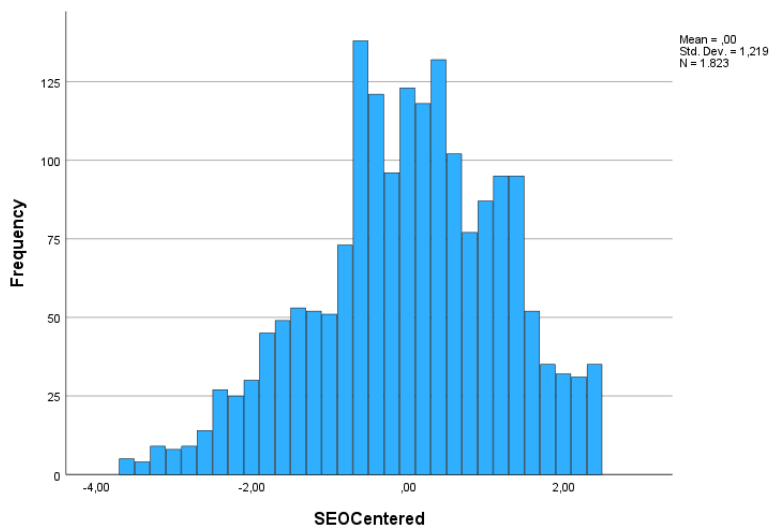
```
/HISTOGRAM=SEOCentered.
```

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
SEOCentered	1823	-3,61	2,39	-,0023	1,21855
Valid N (listwise)	1823				

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
,868	5



Inkomen

De variabele inkomen is het netto huishoudensinkomen van respondenten. Het gemiddelde is 4326,79 met een standaarddeviatie van 2464,519. De minima en maxima liggen hier sterk uit elkaar. Waar sommige huishoudens een inkomen van 0 euro rapporteren heeft het is het hoogste maandelijkse huishoudensinkomen 30509. Dit is ook de reden dat de standaarddeviatie vrij hoog is. De variabele heeft 301 missende waarden. In de grafiek is te zien dat de antwoorden niet exact de normaalverdeling volgen, maar dat de verdeling rechtsscheef is. In de conclusies en discussies is het belangrijk om in gedachte te houden dat de antwoorden op deze vraag niet

volledig onafhankelijk van elkaar zijn, aangezien meerdere mensen in hetzelfde huishouden kunnen leven en dus dezelfde waarden kunnen rapporteren. De assumptie van onafhankelijke waarnemingen kan hier dus geschonden zijn.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=nettohh_f  
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN  
/ORDER=ANALYSIS.
```

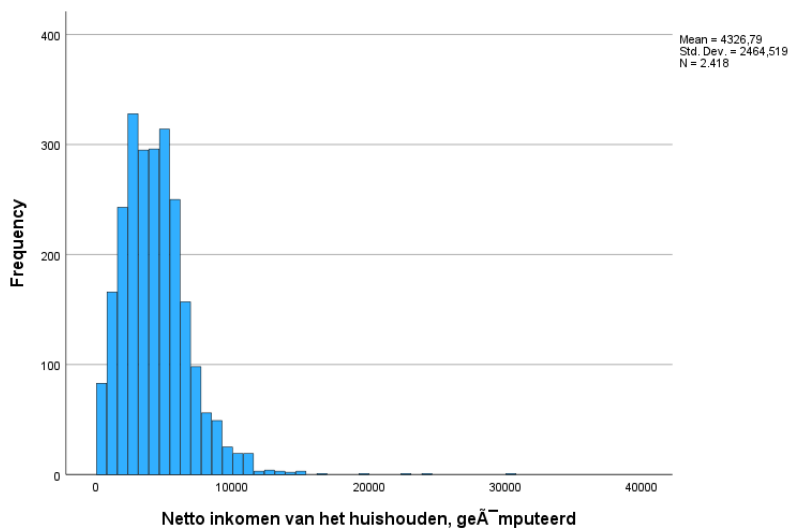
GRAPH

```
/HISTOGRAM=nettohh_f.
```

Statistics

Netto inkomen van het
huishouden, geïmputeerd

N	Valid	2418
	Missing	301
Mean	4326,79	
Std. Deviation	2464,519	
Minimum	0	
Maximum	30509	



Bewerkingen: Na het verwijderen van de missende waarden is het gemiddelde van inkomen 4502,26 met een standaarddeviatie van 2445,91. De variabele inkomen is gecentreerd en gedeeld door 1000 om overzichtelijker regressiecoëfficiënten te krijgen. Dit geeft een nieuw gemiddelde van 0,17 en een standaarddeviatie van 2,45. In de grafiek is te zien dat de antwoorden een vergelijkbare verdeling hebben als de oorspronkelijke variabele en dat er dus wederom sprake is van een rechtsscheve verdeling.

