

Geslacht en de duurzaamheid paradox

Wat is het verschil tussen mannen en vrouwen in deelname aan milieu-initiatieven en duurzaamheidsgedrag?

Naam: Douwine de Boer

Studentnr: S4680251

Begeleider: Dr. J. Dijkstra

Tweede lezer: Dr. R.C Smaniotto

Woordenaantal: 7646 (Literatuurlijst en bijlagen)

Datum: 04-06-2025

Abstract

In deze scriptie is onderzocht in hoeverre geslacht, opleidingsniveau en leeftijd van invloed zijn op duurzaam gedrag en deelname aan milieu-initiatieven. De centrale onderzoeksvraag luidde: “Wat is het verschil tussen mannen en vrouwen in deelname aan milieu-initiatieven en duurzaamheidsgedrag?” Om deze vraag te beantwoorden is kwantitatief onderzoek uitgevoerd met behulp van een vragenlijst (N = 297). De data zijn geanalyseerd met lineaire en logistische regressieanalyses. Hieruit blijkt dat alleen leeftijd een positieve voorspeller is van duurzaamheidsgedrag, terwijl geslacht en opleidingsniveau hierop geen significante invloed hebben. Daarentegen blijkt geslacht wel een significante voorspeller van deelname aan milieu-initiatieven: vrouwen hebben minder kans om deel te nemen aan een milieu-initiatief dan mannen. Opleidingsniveau geeft geen significant antwoord op de vraag, en leeftijd hangt negatief samen met deelname. Dus ouderen hebben minder kans om deel te nemen. De conclusie is daarom dat geslacht en leeftijd op verschillende manieren invloed uitoefenen op deelname aan milieu-initiatieven. Maar alleen leeftijd heeft invloed op duurzaam gedrag.

Inhoudsopgave

Inleiding	3
Theoretisch kader	5
2.1 Geslacht en duurzaamheid	5
2.1.1 Geslacht en duurzaamheidsgedrag	6
2.1.2 Geslacht en milieu-initiatieven	8
2.2 Opleidingsniveau en Leeftijd	9
2.2.1 Opleidingsniveau	9
2.2.2 Leeftijd	9
2.3 Hypotheses	10
Methode	10
3.1 Onderzoeksopzet	10
3.1.1 Steekproef	11
3.2 Operationalisatie	11
3.2.1 Geslacht	11
3.2.2 Duurzaamheidsgedrag	12
3.2.3 Deelname aan milieu-initiatieven	12
3.2.4 Opleidingsniveau	13
3.2.5 Leeftijd	14
3.3 Data-analyse	14
Resultaten	15
4.1 Beschrijvende statistiek	16
4.2 Model fit	17
4.2.1 assumptie controle	17
4.2.2 Model fit	18
4.3 Hypothese toetsing	19
4.3.1 Duurzaamheidsgedrag (lineaire regressie)	19
4.3.2 Deelname aan milieu-initiatieven (logistische regressie)	21
Conclusie en discussie	24
5.1 Conclusie	24
5.2 Discussie	26
Literatuurlijst:	28
Bijlage I:	31
Bijlage II:	43
Bijlagen III:	48
Bijlage IV	58

Inleiding

Duurzaamheid en milieubescherming zijn cruciale thema's in de huidige maatschappelijke en wetenschappelijke discussies. De toenemende impact van klimaatverandering en milieuproblemen vraagt dringend om collectieve actie, waarbij zowel individuen als organisaties betrokken moeten zijn. Hoewel eerder onderzoek veel aandacht besteedt aan algemene duurzaamheidsinitiatieven, is er relatief weinig bekend over de specifieke factoren, die mensen stimuleren of weerhouden om daadwerkelijk deel te nemen aan lokale milieu-initiatieven. Dit onderzoek richt zich daarom op de vraag welke motivaties en barrières burgers ervaren, bij zowel duurzaamheidsgedrag als deelname aan milieu-initiatieven.

Een belangrijke sociaal demografische factor in dit verband is geslacht. Uit eerdere studies blijkt dat vrouwen gemiddeld genomen milieubewuster gedrag vertonen dan mannen, zoals energie besparen en duurzaam consumeren (Hunter et al., 2004; Bush & Clayton, 2022). Paradoxaal genoeg zijn het in de praktijk vaak mannen die actief deelnemen aan collectieve milieu-initiatieven, zoals lokale milieu-initiatieven (CEI's) (Fraune, 2015; Tsagkari, 2022). Deze paradox roept vragen op over barrières die vrouwen ervaren. Door deze barrières in kaart te brengen kunnen maatregelen getroffen worden om deze te verlagen en zo milieu-initiatieven toegankelijker te maken.

Een belangrijke barrière komt voort uit traditionele geslachtsrollen en maatschappelijke verwachtingen. Hoewel deze traditionele rollen vooral onder oudere generaties gangbaar zijn, beïnvloeden de achterliggende normen en waarden nog steeds hedendaagse genderstereotypen en sociale verwachtingen (Haines et al., 2016). Eigenschappen zoals altruïsme, risicoperceptie en de wens om bij te dragen aan het collectieve goed zijn cruciale factoren die duurzaamheidsgedrag kunnen stimuleren (Steg et al., 2014; Capraro, 2018). Deze eigenschappen komen vaker voor bij vrouwen, wat gedeeltelijk verklaard kan worden door de traditionele geslachtsrollen (Zeng et al., 2020; Van Der Graaff et al., 2017). Vrouwen blijken bijvoorbeeld gevoeliger voor milieu gerelateerde risico's en vertonen gemiddeld vaker altruïstisch gedrag, wat hen motiveert om meer duurzame keuzes te maken, zoals korter douchen of afval recyclen (Zeng et al., 2020; Xu et al., 2021; Gilligan et al., 1988).

Naast geslacht spelen opleidingsniveau en leeftijd eveneens een rol bij duurzaamheidsgedrag en deelname aan initiatieven. Mensen met een hoger opleidingsniveau beschikken doorgaans over meer kennis omtrent duurzaamheid, wat hen motiveert bewuste keuzes te maken en zich vaker aan te sluiten bij milieu-initiatieven (Karytsas & Theodoropoulou, 2022; Li et al., 2023). Ook leeftijd beïnvloedt duurzaamheid participatie: jongeren tonen hun betrokkenheid vaak via activisme en online platformen,

terwijl ouderen vaker actief participeren in lokale initiatieven vanwege beschikbare tijd en ervaring (Ágoston et al., 2024; Karytsas & Theodoropoulou, 2022).

Echter, deelname aan collectieve duurzaamheidsinitiatieven is niet alleen afhankelijk van motivatie, maar ook van praktische middelen zoals beschikbare tijd, zelfvertrouwen, organisatorische kwaliteiten, kennis en sociale netwerken (Seyfang et al., 2013; Bauwens, 2016). Ook hier spelen traditionele rolverdelingen een rol. De normen en waarden die voortkomen uit deze rolverdelingen beïnvloeden de praktische mogelijkheden die deelname aan milieu-initiatieven kan bevorderen of beperken (Bush & Clayton, 2022; Fraune, 2015).

Dit onderzoek maakt daarom expliciet onderscheid tussen houding (duurzaamheidsgedrag) en daadwerkelijke actie (deelname aan initiatieven), waardoor beter begrepen kan worden hoe duurzaamheid in de praktijk tot stand komt en welke specifieke drempels en eigenschappen hierbij een rol spelen. Door de houding en de actie samen met geslacht te vergelijken, bevestigt dit onderzoek niet alleen bestaande inzichten, maar creëert het ook een basis voor verder onderzoek naar geslacht en duurzaamheid.

Met behulp van kwantitatieve analyses op basis van survey data uit vier gemeenten in Noord-Nederland onderzoekt deze studie hoe geslacht, opleidingsniveau en leeftijd het duurzaamheidsgedrag en de actieve deelname aan milieu-initiatieven beïnvloeden. Hiermee levert dit onderzoek zowel theoretische inzichten die kunnen gebruikt worden voor praktische beleidsaanbevelingen, voor het stimuleren van actieve burgerparticipatie binnen de energietransitie en klimaatbeweging.

De centrale probleemstelling van dit onderzoek luidt: *In hoeverre beïnvloeden geslacht en opleidingsniveau deelname aan milieu-initiatieven en duurzaamheidsgedrag?* Hierbij zijn duurzaamheidsgedrag en deelname aan milieu-initiatieven de afhankelijke variabelen, geslacht de onafhankelijke variabele, en opleidingsniveau en leeftijd controlevariabelen.

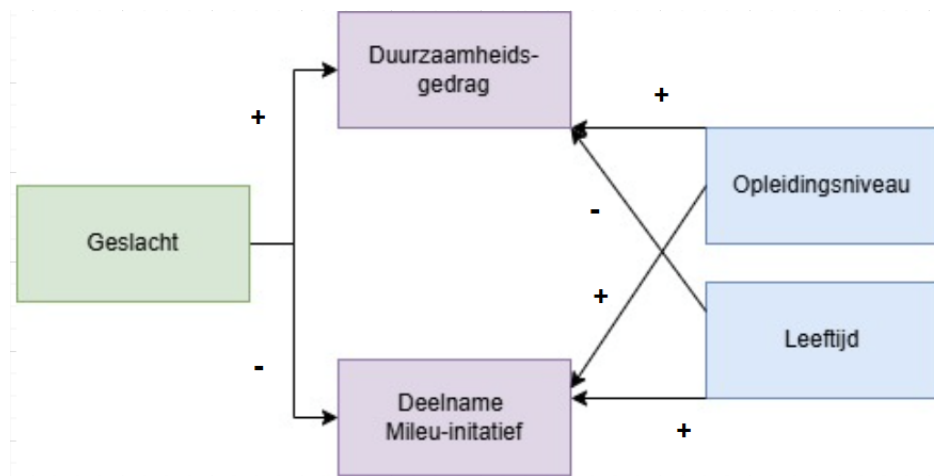
Theoretisch kader

2.1 Geslacht en duurzaamheid

Duurzaamheidsgedrag en deelname aan milieu-initiatieven zijn belangrijke thema's binnen hedendaags milieubeleid. Het wordt steeds duidelijker dat de wereldbevolking duurzamer moet gaan leven, en een actievere houding moet aannemen in de strijd tegen klimaatverandering (Eriksen & Brown, 2011). Een voorbeeld van zo'n actieve houding aannemen is de deelname aan milieu-initiatieven.

Milieu-initiatieven zijn acties, projecten of programma's die gericht zijn op het beschermen van het milieu en het bevorderen van duurzaamheid. Deze initiatieven kunnen ontstaan vanuit burgers, bedrijven of overheden. In dit onderzoek gaat het specifiek om zogeheten energie-initiatieven, waarin burgers zich organiseren rondom energiebesparing of de opwekking van hernieuwbare energie. Het gaat hier om lokaal georganiseerde initiatieven die vaak een regionaal karakter hebben (Goedkoop, 2021; Bauwens, 2016; Seyfang et al., 2013).