```
COMPUTE InkomenCentered=nettohh_f - 4502,26.
```

```
EXECUTE.
```

```
COMPUTE InkomenCentered1000=InkomenCentered / 1000.
```

```
EXECUTE.
```

```
FREQUENCIES VARIABLES=InkomenCentered1000
```

```
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
```

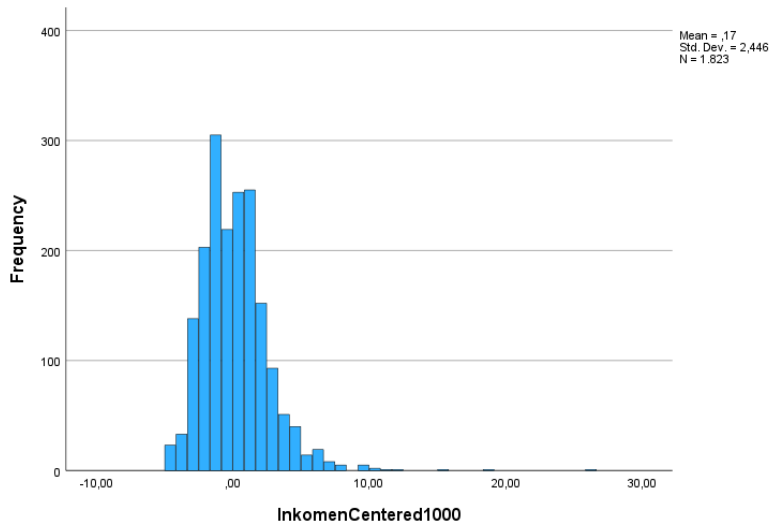
```
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=InkomenCentered1000.
```

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
InkomenCentered1000	1823	-4,34	26,17	,1661	2,44591
Valid N (listwise)	1823				



Geslacht

Geslacht heeft 3 antwoordmogelijkheden met score 1=man, 2=vrouw, 3=anders. Er zijn 6 respondenten die zich als anders identificeren. Verder zijn er meer vrouwelijke(1463) dan mannelijke(1250) respondenten.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=geslacht
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
/ORDER=ANALYSIS.
```

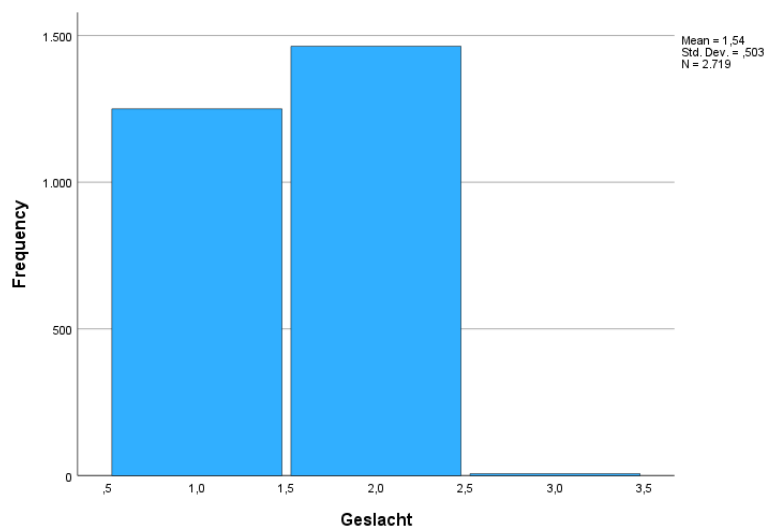
GRAPH

```
/HISTOGRAM=geslacht.
```

Geslacht

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Man	1250	46,0	46,0	46,0
	Vrouw	1463	53,8	53,8	99,8

Anders	6	,2	,2	100,0
Total	2719	100,0	100,0	



Bewerkingen: In de variabele geslacht zijn de respondenten die zich als anders hebben opgegeven verwijderd als missende waarden. Hierna zijn er nog 1823 respondenten overgebleven voor de verdere analyses waarvan er wederom meer vrouwelijke (965) dan mannelijke (858) zijn.

RECODE Geslacht (1=0) (2=1) (ELSE=SYSMIS) INTO Geslachtbinair.

EXECUTE.

FREQUENCIES VARIABLES=Geslachtbinair

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN

/ORDER=ANALYSIS.

GRAPH

/HISTOGRAM=Geslachtbinair.

Statistics

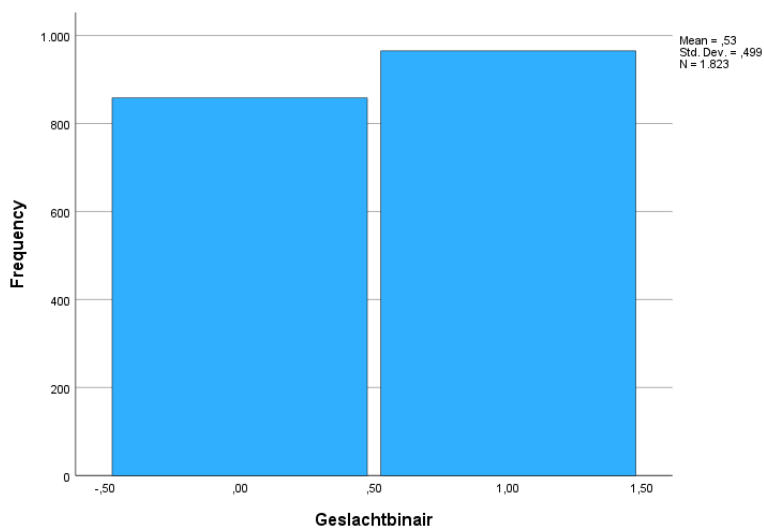
Geslachtbinair

N	Valid	1823
	Missing	0
Mean		,5293

Std. Deviation	,49927
Minimum	,00
Maximum	1,00

Geslachtbinair

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	858	47,1	47,1	47,1
	1,00	965	52,9	52,9	100,0
Total		1823	100,0	100,0	



Leeftijd

De variabele leeftijd heeft een minimum van 18 en een maximum van 67. De gemiddelde respondent is 45,08 jaar oud met een standaarddeviatie van 14,14. Er is in de grafiek te zien dat er relatief meer oudere respondenten zijn dan jongere respondenten.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
/ORDER=ANALYSIS.
```

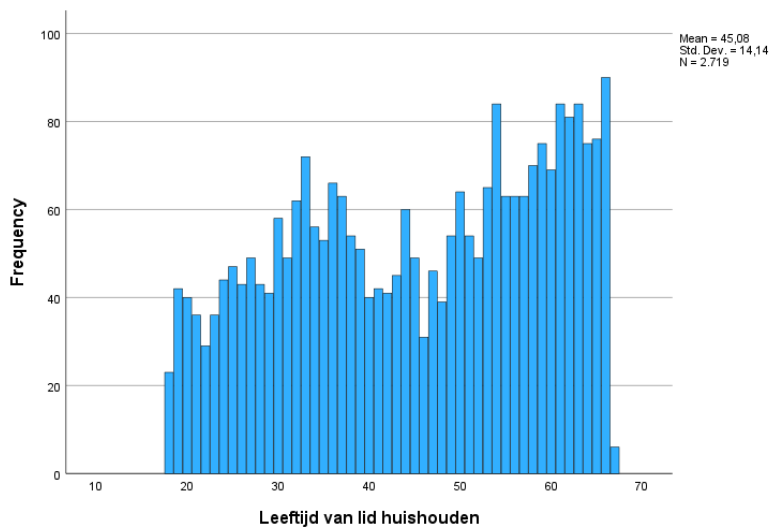
GRAPH

/HISTOGRAM=leeftijd.

Statistics

Leeftijd van lid huishouden

N	Valid	2719
	Missing	0
Mean		45,08
Std. Deviation		14,140
Minimum		18
Maximum		67



Bewerkingen: Na het verwijderen van de missende waarden zijn er 1823 respondenten overgebleven. Hier is het gemiddelde 46,39 met een standaarddeviatie van 14,03. Er lijken op basis van de grafiek wederom meer oudere respondenten te zijn dan jongere respondenten.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd  
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN  
/ORDER=ANALYSIS.
```

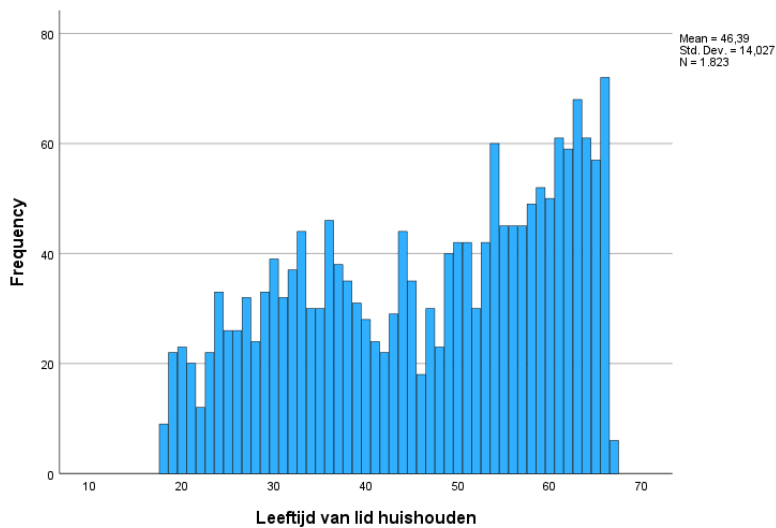
GRAPH

/HISTOGRAM=leeftijd.

Statistics

Leeftijd van lid huishouden

N	Valid	1823
	Missing	0
Mean		46,39
Std. Deviation		14,027
Minimum		18
Maximum		67



Interactievariabele

De interactievariabele is een product van de waarden op SEO en de waarden op Inkomen. Je maakt een interactievariabele om te testen of het effect van de ene variabele op de uitkomst afhangt van de waarde van een andere variabele. Met andere woorden: het effect van variabele A kan verschillen, afhankelijk van de waarde van variabele B. Deze variabele heeft een gemiddelde van -0,71 en een standaarddeviatie van 3,33. De laagste waarde is -73,55 en de hoogste waarde is 10,59. De variabele heeft erg hoge pieken in het midden maar volgt voor de rest een redelijke normaalverdeling.

Syntax

```
COMPUTE interactieSEOxINKOMEN1000=InkomenCentered1000 * SEOCentered.
```

```
EXECUTE.
```

FREQUENCIES VARIABLES=interactieSEOxINKOMEN1000

/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN

/ORDER=ANALYSIS.

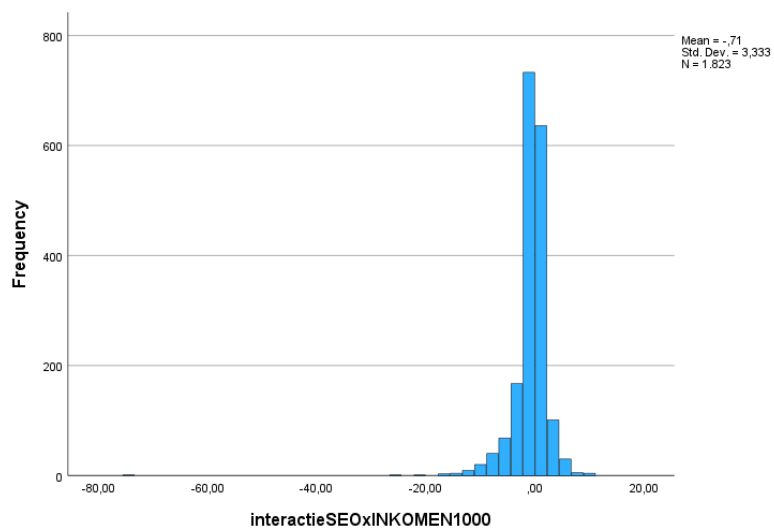
Met opmerkingen [nd1]: Toevoegen hoe ik de interactievariabele heb gecompute

GRAPH

/HISTOGRAM=interactieSEOxINKOMEN1000.