Duurzaamheidsgedrag wordt gedefinieerd als gedrag dat bewust de negatieve impact op het milieu vermindert en bijdraagt aan het behoud en de verbetering van milieuduurzaamheid. Voorbeelden van duurzaamheidsgedrag zijn: het aanleggen van zonnepanelen of minder water proberen te gebruiken (Clayton & Myers, 2009). Duurzaamheidsgedrag omvat verschillende bewuste handelingen die de milieubelasting verminderen en tegelijkertijd bijdragen aan een duurzamere toekomst (Tian & Liu, 2022).



Figuur 1: conceptuele model met controlevariabelen

In figuur 1 is het onderzoeksmodel schematisch weergegeven. In dit model wordt het effect gemeten van het onafhankelijke, variabele geslacht op de afhankelijke variabelen deelname, energie-initiatief en duurzaamheidsgedrag. Als laatste wordt er in dit model gecontroleerd voor opleidingsniveau en leeftijd.

2.1.1 Geslacht en duurzaamheidsgedrag

Uit verschillende onderzoeken blijkt dat er duidelijke verschillen zijn tussen mannen en vrouwen als het gaat om duurzaamheidsgedrag en deelname aan milieu-initiatieven (Hunter et al., 2004; Tsagkari, 2022). Een veelgebruikte verklaring hiervoor zijn sociale verschillen tussen de geslachten, en dan vooral de invloed van traditionele geslachtsrollen. Daarmee wordt bedoeld dat er in de samenleving bepaalde verwachtingen bestaan over hoe mannen en vrouwen zich 'horen' te gedragen. Vrouwen worden in deze rollen vaak gezien als zorgzamer, verantwoordelijker en meer gericht op anderen. Dit heeft invloed op hoe zij keuzes maken in hun dagelijks leven, dus ook keuzes die te maken hebben met duurzaamheid (Bush & Clayton, 2022; Merma-Molina et al., 2021).

Een aantal eigenschappen die zorgen voor het maken van duurzamere keuzes zijn verwachtingen, risicoperceptie, altruïsme en het willen bijdragen aan het collectief goed (Zelezny et al., 2000; Tian & Liu, 2022; Xu et al., 2021; . Deze eigenschappen komen vaker voor bij vrouwen in een traditionele rolverdeling (Zeng et al., 2020; Xu et al., 2021; Gilligan et al., 1988). Traditionele rolverdeling houdt in dat mannen doorgaans de broodwinner en hoofd zijn van het gezin, terwijl vrouwen vooral zorgen voor het huishouden en de kinderen (Haines et al., 2016). Deze rolverdeling komt voornamelijk nog voor bij oudere generaties, mensen geboren in en voor 1965. Dus de waarden en normen van traditionele geslachtsrollen hebben het meeste invloed bij deze oudere generatie (Inglehart & Norris, 2004). Echter hebben de waarden en normen van de traditionele geslachtsrollen nog steeds invloed op de stereotypen en sociale verwachtingen van vrouwen. Ook jongeren die de traditionele rolverdeling hebben gezien bij ouders of verzorgers zullen ook beïnvloed worden door deze sociale verwachting. En dus ook de eigenschappen vertonen zoals zorgzaamheid, risicoperceptie, altruïsme en het willen bijdragen aan het collectief goed (Haines et al., 2016).

Omdat van vrouwen vaker wordt verwacht dat zij rekening houden met anderen en de wereld om hen heen, voelen zij zich over het algemeen ook meer betrokken bij milieuproblemen. Ze maken zich zorgen over de toestand van de planeet, en voelen zich verantwoordelijk om bij te dragen aan oplossingen zoals het tegengaan van klimaatverandering (Bush & Clayton, 2022; Kennedy & Dzialo, 2015). Dit uit zich in alledaagse gedragingen zoals afval scheiden, minder energie verbruiken of bewuster boodschappen doen. Deze vormen van duurzaam gedrag vinden vaak plaats in en rond het huishouden, een omgeving waar vrouwen historisch gezien meer actief zijn, en dus ook sneller verandering kunnen brengen.

Een andere vrouwelijke eigenschap die gedeeltelijk is ontstaan vanuit evolutie en de traditionele rolverdeling, is risicoperceptie. Daarmee wordt bedoeld in hoeverre mensen risico's zien en serieus

nemen. Onderzoek laat zien dat vrouwen gemiddeld gevoeliger zijn voor milieu gerelateerde risico's, zoals luchtvervuiling of de gevolgen van klimaatverandering voor toekomstige generaties (Zeng et al., 2020). Doordat zij deze risico's als ernstiger ervaren, zijn zij ook gemotiveerder om hun gedrag aan te passen. Dit verklaart waarom vrouwen vaak bewuster omgaan met het milieu en eerder geneigd zijn tot duurzame keuzes.

Het volgende concept wat een rol speelt is altruïsme. Altruïsme betekent dat je handelt in het belang van anderen, zonder dat je daar direct iets voor terugkrijgt. Uit onderzoek blijkt dat vrouwen gemiddeld vaker altruïstisch gedrag vertonen dan mannen, en dat dit deels komt door een combinatie van biologische en sociale factoren (Van Der Graaff et al., 2017). Biologisch gezien zijn bij vrouwen bepaalde hersengebieden die te maken hebben met empathie en emotionele betrokkenheid, sterker ontwikkeld. Tegelijk worden meisjes in de opvoeding ook vaker aangemoedigd om rekening te houden met anderen. Ze krijgen positieve feedback als ze behulpzaam zijn, en worden sneller aangesproken als ze dat niet zijn. Voor jongens ligt dat anders: zij krijgen juist meer ruimte om voor zichzelf op te komen, wat terug te zien is in uitdrukkingen als "boys will be boys" (Kamas & Preston, 2020; Dorrough & Glöckner, 2020).

Deze combinatie van biologische aanleg en sociale invloeden zorgt ervoor dat vrouwen gemiddeld meer gericht zijn op het welzijn van anderen én van de planeet. Dit leidt ertoe dat zij vaker een actieve houding aannemen richting duurzaamheid. Ze willen bijdragen aan het verminderen van schade aan anderen en aan het milieu. Dat gevoel van verantwoordelijkheid zorgt ervoor dat vrouwen vaak eerder geneigd zijn om duurzame keuzes te maken die niet alleen voor zichzelf zijn, maar ook voor toekomstige generaties (Xu et al., 2021).

Volgens de Ethics of Care-theorie van Gilligan et al. (1988) zijn vrouwen vaker geneigd bij te dragen aan het collectieve goed, omdat zij morele beslissingen nemen vanuit een sterk gevoel van verantwoordelijkheid voor anderen. Deze theorie stelt dat vrouwen bij ethische keuzes de nadruk leggen op verbondenheid, relaties en de impact van hun handelen op de gemeenschap. Hierdoor voelen zij zich eerder aangesproken door collectieve milieuproblemen, zoals klimaatverandering, en zijn zij sneller gemotiveerd om te handelen op een manier die schade aan anderen en toekomstige generaties beperkt. Deze benadering leidt ertoe dat vrouwen sneller duurzaam gedrag vertonen, omdat zij deze handelingen zien als uitingen van zorg voor zowel hun directe omgeving als de gehele samenleving (Gilligan et al., 1988).

2.1.2 Geslacht en milieu-initiatieven

Om de deelname aan energie-initiatieven te begrijpen, is het belangrijk te onderzoeken welke factoren mensen ertoe aanzetten om deel te nemen. Deelname aan collectieve milieuprojecten, zoals energie-initiatieven, vereist een combinatie van persoonlijke kenmerken en contextuele factoren. In dit onderzoek zijn vier belangrijke factoren geïdentificeerd die de deelname bevorderen: zelfvertrouwen, tijd, sociale netwerken en motivatie voor dit thema (Bandura, 1997; Hunter et al., 2004; Tsagkari, 2022).

Zelfvertrouwen speelt een cruciale rol bij deelname aan publieke milieubewegingen. Mensen die geloven in hun eigen capaciteiten om bij te dragen aan collectieve initiatieven, zijn eerder geneigd om daadwerkelijk deel te nemen (Bandura, 1997). Vooral mannen, met name uit oudere generaties, scoren vaak hoger op zelfvertrouwen in publieke contexten. Dit is mede te verklaren door traditionele geslachtsrollen waarin mannen worden gestimuleerd om zich assertief en zelfverzekerd op te stellen (Hunter et al., 2004; Karytsas & Theodoropoulou, 2022). Vrouwen, daarentegen, voelen zich vaak minder zeker over hun bijdrage in de publieke sfeer, wat deelname aan milieu-initiatieven kan beperken (Zelezny et al., 2000).

Beschikbare tijd speelt een grote rol bij de bereidheid om actief deel te nemen aan milieuprojecten. Vrouwen hebben vaak minder tijd beschikbaar door hun dubbele dagtaak: betaald werk combineren met onbetaalde zorgtaken zoals het huishouden (Tsagkari, 2022). Mannen in traditionele rolverdeling hebben meer tijd omdat ze de zorgtaak in mindere mate of niet hebben. Met name mannen die gepensioneerd zijn hebben meer tijd om zich te wijden aan vrijwilligerswerk en energie-initiatieven. Dit verklaart mede waarom mannen vaker betrokken zijn bij publieke milieubewegingen en lokale milieu-initiatieven.

Een andere belangrijke factor is sociale netwerken. Wie deel uitmaakt van een sterk netwerk, zoals een gemeenschap en buurtinitiatieven, krijgt sneller toegang tot informatie en mogelijkheden om mee te doen aan lokale milieu-initiatieven. Toch verschilt de toegang tot sociale netwerken tussen mannen en vrouwen, vooral door traditionele rolverdelingen. Mannen hebben vaak bredere netwerken buitenshuis doordat ze vaker actief zijn in werk gerelateerde groepen, politieke organisaties of buurtinitiatieven. Dit vaker actief zijn komt ook weer mede doordat er meer tijd beschikbaar is voor deze activiteiten (Tsagkari, 2022). Hierdoor komen ze sneller in contact met lokale milieu-initiatieven en andere collectieve projecten (Hunter et al., 2004; Tsagkari, 2022). Vrouwen daarentegen hebben vooral sociale contacten binnen de privésfeer, zoals familie en burens, waardoor zij minder snel betrokken raken bij publieke milieu-initiatieven (Zelezny et al., 2000).

De motivatie om deel te nemen aan milieu-initiatieven is sterk gerelateerd aan persoonlijke waarden en betrokkenheid bij duurzaamheid. Als mannen motivatie voor duurzaamheid hebben, uiten ze dit vaak door publiekelijk hun betrokkenheid te tonen, bijvoorbeeld door lid te worden van collectieve energie-initiatieven (Hunter et al., 2004). Volgens de Ethics of Care-theorie van Gilligan et al. (1988) willen vrouwen ook bijdragen aan collectieve goederen. Dus de motivatie voor het bijdragen is aanwezig. Echter maakt het gebrek aan zelfvertrouwen, tijd, sociale netwerken, onder andere door traditionele geslachtsrollen, deze stap moeizamer.

Naast geslacht zijn er andere variabelen die zowel duurzaamheidsgedrag als de deelname aan milieu-initiatieven beïnvloeden. Twee variabelen die ook onderzocht worden in dit onderzoek zijn opleidingsniveau en leeftijd.

2.2 Opleidingsniveau en Leeftijd

2.2.1 Opleidingsniveau

Mensen met een hoger opleidingsniveau hebben vaak meer kennis over milieuproblemen en zijn zich beter bewust van de gevolgen van hun gedrag voor het klimaat. Ze weten bijvoorbeeld eerder welke gedragsveranderingen echt iets opleveren, en zijn vaak beter bekend met duurzame technologieën of beleid rondom duurzaamheid (Meyer, 2015). Daardoor kiezen ze ook sneller voor milieubewuste opties, zoals energie besparen, duurzamer reizen of bewust winkelen.

Ook sluiten hoger opgeleiden zich vaker aan bij duurzame projecten of energie-initiatieven (Li et al., 2023). Dat komt waarschijnlijk doordat ze bepaalde vaardigheden hebben die zo'n deelname makkelijker maken. Denk bijvoorbeeld aan digitale handigheid, ervaring met vergaderingen of het plannen van projecten. Daarnaast hebben ze vaak meer zelfvertrouwen en zijn ze beter in communiceren, waardoor ze sneller een leidende rol pakken of zelf iets opstarten.

Een andere reden waarom zij vaker meedoen, is dat ze meestal meer controle hebben over hun tijd. Veel hoger opgeleiden werken in banen met flexibele werktijden of thuiswerkmogelijkheden. Dat maakt het makkelijker om bijvoorbeeld naar bijeenkomsten te gaan of langere tijd betrokken te blijven bij een project. Bovendien hebben ze vaak een groter netwerk waarbinnen informatie over duurzame kansen sneller rond gaat zoals oud-studiegenoten of collega's (Karytsas & Theodoropoulou, 2022).

2.2.2 Leeftijd

leeftijd speelt een ingewikkelde rol als het gaat om duurzaam gedrag en deelname aan initiatieven. Jongeren voelen zich vaak sterk betrokken bij milieuproblemen. Ze groeien op in een tijd waarin

klimaatverandering steeds zichtbaarder wordt, en krijgen via school, sociale media en hun omgeving veel mee over milieugevaren (Ágoston et al., 2024). Daardoor voelen ze zich verantwoordelijk voor de toekomst van de planeet en hebben ze vaak uitgesproken meningen over duurzaamheid.

Toch laten onderzoeken zien dat jongeren minder vaak meedoen aan energie-initiatieven of langdurige projecten. Dit heeft onder andere te maken met hun levensfase: ze verhuizen vaker, studeren nog of hebben onregelmatige werktijden. Daardoor voelen ze zich vaak minder verbonden met hun buurt of woonplaats, wat het moeilijker maakt om structureel betrokken te raken bij lokale initiatieven (Tsagkari, 2022).

Oudere mensen, en dan vooral gepensioneerden, doen juist wél vaker mee aan dit soort projecten. Ze hebben meer tijd, meer levenservaring en wonen vaak al langer op dezelfde plek, waardoor ze beter ingebed zijn in hun gemeenschap. Ook hebben ze vaak meer financiële zekerheid, wat het makkelijker maakt om tijd en energie te investeren in projecten die niet direct iets opleveren (Karytsas & Theodoropoulou, 2022).

Door te kijken naar belangrijke factoren die bepalen of iemand deelneemt aan een milieu-initiatief wordt het duidelijk waarom mannen, met name hoogopgeleide gepensioneerden, vaker betrokken zijn bij milieuprojecten. De combinatie van zelfvertrouwen, kennis, tijd en motivatie maakt deze groep geschikt om deel te nemen.

2.3 Hypotheses

Uit de theorie zijn de volgende hypotheses opgesteld:

Hypothese 1: Vrouwen vinden duurzaam leven belangrijker dan mannen.

Hypothese 2: Mannen nemen sneller deel aan een milieu-initiatief dan vrouwen.

Hypothese 3: Mensen met een hoog opleidingsniveau nemen sneller deel aan een milieu-initiatief en vinden duurzaamheid belangrijker dan mensen met een lager opleidingsniveau.

Hypothese 4: Mensen die tot een oudere generatie behoren, nemen sneller deel aan een milieu-initiatief, maar vinden duurzaamheid minder belangrijk dan de jongere generaties.

Methode

3.1 Onderzoeksopzet

In dit onderzoek wordt een kwantitatieve, cross-sectionele onderzoeksopzet gebruikt om te onderzoeken hoe geslacht samenhangt met milieubetrokkenheid. Daarbij wordt zowel de bereidheid tot deelname aan milieu-initiatieven als duurzaamheidsgedrag onderzocht. Om de invloed van geslacht kenmerken beter te begrijpen, is gecontroleerd voor leeftijd en opleidingsniveau.

De data zijn afkomstig uit het onderzoek van Goedkoop et al. (2022), uitgevoerd onder bewoners van acht Nederlandse gemeenschappen in Noord-Nederland waar recent een Community Energy Initiative (CEI) was opgestart. Voor dit onderzoek zijn uiteindelijk de gegevens van vier van deze acht gemeenten gebruikt, omdat deze data beschikbaar werd gemaakt. De data werden verzameld tussen 2015 en 2018 en richten zich op de rol van sociale netwerken in de participatie van burgers binnen CEI's in Nederland.

De data zijn verzameld via een gestructureerde vragenlijst die zowel digitaal als op papier beschikbaar was. De verspreiding van de vragenlijst vond plaats na informatiebijeenkomsten over CEI's. Deelname aan de vragenlijst was volledig vrijwillig en anoniem. Er werd specifiek gevraagd naar deelname van volwassenen (18+). Om te voorkomen dat er meerdere antwoorden uit hetzelfde huishouden werden gegeven, werd er per huishouden slechts één respondent gevraagd om deel te nemen.

3.1.1 Steekproef

De volledige steekproef bestond uit 467 respondenten. Het responspercentage bedroeg 30%, met variatie per gemeenschap tussen de 26% en 44%. De steekproef die is gebruikt in dit onderzoek bestond uit 340 respondenten waarvan 297 respondenten bruikbaar waren.

De gemiddelde leeftijd van de respondenten was 61 jaar, waarbij de jongste deelnemer 21 jaar oud was en de oudste 119 jaar. Van alle respondenten had 71,5% een middelbaar tot hoog opleidingsniveau. Wat betreft de geslachtsverdeling bestond 55,6% van de steekproef uit mannen, terwijl slechts 36,2% vrouwen waren. Bij 8,2% van de respondenten was het geslacht niet aangegeven.

3.2 Operationalisatie

3.2.1 Geslacht

De onafhankelijke variabele 'geslacht' wordt gemeten door middel van de vraag naar het geslacht van de respondent. In de dataset wordt geslacht gecodeerd als een dichotome variabele, waarbij 0 staat voor man en 1 voor vrouw. Deze indeling is gekozen om een eenvoudige vergelijking tussen mannen en vrouwen mogelijk te maken.

De vraag heeft een hoge validiteit als betrouwbaarheid omdat de vraag weinig ruimte laat voor interpretatie.

3.2.2 Duurzaamheidsgedrag

Duurzaamheidsgedrag is gedefinieerd als het handelen dat bewust is gericht op het verminderen van de negatieve impact op het milieu en het bijdragen aan een duurzamere maatschappij. Deze variabele is gemeten door middel van een samengestelde schaal die zes items heeft, die allemaal gericht zijn op de morele betrokkenheid en persoonlijke normen en waarden van duurzaam handelen. De vragen zijn afkomstig uit de modules "Personal norms" en "Personal sustainable energy motivation" uit het codeboek.

De eerste vraag luidt: "I feel morally obliged to take the environment into account as much as possible" en kon worden beantwoord op een Likertschaal van 1 (zeer oneens) tot 7 (zeer eens). Een vergelijkbare schaal werd gebruikt voor de volgende vragen: "I feel morally obliged to reduce my energy consumption", "I feel morally obligated to save water and energy in my daily life", "I find it important to be conscious about my energy behaviour", "I find it important to reduce my energy consumption" en "I find it important to use sustainable energy". Deze vragen richten zich specifiek op de persoonlijke normen en waarden en de bereidheid om milieuvriendelijk te handelen. Hoe hoger de score, hoe duurzamer het gedrag.

De schaal is geconstrueerd door de scores van de zes vragen bij elkaar op te tellen en vervolgens een gemiddelde te berekenen. Door deze schaalmethode wordt variatie in individuele antwoorden behouden, terwijl de schaal toch overzichtelijk en te interpreteren blijft. De interne consistentie van de schaal is gecontroleerd met Cronbach's alfa en bleek acceptabel te zijn ($\alpha = 0.88$), wat wijst op een goede samenhang tussen de items. In bijlage 1 staan de verdelingen van elke variabele die zijn gebruikt voor dit variabel.

3.2.3 Deelname aan milieu-initiatieven

De afhankelijke variabele 'deelname aan milieu-initiatieven' wordt gedefinieerd als de bereidheid van respondenten om actief deel te nemen aan CEI's. Deelname is gemeten met de vraag: "Are you willing to participate in 'NAME INITIATIVE' as a volunteer?". De antwoorden op deze vraag zijn gecodeerd als een binaire variabele: 0 = geen interesse en 1 = misschien, interesse of deelname. De keuze voor deze dichotome codering is gemaakt door de scheve verdeling tussen geen interesse en de overige antwoorden.

De vraagstelling is zo geformuleerd dat deze expliciet toetst in hoeverre de respondent bereid is een deel te nemen in een CEI. Door deze directe vraagvorm wordt de face-validiteit van de variabele verhoogd, aangezien de antwoorden rechtstreeks aansluiten bij het onderzochte concept. Het gebruik van een binair coderingssysteem vereenvoudigt bovendien de analyse en zorgt voor eenduidige interpretatie van de uitkomsten.

Toch heeft de binaire indeling een klein nadeel. Door de verschillende gradaties van deelname (misschien, interesse, actieve deelname) samen te voegen in één categorie, gaat er data verloren. Hierdoor kan de validiteit van de variabele afnemen, omdat het onderscheid tussen intentie en daadwerkelijke participatie niet duidelijk wordt gemaakt. Respondenten die aangeven 'misschien' geïnteresseerd te zijn, worden in dezelfde categorie geplaatst als degenen die al daadwerkelijk deelnemen. Dit verlies aan detail kan leiden tot een overschatting van daadwerkelijke participatie en maakt het moeilijker om intenties van concreet handelen te onderscheiden.

De betrouwbaarheid van deze codering is gecontroleerd door de consistentie van de antwoordcategorieën te analyseren. Aangezien de vraagstelling helder en eenduidig is, wordt de betrouwbaarheid als hoog beschouwd.

3.2.4 Opleidingsniveau

Opleidingsniveau wordt gedefinieerd als de hoogste voltooide onderwijsopleiding van een respondent. In dit onderzoek is opleidingsniveau opgenomen als controlevariabele omdat eerdere studies aantonen dat hoger opgeleiden vaker milieubewust gedrag vertonen en actiever deelnemen aan collectieve en lokale milieu-initiatieven (Karytsas & Theodoropoulou, 2022). De variabele is gemeten als een ordinale variabele, variërend van 0 (basisonderwijs) tot 5 (wetenschappelijk onderwijs). Deze indeling volgt de standaard Nederlandse opleidingsclassificatie en maakt het mogelijk om onderscheid te maken tussen verschillende onderwijsniveaus.