Descriptive Statistics

	N	Minimum	Maximum	Mean	Std. Deviation
interactieSEOxINKOMEN 1000	1823	-73,55	10,59	-,7070	3,33339
Valid N (listwise)	1823				



Bijlage 2

In bijlage 2 worden de univariate, bivariate en multivariate statistieken gepresenteerd. Bij deze statistieken zijn de missende waarden verwijderd en filters ingeschakeld.

Univariate analyse: In bijlage 1 is reeds stilgestaan bij de univariate statistieken van de variabelen voor de bewerking en na de bewerking. Hieronder zijn de univariate statistieken nog in een tabel weergegeven.

Syntax

```
FREQUENCIES VARIABLES=leeftijd Geslachtbinair InkomenCentered1000  
interactieSEOxINKOMEN1000 SEOCentered Links
```

```
/NTILES=4
```

```
/STATISTICS=STDDEV MINIMUM MAXIMUM MEAN
```

```
/ORDER=ANALYSIS.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=leeftijd.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=Geslachtbinair.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=InkomenCentered1000.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=SEOCentered.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=interactieSEOxINKOMEN1000.
```

```
GRAPH
```

```
/HISTOGRAM=Links.
```

Statistics

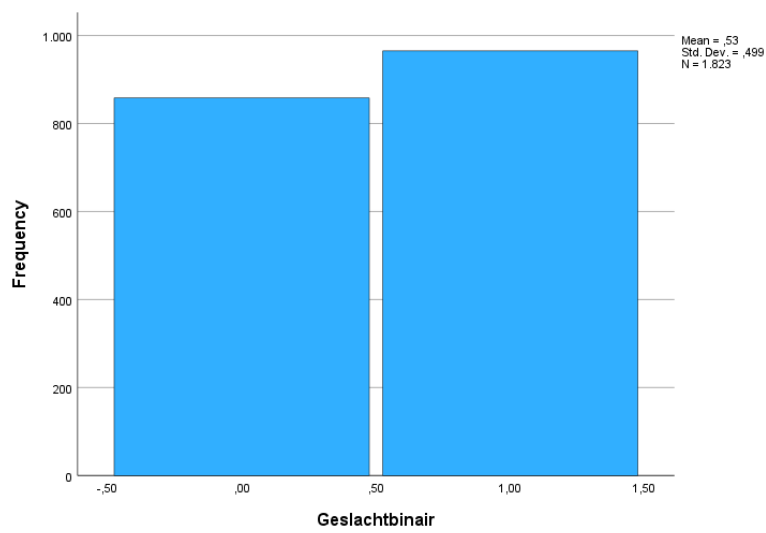
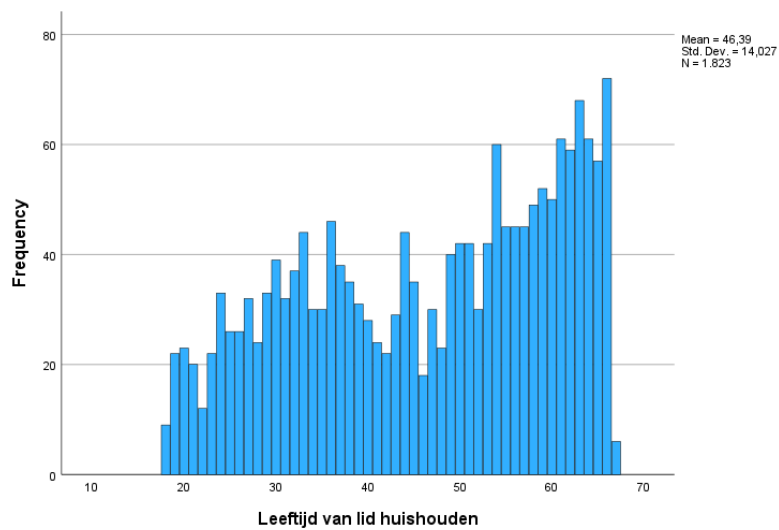
		Links	Geslachtbinair	SEO	Netto inkomen van het huishouden, geïmputeerd	Leeftijd van lid huishouden
N	Valid	1823	1823	1823	1823	1823
	Missing	0	0	0	0	0
Mean		,2809	,5293	4,6077	4502,26	46,39
Std. Deviation		,44954	,49927	1,21855	2445,910	14,027
Minimum		,00	,00	1,00	0	18
Maximum		1,00	1,00	7,00	30509	67
Percentiles	25	,0000	,0000	4,0000	2800,00	34,00
	50	,0000	1,0000	4,6000	4300,00	49,00
	75	1,0000	1,0000	5,6000	5761,00	59,00