3.2.5 Leeftijd

Leeftijd wordt gedefinieerd als het aantal jaren dat iemand heeft geleefd tot het moment van dataverzameling. In dit onderzoek is leeftijd opgenomen als controlevariabele omdat eerdere studies hebben aangetoond dat leeftijd van invloed kan zijn op zowel duurzaamheidsgedrag als deelname aan milieu-initiatieven (Ágoston et al., 2024). De variabele is berekend door het geboortjaar van de respondent af te trekken van het jaar van afname van de vragenlijst (2019), waardoor een continue variabele ontstaat die representatief is voor de leeftijd van de respondent.

De vraag heeft een hoge validiteit als betrouwbaarheid omdat de vraag weinig ruimte laat voor interpretatie.

3.3 Data-analyse

Voor beide afhankelijke variabelen is een stapsgewijze analysemethode toegepast. In de eerste stap wordt telkens een enkelvoudig regressiemodel geschat waarin enkel geslacht als voorspeller is opgenomen (Model 1). In de tweede stap wordt het model uitgebreid met leeftijd en opleidingsniveau als extra verklarende variabelen (Model 2). Deze aanpak maakt het mogelijk om eerst het effect van geslacht te analyseren, en vervolgens te toetsen of dit effect verandert wanneer gecontroleerd wordt voor leeftijd en opleidingsniveau.

De eerste analyse richt zich op duurzaamheidsgedrag, dat gemeten is op een schaal van 1 tot 7. Aangezien deze uitkomstvariabele continu is, is gekozen voor lineaire regressieanalyse. In Model 1 wordt het verband tussen geslacht en duurzaamheidsgedrag onderzocht. In Model 2 worden leeftijd en opleidingsniveau toegevoegd als controlevariabelen. Voor deze analyse zijn de aannames van lineaire regressie gecontroleerd. Er is getest op een lineair verband tussen de voorspellers en de uitkomst aan de hand van scatterplots van de residuen. Daarnaast is gecontroleerd op homoscedasticiteit, dus de gelijkmatige spreiding van de residuen. Ook is er gekeken naar de normaliteit van de residuen via een histogram en Q-Q-plot. Daarna is erop multicollineariteit gecontroleerd met behulp van VIF-waarden (Variance Inflation Factor), en zijn invloedrijke waarnemingen opgespoord met behulp van Cook's Distance en Leverage-analyse.

De tweede analyse betreft de deelname aan milieu-initiatieven, een dichotome variabele (0 = geen deelname, 1 = wel deelname of overweging daartoe). Hiervoor is gebruikgemaakt van logistische regressie. In Model 1 wordt onderzocht in hoeverre geslacht de kans op deelname beïnvloedt. In Model 2 worden leeftijd en opleidingsniveau toegevoegd om te toetsen of deze variabelen extra kunnen verklaren. Ook voor deze analyse zijn de benodigde assumpties gecontroleerd. Er is gekeken of de analyses worden gedaan met onafhankelijke observaties. Daarnaast is opnieuw multicollineariteit uitgesloten op basis van VIF-waarden, en zijn mogelijke invloedrijke uitbijters geïdentificeerd aan de hand van een scatter-plot Leverage. In bijlage 3 staat de volledige uitwerking.

Resultaten

Dit hoofdstuk presenteert de resultaten van het kwantitatieve onderzoek naar de samenhang tussen geslacht, opleidingsniveau en leeftijd enerzijds, en duurzaamheidsgedrag en deelname aan milieu-initiatieven anderzijds. De analyse bestaat uit drie delen: univariate analyses (beschrijvende statistiek), model fit en hypothesetoetsing. Waarin door gebruik te maken van lineaire en logistische regressie de hypothesen getest worden.

4.1 Beschrijvende statistiek

In Tabel 1 is te zien hoe de steekproef verdeeld is over de belangrijkste variabelen. De steekproef bestaat uit 297 respondenten zonder ontbrekende gegevens. De gemiddelde leeftijd is 61 jaar, met een spreiding tussen de 21 en 119 jaar. De meeste deelnemers zijn tussen de 52 en 72 jaar oud. De gemiddelde leeftijd van deze steekproef ligt dus vrij hoog. Ook wordt er vermoed dat de participant van 119 een uitbijter is. Dit wordt besproken in bijlage 3.

Ongeveer 60.4% van de respondenten is man en 39.4% vrouw. Dus de mannen worden lichtelijk oververtegenwoordigd in deze steekproef.

De opleidingsniveaus variëren van basisonderwijs tot wetenschappelijk onderwijs, waarbij de meerderheid een middelbaar (37,7%) of hoger opleidingsniveau (40,7%) heeft gevolgd. Primair onderwijs (2.4%), lager onderwijs (11.1%) en universitair (8.1%) worden in deze steekproef ondervertegenwoordigd.

Wat betreft duurzaamheidsgedrag scoren respondenten gemiddeld 5,3 op een schaal van 1 (niet duurzaam) tot 7 (zeer duurzaam). Dit wijst op een relatief hoog niveau van duurzaamheidsgedrag binnen de steekproef.

De hoge score op duurzaamheidsgedrag vertaalt zich niet direct in bereidheid om deel te nemen. 43.1% van de respondenten zegt absoluut geen belangstelling te hebben om aan een milieu-initiatief deel te nemen. 55.0% van de respondenten heeft wel belangstelling of is het al van plan om deel te nemen of neemt al deel aan het milieu-initiatief. Toch is het grootste percentage van de 55.0% alleen belangstellende. De exacte verdeling is te vinden in bijlage 1.

Tabel 1: Beschrijving van de in de analyse opgenomen variabelen met gemiddelde (standaarddeviatie) en 5 nummer beschrijving

	<i>N</i>	<i>Gemiddelde (Std.dev)</i>	<i>Mediaan</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>	<i>25% Percentiel</i>	<i>75% Percentiel</i>
Geslacht <i>(0 = man, 1 = vrouw)</i>	297	60.6% man 39.4% vrouw		0	1		
Milieu-initiatief <i>(Schaal 2 items)</i>	297	43.1% Geen bereidheid 55.0% bereidheid		0	1		
Duurzaamheidsgedrag <i>(Schaal 1 tot 7)</i>	297	5.3(0.987)	5.33	1.67	7	4.67	6
Opleidingsniveau <i>(Schaal 5 items)</i>	297	2.4% Primair 11.1% Lager 37.7% Middelbaar 40.7% Hoger 8.1% Universiteit		1	5		
Leeftijd	297	61(15)	63	21	119	52	72

4.2 Model fit

4.2.1 assumptie controle

Voor dit onderzoek is gebruikgemaakt van zowel lineaire als logistisch regressie. De assumpties van lineaire regressie zijn: lineariteit, normaliteit van de residuen, homoscedasticiteit, geen multicollineariteit en onafhankelijkheid van observaties. Door de gestandaardiseerde residuen tegenover de gestandaardiseerde voorspelde waarde te zetten in een scatterplot. Kan er geconcludeerd worden dat de assumptie van lineariteit en homoscedasticiteit niet geschonden zijn. Er lijkt een lichte afwijking te zijn voor lineariteit, maar niet genoeg om de assumptie te schenden.

De normaliteit van de residuen is getest door gebruik te maken van een p-p plot en histogram. Hier lijkt wederom slecht een kleine afwijking te zijn, die niet genoeg is om de assumptie te schenden. Er is getest op multicollineariteit door gebruik te maken van de tolerance en de VIF-score. Uit deze test blijkt dat de afhankelijke variabele niet met elkaar correleren dus dat er geen sprake is van multicollineariteit.

Als laatste is er gekeken naar de onafhankelijkheid van de observaties. De observaties zijn hoogstwaarschijnlijk niet volledig onafhankelijk. De vragenlijst werd afgenomen bij een informatieavond voor milieu-initiatief in 4 gemeenschappen. De mensen hebben elkaar gezien bij de informatieavond. En komen uit dezelfde gemeenschap, dus er is een kans dat ze elkaar ook nog kennen. Dus deze aanname is helaas geschonden.

De assumpties van logistische regressie zijn: onafhankelijke waarnemingen, geen multicollineariteit en afwezigheid van invloedrijke punten. De eerste assumptie is al gesproken en is dus ook bij de logistische regressie geschonden. De multicollineariteit is opnieuw berekend voor deze regressie en de VIF-scores zijn allemaal kleiner dan 3, en de tolerance is groter dan 0.1. Dus ook bij de logistische regressie is deze aanname niet geschonden.

De afwezigheid van invloedrijke punten en uitbijters is voor de lineaire regressie getest met de leverage, cook's distance en de scatterplot. Voor de logistische regressie is er alleen gebruikgemaakt van de leverage. De testen lieten zien dat er een paar uitbijters waren en een invloedrijk punt. Maar deze waren niet problematisch voor het model fit. De gehele assumptie controle is te vinden in bijlage 3.

4.2.2 Model fit

Het model fit is voor zowel lineaire als logistisch regressie berekend. Tabel 2 laat zien hoeveel variantie in duurzaamheidsgedrag wordt verklaard door elk model apart van elkaar, en wat de verandering in verklaarde variantie is tussen Model 1 en Model 2 (R^2). Om te beoordelen of deze verandering significant is, is gebruikgemaakt van een partiële F-toets. Ook is er gebruikgemaakt van de normale F-toets om te kijken of het model significant verschilt van het lege model.

In Model 1 is enkel geslacht opgenomen als voorspeller. Dit model verklaart slechts een zeer klein deel van de variantie in duurzaamheidsgedrag ($R^2 = 0.001$), wat aangeeft dat geslacht nauwelijks bijdraagt aan de voorspelling. De F-waarde van dit model ($F(1, 296) = 0.159$; $p = 0.690$) toont aan dat het model niet significant afwijkt van het lege model. Geslacht lijkt in deze analyse dus geen voorspeller van duurzaam gedrag te zijn.

In Model 2 worden leeftijd en opleidingsniveau toegevoegd als controlevariabelen. Dit geeft een lichte toename in verklaarde variantie ($R^2 = 0.025$). Maar het model is nog steeds niet significant ($F(3, 294) = 2.479$; $p = 0.061$). Dus geslacht is geen goede voorspeller van duurzaam gedrag, ook opleidingsniveau en leeftijd worden opgenomen in het model.

Tabel 3 geeft de logistische regressie weer. In de tabel zijn de Hosmer-Lemeshow-test en de Deviance verwerkt. In bijlage 3 is er ook nog gebruikgemaakt van de omnibus test. Alle toetsen geven gezamenlijk een beeld van hoe goed het model aansluit bij de data. De omnibus test laat zien of het volledige model (met de opgenomen voorspellers) een significante verbetering geeft ten opzichte van een leeg model zonder voorspellers. Voor Model 2 is deze verbetering significant ($\chi^2(6) = 29.395$, $p < 0.001$), wat betekent dat het model met geslacht, leeftijd en opleidingsniveau deelname aan milieu-initiatieven beter voorspelt dan een model zonder deze variabelen.

Daarnaast geeft de -2 log likelihood (deviance) informatie over hoe goed het model past bij de data. De deviance daalt van 398.354 in Model 1 naar 390.950 in Model 2. Deze daling wijst erop dat Model 2 een betere fit heeft dan Model 1.

Tot slot is de hosmer-lemeshow test uitgevoerd om te beoordelen of het model goed past bij de geobserveerde data. Voor Model 2 is deze toets niet significant ($\chi^2(8) = 4.795$; $p = 0.779$), wat gewenst is. De hosmer-lemeshow test wijst uit dat er geen groot verschil is tussen de voorspelde en geobserveerde waarden, dus heeft het model een goede fit.

4.3 Hypothese toetsing

4.3.1 Duurzaamheidsgedrag (lineaire regressie)

De hypothesen over duurzaamheidsgedrag zijn getoetst met behulp van lineaire regressie, waarvan de resultaten te vinden zijn in Tabel 2. In de eerste hypothese werd verwacht dat vrouwen duurzaamheid belangrijker vinden dan mannen. Het regressiemodel laat zien dat vrouwen gemiddeld 0.047 punten hoger scoren op duurzaamheidsgedrag dan mannen. Dit betekent dat het effect in de verwachte richting ligt: vrouwen scoren iets hoger dan mannen. Het verschil is echter erg klein en bovendien niet significant ($p = .690$), waardoor deze hypothese niet wordt ondersteund door de data. Ook in het uitgebreidere model, waarin is gecontroleerd voor leeftijd en opleidingsniveau, blijft het effect van geslacht klein ($b = 0.055$) en niet significant ($p = .641$).

In de derde hypothese werd gesteld dat hoger opgeleiden duurzaamheid belangrijker zouden vinden dan lager opgeleiden. Uit het tweede model blijkt dat het effect van opleidingsniveau juist licht negatief is ($b = -0.010$), wat betekent dat naarmate mensen hoger opgeleid zijn, hun score op duurzaamheidsgedrag juist iets daalt. Dit effect is echter ook niet significant ($p = .884$), en bovendien zeer klein. Er is dus geen bewijs gevonden dat opleidingsniveau samenhangt met duurzaam gedrag.

Tot slot werd in de vierde hypothese verwacht dat oudere mensen duurzaamheid juist minder belangrijk zouden vinden dan jongere generaties. Hier blijkt het tegenovergestelde waar te zijn. Leeftijd heeft een significant positief effect op duurzaamheidsgedrag ($b = 0.010$; $p = .009$), wat betekent dat oudere mensen gemiddeld juist iets hoger scoren op duurzaam gedrag. Deze hypothese is dus niet correct, maar er kan wel een uitspraak over leeftijd gedaan worden.

Tabel 2: Lineaire regressie op duurzaamheidsgedrag

<i>Variabele</i>	<i>Model 1</i>			<i>Model 2</i>		
	<i>b</i>	<i>SE</i>	β	<i>b</i>	<i>SE</i>	β
<i>Intercept</i>	5.268	0.074	—	4.651	0.314	—
<i>Geslacht (1 = vrouw; man = 0)</i>	0.047	0.118	0.023	0.055	0.118	0.027
<i>Leeftijd</i>	—	—	—	0.010*	0.004	0.154*
<i>Opleidingsniveau</i>	—	—	—	-0.010	0.066	-0.009
<i>R²</i>	0.001			0.025		
<i>F</i>	0.159			2.479		
<i>F-change</i>	—			2.479		
<i>N</i>	297			297		

*p < .05

4.3.2 Deelname aan milieu-initiatieven (logistische regressie)

De hypothesen over deelname aan milieu-initiatieven zijn getoetst met behulp van logistische regressie, waarvan de resultaten weergegeven zijn in Tabel 4. In de tweede hypothese werd verwacht dat mannen sneller deelnemen aan een milieu-initiatief dan vrouwen. Uit het model blijkt dat geslacht inderdaad invloed heeft op de kans om deel te nemen: vrouwen (geslacht = 1) hebben een negatief effect van $b = -0.666$, wat betekent dat ze een lagere kans hebben om deel te nemen vergeleken met mannen (geslacht = 0) (OR = 0.514). De data laat zien dat vrouwen 16.3% minder kans hebben om deel te nemen aan een milieu-initiatief dan mannen (zie bijlage 2)

Dit effect blijft redelijk gelijk wanneer er in Model 2 gecontroleerd wordt voor leeftijd en opleidingsniveau ($b = -0.666$; OR = 0.514). De richting en grootte van het effect veranderen dus niet echt wanneer andere factoren worden meegenomen. In beide modellen is het effect van geslacht significant ($p = 0.006$ in Model 1; $p = 0.007$ in Model 2), wat betekent dat deze hypothese wordt ondersteund door de data: vrouwen nemen inderdaad minder vaak deel aan milieu-initiatieven dan mannen.

In Hypothese 3 werd verwacht dat hoger opgeleiden sneller deelnemen aan milieu-initiatieven dan lager opgeleiden. De resultaten van Model 2 laten zien dat dit niet echt het geval is. Het zijn juist mensen uit opleidingsniveau 1 (laag opgeleid) die het hoogst scoren. Dit geldt in mindere mate bij de andere opleidingsniveaus. Toch zijn geen van deze effecten significant (alle p -waarden $> .05$), wat betekent dat de verschillen in kansen niet betrouwbaar kunnen worden vastgesteld. De hypothese wordt dus niet statistisch ondersteund, al liggen de effecten wel in de verwachte richting.

Tot slot werd in hypothese 4 verwacht dat oudere mensen vaker deelnemen aan een milieu-initiatief dan jongere mensen. In Model 2 is het effect van leeftijd negatief ($b = -0.017$), wat betekent dat de kans op deelname juist licht daalt naarmate iemand ouder is. De odds ratio (OR = 0.983) geeft aan dat voor elk extra levensjaar de kans op deelname met ongeveer 1,7% afneemt. Dit effect is significant ($p = 0.039$), wat inhoudt dat de hypothese niet wordt bevestigd: Ouderen nemen juist iets minder vaak deel dan jongeren.

Tabel 4: Logistische regressie op deelname aan milieu-initiatieven

Model 1				Model 2		
Variabele	b	p (<0.05)	OR	b	p (P<0.05)	OR
Intercept	0.547 (0.155)	<0.001	1.727	0.978 (0.963)	0.310	2.659
Geslacht (1 = vrouw, man = 0)	-0.666 (0.241)	0.006	0.514	-0.666 (0.248)	0.007	0.514
Leeftijd	—	—	—	-0.017 (0.008)	0.039	0.983
Opleiding (1)	—	—	—	1.199 (0.866)	0.166	3.317
Opleiding (2)	—	—	—	0.530 (0.805)	0.510	1.699
Opleiding (3)	—	—	—	0.613 (0.806)	0.446	1.847
Opleiding (4)	—	—	—	0.761 (0.893)	0.395	2.139
Deviance	398.354	—	—	390.950	—	—
HL	0.000	—	—	4.795	—	0.779
N	312	—	—	305	—	—

Conclusie en discussie

5.1 Conclusie

In dit onderzoek stond de vraag centraal: 'In hoeverre beïnvloeden geslacht en opleidingsniveau deelname aan milieu-initiatieven en duurzaamheidsgedrag?' Hierbij waren duurzaamheidsgedrag en deelname aan milieu-initiatieven de afhankelijke variabelen, geslacht de onafhankelijke variabele, en opleidingsniveau en leeftijd controlevariabelen.

De bestaande literatuur suggereert dat vrouwen doorgaans meer betrokken zijn bij duurzaamheidsgedrag in de privésfeer, zoals recyclen, korter douchen en duurzaam boodschappen doen, terwijl mannen vaker deelnemen aan publieke milieubewegingen. Dit verschil wordt vaak toegeschreven aan traditionele geslachtsrollen waarin vrouwen meer gericht zijn op zorg en verantwoordelijkheid, terwijl mannen zich vaker assertief en maatschappelijk actief opstellen (Zelezny et al., 2000; Hunter et al., 2004; Tsagkari, 2022; Karytsas & Theodoropoulou, 2022). Ook opleidingsniveau speelt een rol: hoger opgeleiden zouden vaker deelnemen aan milieubewegingen door een sterker ontwikkeld milieubewustzijn en betere toegang tot informatie (Meyer, 2015; Li et al., 2023). Leeftijd wordt eveneens als relevante factor gezien, waarbij ouderen door meer vrije tijd en ervaring vaker deelnemen aan milieuprojecten.

Op basis van deze theoretische inzichten zijn de volgende hypothesen opgesteld:

1. Vrouwen vinden duurzaam leven belangrijker dan mannen.
2. Mannen nemen sneller deel aan een milieu-initiatief dan vrouwen.
3. Mensen met een hoog opleidingsniveau nemen sneller deel aan een milieu-initiatief en vinden duurzaamheid belangrijker dan mensen met een lager opleidingsniveau.
4. Mensen die tot een oudere generatie behoren, nemen sneller deel aan een milieu-initiatief, maar vinden duurzaamheid minder belangrijk dan jongere generaties.

Bij het onderzoeken van duurzaamheidsgedrag bleek geslacht geen verschil te maken: mannen en vrouwen gedragen zich vrijwel gelijk als het gaat om duurzaam leven. Dit resultaat is verrassend gezien de verwachtingen uit de literatuur, waarin vrouwen doorgaans worden geassocieerd met meer privaat duurzaam gedrag. Leeftijd speelt wel een rol, waarbij oudere respondenten iets milieubewuster gedrag vertonen. Het opleidingsniveau bleek echter geen

invloed te hebben op duurzaamheidsgedrag, wat in contrast staat met de hypothese dat hoger opgeleiden milieubewuster zouden zijn.

Bij deelname aan milieu-initiatieven blijkt geslacht wel een verschil te maken: vrouwen zijn minder geneigd om deel te nemen dan mannen. Ze hebben zelfs 16.3% minder kans om deel te nemen aan een milieu-initiatief dan mannen. Dit is ondersteund dus de literatuur en de tweede hypothese. Er is een barrière die vrouwen weerhoudt om deel te nemen aan milieu-initiatieven. En het is dus heel goed mogelijk dat barrières voorkomen uit het tijdgebrek, gebrek aan relevante netwerken en gebrek aan zelfvertrouwen. Deze gebreken worden deels verklaard uit de traditionele rolverdeling.

De gemiddelde leeftijd in dit onderzoek lag vrij hoog, dit heeft het effect van traditionele rolverdelingen sterker kunnen maken omdat deze rolverdeling vaak bij oudere generaties voorkomt (Inglehart & Norris, 2004).

Opleidingsniveau daarentegen blijkt niet van invloed te zijn. Er zijn bepaalde opleidingen die meer kans lijken te hebben om deel te nemen, zoals te zien is in tabel 3, maar deze zijn niet significant genoeg om een uitspraak over te doen. Wat is interessant, omdat vaak wordt aangenomen dat hoger opgeleiden juist actiever zijn door zelfvertrouwen en netwerken en hun flexibele banen. Ook kan opleidingsniveau duurzaamheidsgedrag niet verklaren.