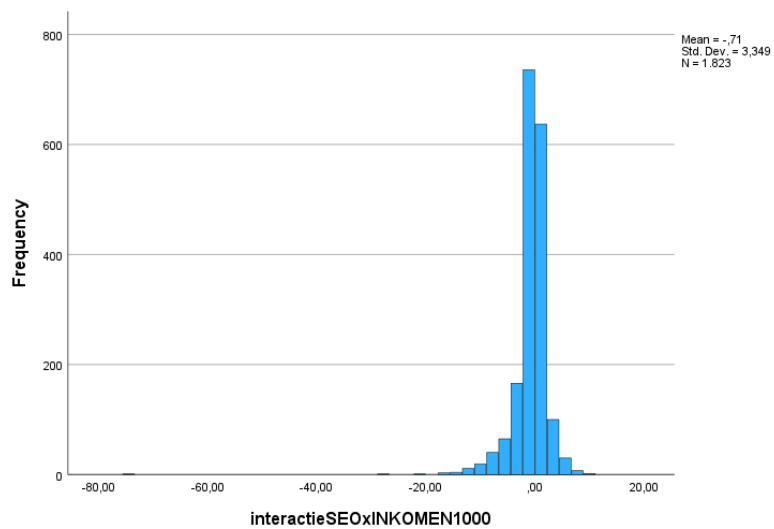
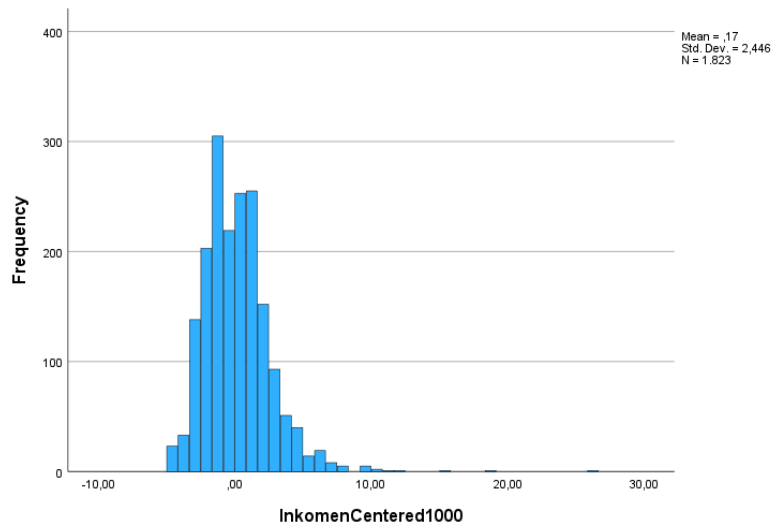
Links

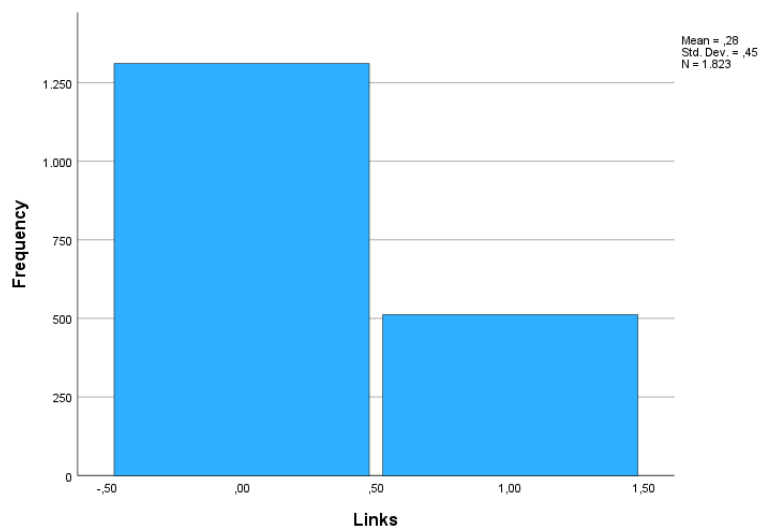
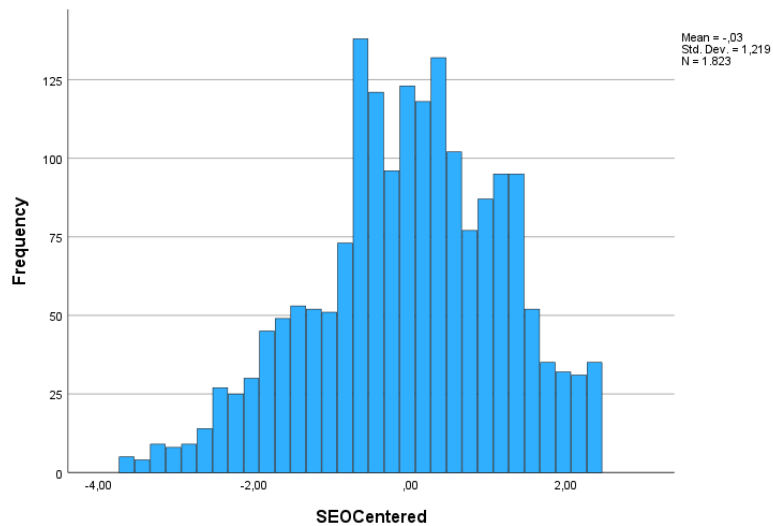
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	1311	71,9	71,9	71,9
	1,00	512	28,1	28,1	100,0
Total		1823	100,0	100,0	

Geslachtbinair

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	858	47,1	47,1	47,1
	1,00	965	52,9	52,9	100,0
Total		1823	100,0	100,0	







Bivariate analyse: De correlaties tussen de verschillende variabelen zijn weergegeven in onderstaande tabel. De correlaties zijn uitgerekend middels een Pearson correlatie met een bijbehorende P-waarde.

Syntax

CORRELATIONS

/VARIABLES=SEO nettohh_f Geslachtbinair leeftijd Links

/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL

/MISSING=PAIRWISE.