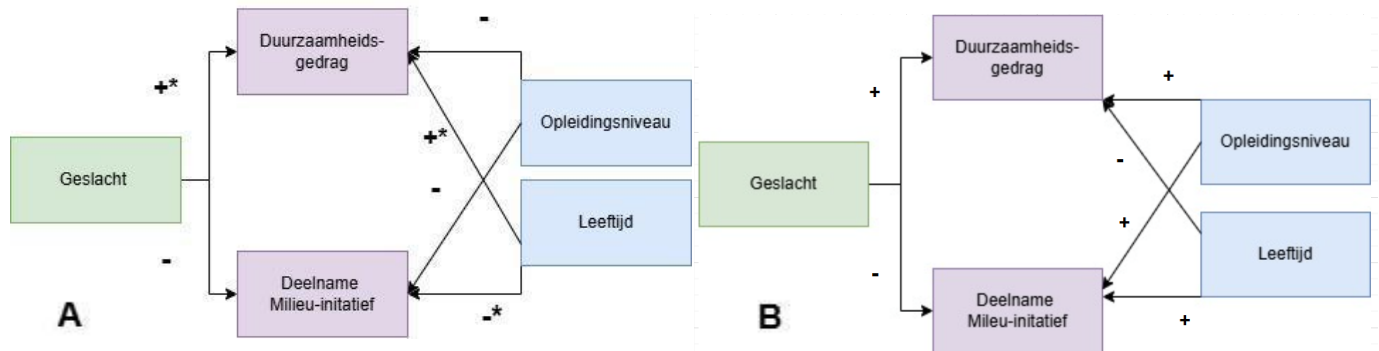
Duurzaamheidsgedrag kan wel lichtelijk verklaard worden uit leeftijd. Maar in een andere richting dan verwacht. Oudere mensen laten juist meer duurzaam gedrag zien dan jongere mensen. Maar het zijn juist de jonge mensen die deelnemen aan milieu-initiatieven. Per levensjaar extra daalt de kans op deel te nemen met 1.7%.

Wanneer de hypothesen worden beoordeeld op basis van de resultaten, kan worden geconcludeerd dat Hypothese 1 (vrouwen vinden duurzaam leven belangrijker dan mannen) niet wordt ondersteund, aangezien geslacht geen significante invloed had op duurzaam gedrag. Hypothese 2 (mannen nemen sneller deel aan milieu-initiatieven dan vrouwen) wordt wel ondersteund; mannen hadden meer kans om deel te nemen. Hypothese 3 (hoger opgeleiden nemen sneller deel en vinden duurzaamheid belangrijker) wordt niet ondersteund, aangezien er geen significant verschil blijkt te zijn bij zowel duurzaam gedrag als deelname. Hypothese 4 (ouderen nemen sneller deel, maar vinden duurzaamheid minder belangrijk) wordt niet ondersteund, hij is namelijk net anders. Ouderen vertonen iets meer duurzaam gedrag, maar jongeren hebben meer kans om deel te nemen aan milieu-initiatieven.

De resultaten tonen aan dat traditionele aannames over geslachtsrollen deels op gaan. Maar het is niet altijd een voorspellende factor is.

5.2 Discussie

Om alle gevonden resultaten te kunnen verklaren is er een nieuw model gemaakt gebaseerd op de resultaten.



* $p < 0.05$

Figuur 2: Model gebaseerd op de resultaten (A) tegenover het conceptuele model (B).

Figuur 2 zijn de resultaten en het conceptuele model schematisch weergegeven. Hier is te leiden dat de twee hoofdeffecten zo zijn als verwacht. Alleen is de observatie over vrouwen en duurzaam gedrag niet significant. Vrouwen worden in dit onderzoek een klein beetje ondervertegenwoordigd zoals te zien in tabel 1. Dit samen met de kleine steekproef zou voor een niet significant effect kunnen zorgen.

Voor opleidingsniveau is in beide gevallen het effect opgedraaid. Beide effecten zijn niet significant. Dit zou kunnen komen doordat de opleidingsniveaus niet goed verdeeld waren over de steekproef. Er was onder representatie van 3 van de 5 groepen en dit kan voor een zeer vertekend beeld zorgen.

Ook voor leeftijd is het effect omgedraaid. Het vertonen van meer duurzaam gedrag onder ouderen is zelfs een significant effect. Een verklaring hiervoor zou kunnen zijn dat ouderen meer bewust zijn van de gevolgen van klimaatverandering. Zij hebben de gevolgen met eigen ogen gezien en daardoor duurzamere keuzes gemaakt.

Ouderen nemen significant minder deel aan milieu-initiatieven. Dit zou verklaard kunnen worden dat ze door hun leeftijd minder tijd en geld willen investeren in milieu-initiatieven, omdat ze waarschijnlijk geen profijt hebben van de gevolgen van het initiatief. Of omdat ze klaar zijn met het gemeenschappelijk betrokken zijn, en van hun oude

dag willen genieten. Omdat de effecten van opleidingsniveau en leeftijd zo anders zijn, wordt er aangeraden om bij vervolgonderzoek juist meer te kijken naar leeftijd en opleidingsniveau in relatie tot duurzaam gedrag en deelname aan milieu-initiatieven.

Hoewel de resultaten waardevolle inzichten bieden, zijn er enkele algemene beperkingen aan het onderzoek. Een beperking die al eerder genoemd is, is de samenstelling van de steekproef. De steekproef bestond uit 297 respondenten, waarvan ongeveer 60% man en 40% vrouw. Deze ongelijke verdeling kan leiden tot vertekening van de resultaten, aangezien mannen oververtegenwoordigd zijn ten opzichte van vrouwen.

Daarnaast is de wijze waarop de data zijn verzameld een relevante factor. De vragenlijst is afgenomen tijdens een duurzaamheidsevenement. Dit betekent dat de steekproef mogelijk bestaat uit respondenten die al een bovengemiddeld positieve houding ten opzichte van duurzaamheid hebben.

Een andere methodologische beperking is dat sommige respondenten hun antwoorden formuleerden vanuit het perspectief van hun huishouden of gezin in plaats van individueel gedrag.

Daarnaast kan sociale wenselijkheid een rol hebben gespeeld bij het beantwoorden van de vragen. Duurzaam gedrag wordt maatschappelijk gewaardeerd, en vooral tijdens een duurzaamheidsevenement kan dit zorgen voor positieve antwoorden.

Door de beperkingen van dit onderzoek, samen te nemen met de gevonden resultaten, is er grond voor een vervolg onderzoek die dieper kijkt naar duurzaam gedrag bij mannen en vrouwen. En ook kijkt naar de relevantie van opleidingsniveau voor zowel duurzaam gedrag als deelname aan milieu-initiatieven.

Literatuurlijst:

1. Ágoston, C., Balázs, B., Mónus, F., & Varga, A. (2024). Age differences and profiles in pro-environmental behavior and eco-emotions. *International Journal of Behavioral Development*, 48(2), 132–144. <https://doi.org/10.1177/01650254231222436>
2. Bauwens, T. (2016). Explaining the diversity of motivations behind community renewable energy. *Energy Policy*, 93, 278–290. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2016.03.017>
3. Bush, S. S., & Clayton, A. (2022). Facing Change: Gender and climate change attitudes worldwide. *American Political Science Review*, 117(2), 591–608. <https://doi.org/10.1017/s0003055422000752>
4. Clayton, S. D., & Myers, G. (2009). *Conservation Psychology: Understanding and promoting human care for nature*. <http://ci.nii.ac.jp/ncid/BB01162789>
5. Dorrough, A. R., & Glöckner, A. (2020). Sex differences concerning prosocial behavior in social dilemmas are (Partially) mediated by risk preferences but not social preferences. *Social Psychology*, 52(2), 61–74. <https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000434>
6. Eriksen, S., & Brown, K. (2011). Sustainable adaptation to climate change. *Climate and Development*, 3(1), 3–6. <https://doi.org/10.3763/cdev.2010.0064>
7. Fraune, C. (2015). Gender matters: Women, renewable energy, and citizen participation in Germany. *Energy Research & Social Science*, 7, 55–65. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2015.02.005>
8. Gilligan, C., Ward, J. V., Taylor, J. M., & Bardige, B. (1988). Mapping the moral domain : a contribution of women's thinking to psychological theory and education. In *Harvard University Press eBooks*. <http://ci.nii.ac.jp/ncid/BA06842295>
9. Goedkoop, F. (2021). *Involvement in bottom-up energy transitions: the role of local and contextual embeddedness*. <https://doi.org/10.33612/diss.166748756>
10. Goedkoop, F., Dijkstra, J., & Flache, A. (2022). A social network perspective on involvement in community energy initiatives: The role of direct and extended social ties to initiators. *Energy Policy*, 171, 113260. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2022.113260>
11. Haines, E. L., Deaux, K., & Lofaro, N. (2016). The Times They are A-CHanging . . . or are they not? A Comparison of Gender Stereotypes, 1983–2014. *Psychology of Women Quarterly*, 40(3), 353–363. <https://doi.org/10.1177/0361684316634081>

12. Hunter, L. M., Hatch, A., & Johnson, A. (2004). Cross-National Gender variation in Environmental Behaviors*. *Social Science Quarterly*, 85(3), 677–694.
<https://doi.org/10.1111/j.0038-4941.2004.00239.x>
13. Inglehart, R., & Norris, P. (2004). Rising tide: gender equality and cultural change around the world. *Choice Reviews Online*, 41(05), 41–3062.
<https://doi.org/10.5860/choice.41-3062>
14. Kamas, L., & Preston, A. (2020). Empathy, gender, and prosocial behavior. *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 92, 101654.
<https://doi.org/10.1016/j.socec.2020.101654>
15. Karytsas, S., & Theodoropoulou, E. (2022a). Determinants of citizens' involvement in community energy initiatives. *International Journal of Sustainable Energy*, 41(11), 1836–1848. <https://doi.org/10.1080/14786451.2022.2118277>
16. Karytsas, S., & Theodoropoulou, E. (2022b). Determinants of citizens' involvement in community energy initiatives. *International Journal of Sustainable Energy*, 41(11), 1836–1848. <https://doi.org/10.1080/14786451.2022.2118277>
17. Kennedy, E. H., & Dzialo, L. (2015). Locating gender in environmental sociology. *Sociology Compass*, 9(10), 920–929. <https://doi.org/10.1111/soc4.12303>
18. Li, L. M. W., Xia, W., & Ito, K. (2023). Stereotypes of pro-environmental people: Perception of competence and warmth. *Journal of Environmental Psychology*, 91, 102133. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2023.102133>
19. Merma-Molina, G., Ávalos-Ramos, M. A., & Ruiz, M. Á. M. (2021). Gender stereotypes: persistence and challenges. *Equality Diversity and Inclusion an International Journal*, 41(7), 1112–1135. <https://doi.org/10.1108/edi-12-2018-0229>
20. Meyer, A. (2015). Does education increase pro-environmental behavior? Evidence from Europe. *Ecological Economics*, 116, 108–121.
<https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2015.04.018>
21. Seyfang, G., Park, J. J., & Smith, A. (2013). A thousand flowers blooming? An examination of community energy in the UK. *Energy Policy*, 61, 977–989.
<https://doi.org/10.1016/j.enpol.2013.06.030>
22. Tian, H., & Liu, X. (2022). Pro-Environmental Behavior Research: theoretical progress and future directions. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 19(11), 6721. <https://doi.org/10.3390/ijerph19116721>