Correlations

		SEO	Netto inkomen van het huishoude n, geÃ—mpute erd	Geslachtbi nair	Leeftijd van lid huishoude n	Links
SEO	Pearson Correlation	1	-,237**	,090**	,056*	,366**
	Sig. (2-tailed)		<,001	<,001	,017	<,001
	N	1823	1823	1823	1823	1823
Netto inkomen van het huishouden, geÃ—mputeerd	Pearson Correlation	-,237**	1	-,031	-,026	-,078**
	Sig. (2-tailed)	<,001		,186	,272	<,001
	N	1823	1823	1823	1823	1823
Geslachtbinair	Pearson Correlation	,090**	-,031	1	-,054*	,095**
	Sig. (2-tailed)	<,001	,186		,020	<,001
	N	1823	1823	1823	1823	1823
Leeftijd van lid huishouden	Pearson Correlation	,056*	-,026	-,054*	1	-,017
	Sig. (2-tailed)	,017	,272	,020		,465
	N	1823	1823	1823	1823	1823
Links	Pearson Correlation	,366**	-,078**	,095**	-,017	1
	Sig. (2-tailed)	<,001	<,001	<,001	,465	
	N	1823	1823	1823	1823	1823

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

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

Multivariate analyse: Met behulp van logistische regressie zijn 4 modellen geschat.

Model 1: Controlevariabelen geslacht en leeftijd met als afhankelijke variabele Links. De toetsing van dit model is weergegeven in Block 1.

Model 2: Controlevariabelen geslacht en leeftijd met onafhankelijke variabele SEO en afhankelijke variabele Links. De toetsing van dit model is weergegeven in Block 2.

Model 3: Controlevariabelen geslacht en leeftijd met onafhankelijke variabele SEO, moderator inkomen en afhankelijke variabele Links. De toetsing van dit model is weergegeven in Block 3

Model 4: Controlevariabelen geslacht en leeftijd met onafhankelijke variabele SEO, moderator inkomen, interactievariabele SEO*Inkomen en afhankelijke variabele Links. De toetsing van dit model is weergegeven in Block 4.

Syntax

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES Links

/METHOD=ENTER Geslachtbinair leeftijd

/METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered

/METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000

/METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000

interactieSEOxINKOMEN1000

/SAVE=LEVER

/PRINT=GOODFIT CI(95)

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

Case Processing Summary

Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	1823	100,0
	Missing Cases	0	,0
	Total	1823	100,0
Unselected Cases		0	,0
Total		1823	100,0

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

Block 0

Classification Table^{a,b}

		Predicted		
Observed		Links	Percentage	
		,00	1,00	Correct
Step 0	Links	,00	1311	0
		1,00	512	0
	Overall Percentage			71,9

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	-,940	,052	325,496	1	<,001	,391

Block 1

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	16,932	2	<,001
	Block	16,932	2	<,001
	Model	16,932	2	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	2147,916 ^a	,009	,013

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	11,644	8	,168

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
Observed		Links ,00	1,00	
Step 1	Links ,00	1311	0	100,0
	1,00	512	0	,0
	Overall Percentage			71,9

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	Geslachtbinair	,427	,106	16,191	1	<,001	1,533	1,245	1,887
	Leeftijd van lid huishouden	-,002	,004	,262	1	,608	,998	,991	1,005
	Constant	-1,088	,193	31,791	1	<,001	,337		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden.

Block 2

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	268,335	1	<,001
	Block	268,335	1	<,001
	Model	285,267	3	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1879,581 ^a	,145	,208

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

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	21,272	8	,006

Classification Table^a

			Predicted		Percentage Correct
			Links		
Observed		,00	1,00		
Step 1	Links	,00	1207	104	92,1
		1,00	381	131	25,6
	Overall Percentage				73,4

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	Geslachtbinair	,356	,115	9,672	1	,002	1,428	1,141	1,788
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	2,115	1	,146	,994	,986	1,002
	SEOCentered	,825	,057	211,108	1	<,001	2,283	2,042	2,552
	Constant	-1,068	,209	26,064	1	<,001	,344		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered.

Block 3

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	,139	1	,709
	Block	,139	1	,709
	Model	285,406	4	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
------	-------------------	----------------------	---------------------

1	1879,441 ^a	,145	,209
---	-----------------------	------	------

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

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	19,953	8	,011

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		Links		
Observed		,00	1,00	
Step 1	Links	,00	1209	92,2
		1,00	379	26,0
	Overall Percentage			73,6

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	Geslachtbinair	,357	,115	9,698	1	,002	1,429	1,141	1,789
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	2,093	1	,148	,994	,986	1,002
	SEOCentered	,830	,058	204,728	1	<,001	2,293	2,046	2,569
	InkomenCentered 1000	,009	,025	,140	1	,708	1,009	,962	1,059
	Constant	-1,071	,209	26,155	1	<,001	,343		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered, InkomenCentered1000.

Block 4

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	3,800	1	,051

Block	3,800	1	,051
Model	289,206	5	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1875,642 ^a	,147	,211

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

Hosmer and Lemeshow Test

Step	Chi-square	df	Sig.
1	13,436	8	,098

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		Links ,00	1,00	
Step 1	Observed Links	,00	1206	105
		1,00	371	141
	Overall Percentage			73,9

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
Step 1 ^a	Geslachtbinair	,359	,115	9,796	1	,002	1,432	1,144	1,793
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	2,037	1	,153	,994	,986	1,002
	SEOCentered	,834	,058	203,883	1	<,001	2,302	2,053	2,581
	InkomenCentered1000	-,007	,027	,063	1	,802	,993	,942	1,047
	interactieSEOxINKOMEN1000	,049	,026	3,589	1	,058	1,050	,998	1,105
	Constant	-1,057	,210	25,424	1	<,001	,348		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered, InkomenCentered1000, interactieSEOxINKOMEN1000.

Bijlage 3

Controle assumpties, multicollineariteit en uitbijters

Voor een model met logistische regressies is het lastig om de onderliggende assumpties te toetsen. Wel is het mogelijk om te kijken naar multicollineariteit en eventuele uitbijters.

Multicollineariteit

Om te kunnen zien of er sprake is van multicollineariteit wordt de VIF waarde uitgerekend. Multicollineariteit betekent dat twee of meer onafhankelijke variabelen in een regressiemodel sterk met elkaar correleren. Ze bevatten dus (deels) dezelfde informatie. Doormiddel van een lineaire regressie is een VIF-waarde uit te rekenen. Een VIF-waarde lager dan 1 duidt op geen multicollineariteit en tussen de 1 en 2 is er sprake van een zwakke multicollineariteit. In de onderstaande tabel is te zien dat alle VIF-waarden iets groter zijn dan 1. Er hoeft geen rekening gehouden te worden met multicollineariteit in de analyses.

Syntax

REGRESSION

/MISSING LISTWISE

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL

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

/NOORIGIN

/DEPENDENT Links

/METHOD=ENTER Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000
interactieSEOxINKOMEN1000 leeftijd.

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	,302	,036		8,376	<,001		
	Geslachtbinair	,055	,020	,061	2,776	,006	,988	1,012

SEOCentered	,134	,008	,364	16,114	<,001	,928	1,078
InkomenCentered1000	,002	,004	,010	,417	,677	,903	1,107
interactieSEOxINKOMEN1000	,000	,003	,002	,073	,942	,940	1,064
Leeftijd van lid huishouden	-,001	,001	-,034	-1,553	,121	,993	1,007

a. Dependent Variable: Links

Uitbijters en invloedrijke punten

In analyses waar logistische regressie wordt toegepast wordt er gecontroleerd op uitbijters en invloedrijke punten. Hiervoor wordt gebruik gemaakt van Leverage-waarden en DFBeta-waarden. Leverage en DFBETA zijn statistieken die helpen om invloedrijke observaties in regressiemodellen op te sporen. Leverage meet hoe ver een observatie afwijkt van het gemiddelde patroon van de onafhankelijke variabelen: hoe extremer de waarden van een observatie zijn op de voorspellers, hoe hoger de leverage. Een hoge leverage betekent dat een observatie potentieel veel invloed kan hebben op het model. DFBETA toont voor elke coëfficiënt hoeveel die coëfficiënt zou veranderen als een specifieke observatie uit het model zou worden verwijderd. Grote absolute DFBETA-waarden wijzen erop dat een observatie daadwerkelijk veel invloed uitoefent op een specifieke parameter. Samen geven deze twee maten inzicht in welke data-uitbijters het model kunnen vertekenen en of ingrijpen (bijvoorbeeld uitsluiten of verder onderzoeken) nodig is.

Om de Leverage uit te rekenen geldt: $3 \cdot p/n$ = de grenswaarde. In dit geval hebben we te maken met 6 parameters (1 afhankelijke en 5 onafhankelijke) en 1823 respondenten die we meenemen in de analyse. $3 \cdot 6/1823 = 0,00987$. Alle waarden groter dan deze grenswaarde zouden als mogelijke uitbijters beschouwd kunnen worden. In onderstaande figuur is te zien dat zich punten bevinden rechts van de leverage grenswaarde.

Om de DFBeta uit te rekenen geldt: $2/\sqrt{n}$. Dit komt uit op 0,0468. In de onderstaande figuur is te zien dat geen enkele waarde in de buurt komt van deze grenswaarde. De figuur geeft de DFBeta van de constante weer. Ook de DFBeta's van de onafhankelijke variabelen in het model komen niet in de buurt van deze grenswaarde. Op basis van de DFBeta-toets kunnen we ervan uit gaan dat er geen uitbijters zijn.

Syntax

LOGISTIC REGRESSION VARIABLES Links

/METHOD=ENTER Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000
interactieSEOxINKOMEN1000 leeftijd

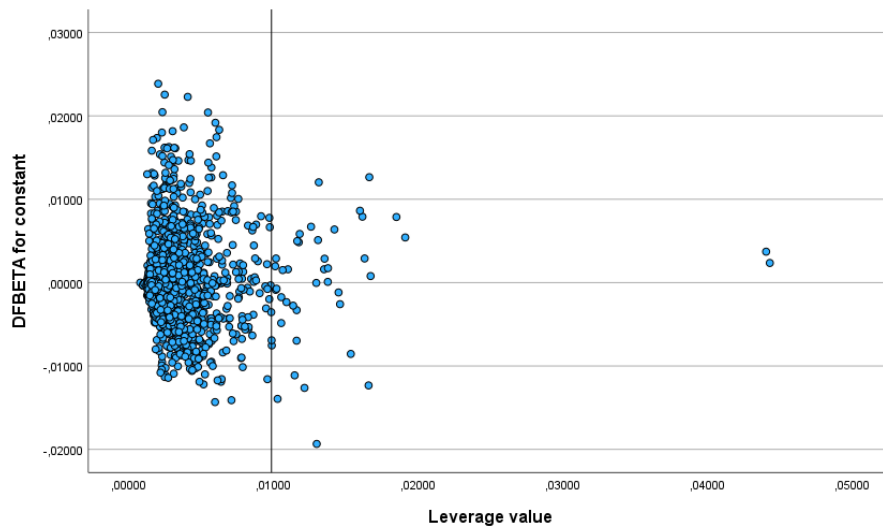
/SAVE=COOK LEVER DFBETA

/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) ITERATE(20) CUT(.5).