23. Tsagkari, M. (2022). The need for gender-based approach in the assessment of local energy projects. *Energy Sustainable Development/Energy for Sustainable Development*, 68, 40–49. <https://doi.org/10.1016/j.esd.2022.03.001>
24. Van Der Graaff, J., Carlo, G., Crocetti, E., Koot, H. M., & Branje, S. (2017). Prosocial Behavior in Adolescence: Gender Differences in Development and Links with Empathy. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(5), 1086–1099. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0786-1>
25. Xu, Y., Li, W., & Chi, S. (2021). Altruism, environmental concerns, and pro-environmental behaviors of urban residents: a case study in a typical Chinese city. *Frontiers in Psychology*, 12. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.643759>
26. Zelezny, L. C., Chua, P., & Aldrich, C. (2000). New Ways of Thinking about Environmentalism: Elaborating on Gender Differences in Environmentalism. *Journal of Social Issues*, 56(3), 443–457. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00177>
27. Zeng, Y., Maxwell, S., Runting, R. K., Venter, O., Watson, J. E. M., & Carrasco, L. R. (2020). Environmental destruction not avoided with the Sustainable Development Goals. *Nature Sustainability*, 3(10), 795–798. <https://doi.org/10.1038/s41893-020-0555-0>

Bijlage I:

In deze bijlage wordt per variabele gekeken naar de originele variabelen, de hercodering en de uiteindelijke variabelen.

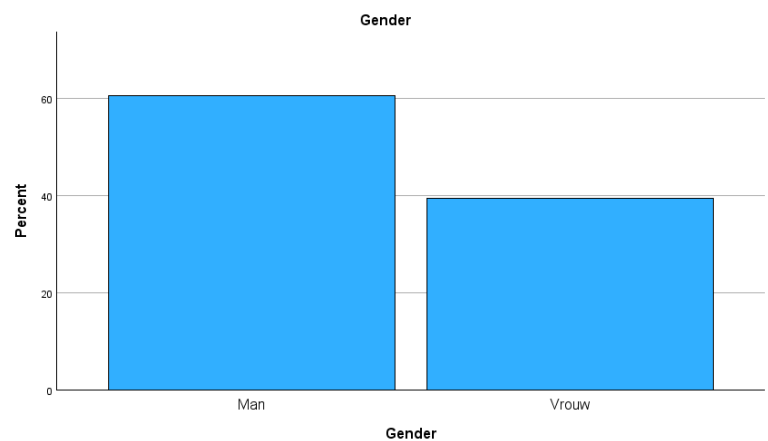
Geslacht:

Beschrijvende statistiek syntax:

```
DATASET ACTIVATE DataSet2.  
FREQUENCIES VARIABLES=Demo_gende  
  /NTILES=4  
  /STATISTICS=MEAN MEDIAN  
  /BARCHART PERCENT  
  /ORDER=ANALYSIS.
```

Beschrijvende statistiek:

		Frequency	Percent
Valid	Man	189	55,6%
	Vrouw	123	36,2%
	Total	312	91,8%
Missing	System	28	8,2%
Total		340	100,0%



De verdeling van geslacht laat zien dat mannen (55,6%) de meerderheid vormen, terwijl vrouwen (36,2%) in de minderheid zijn. Dit betekent dat de verdeling scheef is, met een oververtegenwoordiging van mannen.

Her codering:

Het variabele geslacht is niet gehercodeerd. Doordat het variabele een overzichtelijk overzicht gaf van het geslacht van de respondenten.

Duurzaamheidsgedrag:

Syntax originele variabelen:

*beschrijvende statistiek

FREQUENCIES VARIABLES=Env_Norm_ActEn Env_Norm_Energ Ind_Norms_2_REDUCE

EnvNorm_Saving

Ind_Norms_1_AWARE Ind_Norms_3_RENEW

/NTILES=4

/STATISTICS=MEAN MEDIAN

/BARCHART PERCENT

/ORDER=ANALYSIS.

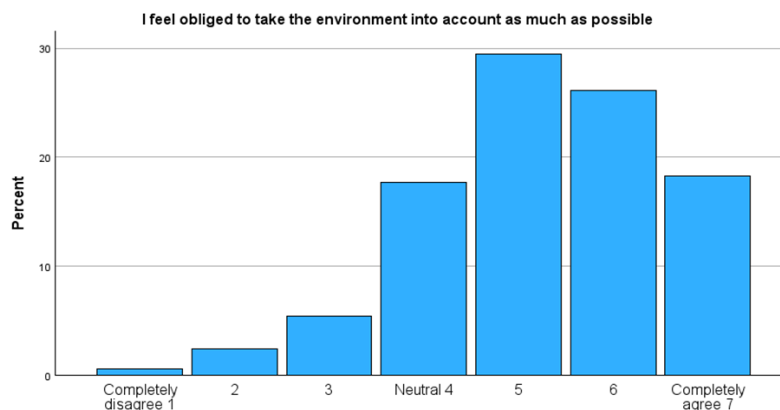
Beschrijvende statistiek originele variabelen :

I feel obliged to take the environment into account as much as possible (Env_Norm_ActEn)

I feel obliged to take the environment into account as much as possible

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	2	,6	,6	,6
	2	8	2,4	2,4	3,0
	3	18	5,3	5,4	8,4
	Neutral 4	59	17,4	17,7	26,1
	5	98	28,8	29,4	55,6
	6	87	25,6	26,1	81,7
	Completely agree 7	61	17,9	18,3	100,0
	Total	333	97,9	100,0	
Missing	System	7	2,1		
Total		340	100,0		

***I feel
to***

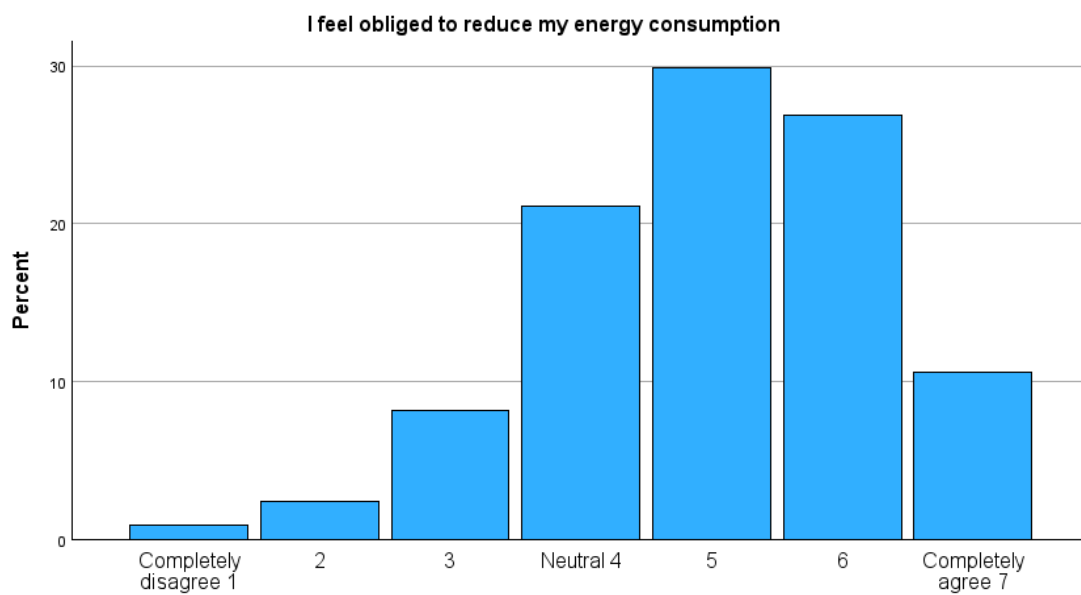


***morally obliged
reduce my***

energy consumption (Env_Norm_Energy)

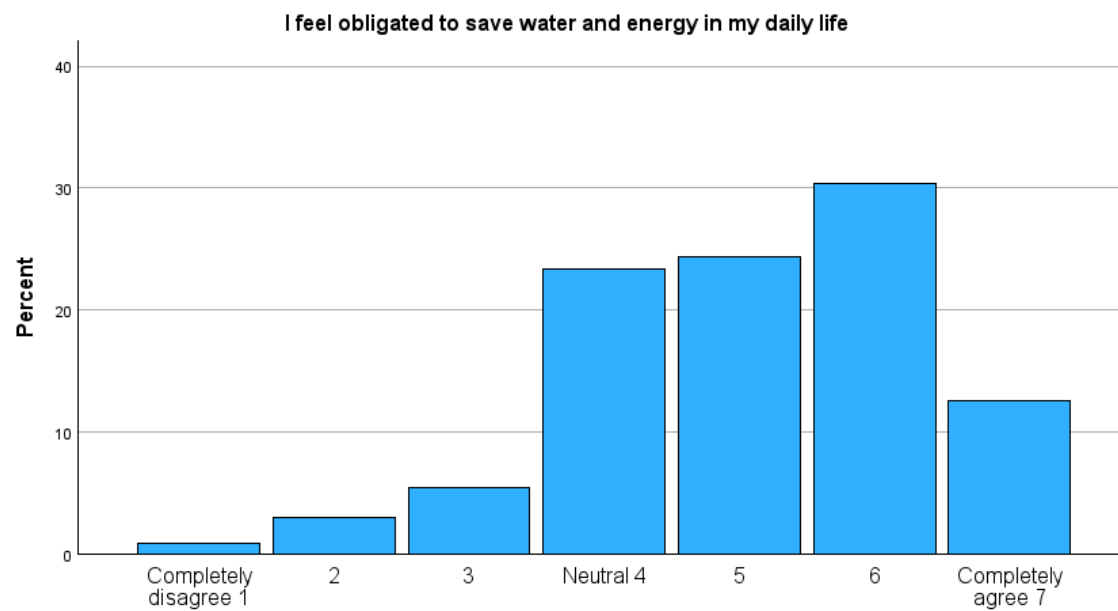
I feel obliged to reduce my energy consumption

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	3	,9	,9	,9
	2	8	2,4	2,4	3,3
	3	27	7,9	8,2	11,5
	Neutral 4	70	20,6	21,1	32,6
	5	99	29,1	29,9	62,5
	6	89	26,2	26,9	89,4
	Completely agree 7	35	10,3	10,6	100,0
	Total	331	97,4	100,0	
Missing	System	9	2,6		
Total		340	100,0		