GRAPH

```
/SCATTERPLOT(BIVAR)=LEV_1 WITH DFB0_3
```

```
/MISSING=LISTWISE.
```



Bewerkingen: De Leverage-waarden hoger dan de grenswaarde zijn uit het model gehaald middels onderstaande syntax. Vervolgens is de logistische regressie nogmaals gedaan om te kijken of deze cases de data te sterk beïnvloedden. De deviance-waarden in de nieuwe analyses zijn lager dan in de oorspronkelijke analyses. Ook zijn er kleine veranderingen in de regressiecoëfficiënten te bemerken. Om de analyse zo betrouwbaar mogelijk te houden heb ik er voor gekozen om deze invloedrijke punten wel in de finale analyses mee te nemen.

Syntax

```
COMPUTE FilterleverageOK=LEV_1 <= 0.00987.
```

```
EXECUTE.
```

```
USE ALL.
```

```
COMPUTE filter_$=(FilterleverageOK = 1).
```

```
VARIABLE LABELS filter_$ 'FilterleverageOK = 1 (FILTER)'.
```

VALUE LABELS filter_\$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.
 FORMATS filter_\$ (f1.0).
 FILTER BY filter_\$.
 EXECUTE.
 LOGISTIC REGRESSION VARIABLES Links
 /METHOD=ENTER Geslachtbinair leeftijd
 /METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered
 /METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000
 /METHOD=ENTER leeftijd Geslachtbinair SEOCentered InkomenCentered1000 interactieSEOxINKOMEN1000
 /PRINT=CI(95)
 /CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5)

Case Processing Summary

Unweighted Cases ^a		N	Percent
Selected Cases	Included in Analysis	1780	100,0
	Missing Cases	0	,0
	Total	1780	100,0
Unselected Cases		0	,0
Total		1780	100,0

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

Variables in the Equation

	B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)
Step 0 Constant	-,943	,053	319,198	1	<,001	,390

Block 1

Omnibus Tests of Model Coefficients

	Chi-square	df	Sig.
Step 1 Step	17,887	2	<,001

Block	17,887	2	<,001
Model	17,887	2	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	2094,159 ^a	,010	,014

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

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
Observed		Links	1,00	
Step 1	Links	,00	1281	0
		1,00	499	0
	Overall Percentage			72,0

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
Step 1 ^a	Geslachtbinair	,446	,108	17,189	1	<,001	1,562	1,265	1,929
	Leeftijd van lid huishouden	-,002	,004	,194	1	,660	,998	,991	1,006
	Constant	-1,113	,196	32,212	1	<,001	,329		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden.

Block 2

Omnibus Tests of Model Coefficients

Chi-square	df	Sig.
------------	----	------

Step 1	Step	273,121	1	<,001
	Block	273,121	1	<,001
	Model	291,008	3	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1821,038 ^a	,151	,217

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

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
		Links ,00	1,00	
Step 1	Links ,00	1183	98	92,3
	1,00	362	137	27,5
	Overall Percentage			74,2

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	Geslachtbinair	,340	,117	8,487	1	,004	1,404	1,118	1,765
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	2,034	1	,154	,994	,986	1,002
	SEOCentered	,865	,059	211,719	1	<,001	2,376	2,115	2,670
	Constant	-1,047	,213	24,051	1	<,001	,351		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered.

Block 3

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	,826	1	,363
	Block	,826	1	,363
	Model	291,834	4	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1820,212 ^a	,151	,218

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

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
Observed		Links ,00	Links 1,00	
Step 1	Links ,00	1182	99	92,3
	Links 1,00	358	141	28,3
	Overall Percentage			74,3

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	Geslachtbinair	,344	,117	8,683	1	,003	1,410	1,122	1,773
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	1,932	1	,165	,994	,986	1,002
	SEOCentered	,877	,061	207,636	1	<,001	2,403	2,133	2,707
	InkomenCentered1000	,025	,028	,832	1	,362	1,026	,971	1,084
	Constant	-1,058	,214	24,421	1	<,001	,347		

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered, InkomenCentered1000.

Block 4

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	3,339	1	,068
	Block	3,339	1	,068
	Model	295,173	5	<,001

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	1816,873 ^a	,153	,220

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

Classification Table^a

		Predicted		Percentage Correct
Observed		Links ,00	Links 1,00	
Step 1	Links ,00	1184	97	92,4
	Links 1,00	351	148	29,7
	Overall Percentage			74,8

a. The cut value is ,500

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
Step 1 ^a	Geslachtbinair	,349	,117	8,908	1	,003	1,417	1,127	1,782
	Leeftijd van lid huishouden	-,006	,004	1,789	1	,181	,995	,987	1,003
	SEOCentered	,880	,061	206,615	1	<,001	2,410	2,138	2,718
	InkomenCentered1000	,013	,030	,189	1	,664	1,013	,956	1,074
	interactieSEOxINK OMEN1000	,053	,030	3,128	1	,077	1,055	,994	1,119

Constant	-1,051	,214	24,049	1	<,001	,350		
----------	--------	------	--------	---	-------	------	--	--

a. Variable(s) entered on step 1: Geslachtbinair, Leeftijd van lid huishouden, SEOCentered, InkomenCentered1000, interactieSEOxINKOMEN1000.