I feel obligated to save water and energy in my daily life

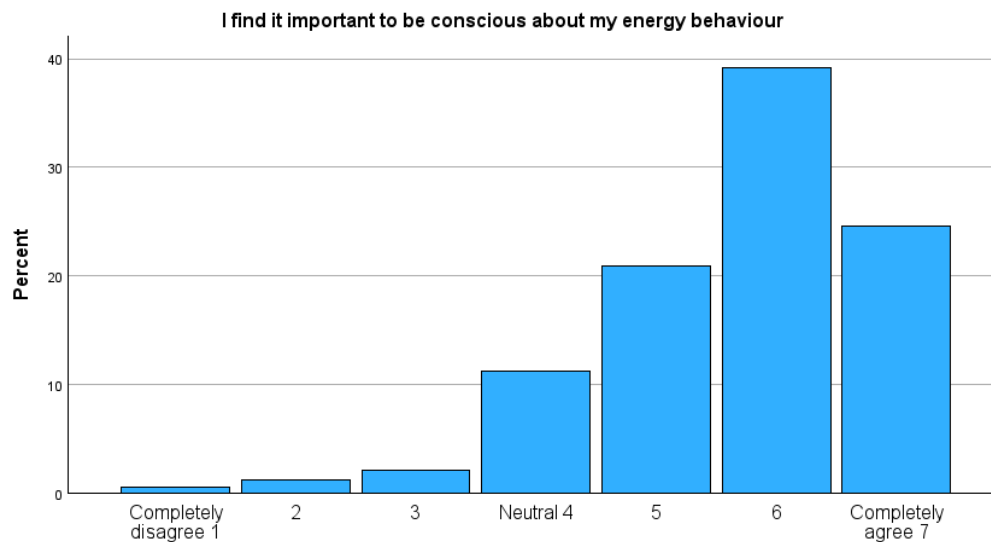
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	3	,9	,9	,9
	2	10	2,9	3,0	3,9
	3	18	5,3	5,4	9,3
	Neutral 4	78	22,9	23,4	32,7
	5	81	23,8	24,3	57,1
	6	101	29,7	30,3	87,4
	Completely agree 7	42	12,4	12,6	100,0
	Total	333	97,9	100,0	
Missing	System	7	2,1		
Total		340	100,0		



I find it important to be conscious about my energy behaviour (Ind_Norms_1_AWARE)

I find it important to be conscious about my energy behaviour

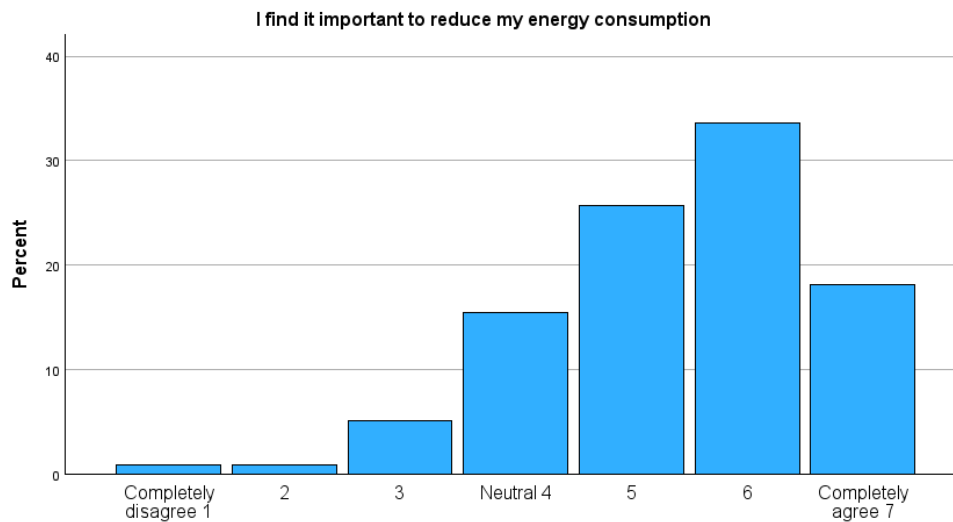
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	2	,6	,6	,6
	2	4	1,2	1,2	1,8
	3	7	2,1	2,1	4,0
	Neutral 4	37	10,9	11,2	15,2
	5	69	20,3	21,0	36,2
	6	129	37,9	39,2	75,4
	Completely agree 7	81	23,8	24,6	100,0
	Total	329	96,8	100,0	
Missing	System	11	3,2		
Total		340	100,0		



I find it important to reduce my energy consumption (Ind_Norms_3_Reduce)

I find it important to be conscious about my energy behaviour

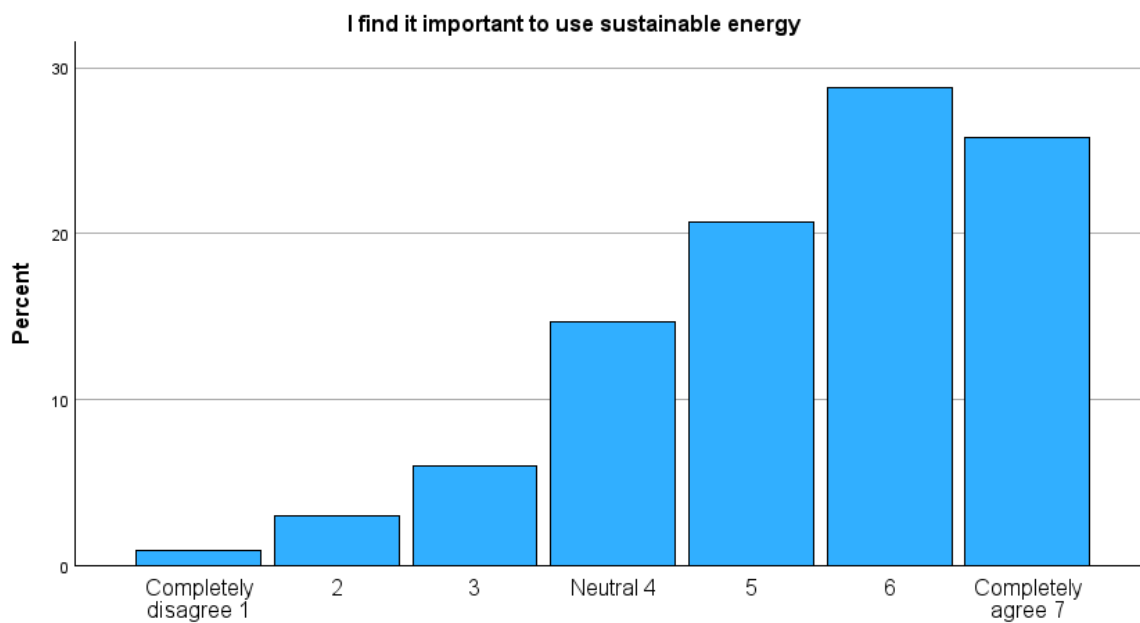
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	2	,6	,6	,6
	2	4	1,2	1,2	1,8
	3	7	2,1	2,1	4,0
	Neutral 4	37	10,9	11,2	15,2
	5	69	20,3	21,0	36,2
	6	129	37,9	39,2	75,4
	Completely agree 7	81	23,8	24,6	100,0
	Total	329	96,8	100,0	
Missing	System	11	3,2		
Total		340	100,0		



I find it important to use sustainable energy (Ind_Norms_3_RENEW)

I find it important to use sustainable energy

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Completely disagree 1	3	,9	,9	,9
	2	10	2,9	3,0	3,9
	3	20	5,9	6,0	9,9
	Neutral 4	49	14,4	14,7	24,6
	5	69	20,3	20,7	45,3
	6	96	28,2	28,8	74,2
	Completely agree 7	86	25,3	25,8	100,0
	Total	333	97,9	100,0	
Missing	System	7	2,1		
Total		340	100,0		



Om te kijken of de 6 variabele samen tot een variabele gemaakt kunnen worden, is er gekeken naar de cronbach's alpha.

betrouwbaarheid syntax:

RELIABILITY

/VARIABLES=Ind_Norms_3_RENEW Ind_Norms_1_AWARE EnvNorm_Saving Env_Norm_Energ
Ind_Norms_2_REDUCE

```
Env_Norm_ActEn
/SCALE('ALL VARIABLES') ALL
/MODEL=ALPHA.
```

De Cronbach's Alpha heeft een 0.881 dus de schalen hebben een goede betrouwbaarheid.

Syntax Hercodering:

nieuwe variabele aanmaken

```
COMPUTE Duurzaamheidsgedrag=MEAN(Env_Norm_ActEn, Env_Norm_Energ,
Ind_Norms_2_REDUCE, EnvNorm_Saving,
Ind_Norms_1_AWARE, Ind_Norms_3_RENEW).
EXECUTE.
```

Reliability Statistics

Cronbach's Alpha	N of Items
,881	6

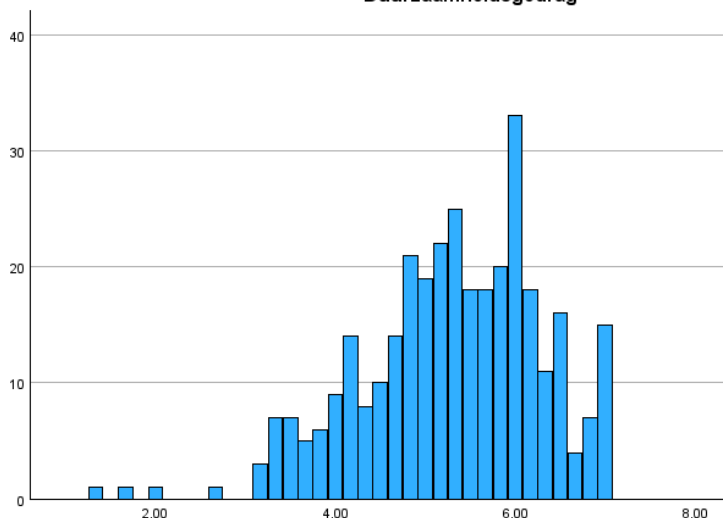
De 6 vragen zijn bij elkaar opgeteld en vervolgens is het gemiddelde genomen. Dit geeft de volgende uitkomst:

Beschrijvende statistiek syntax:

```
FREQUENCIES VARIABLES=Leeftijd Duurzaamheidsgedrag
/STATISTICS=STDDEV SEMEAN MEAN MEDIAN
/HISTOGRAM
/ORDER=ANALYSIS.
```

Beschrijvende statistiek uiteindelijk variabele:

Mim	Eerste kwartiel Q1 (25%)	Mediaan (50%)	Derde kwartiel Q3 (75%)	Max
				7



De verdeling van duurzaamheidsgedrag heeft een gemiddelde van 5.30 en een standaarddeviatie van 1.005, wat wijst op een relatief kleine spreiding rond het gemiddelde. De mediaan (5.33) ligt dicht bij het gemiddelde, wat suggereert dat de verdeling grotendeels symmetrisch is. Toch lijkt er in de histogram een kleine rechsscheve verdeling te zijn. De meeste mensen in de dataset hebben een vrij neutrale kijk op duurzaamheid.

Deelname milieu-initiatief:

De vraag die gebruikt is voor het meten van milieu-initiatief: *Are you willing to participate in "NAME INITIATIVE" as a volunteer? (Join_Volun)*

Syntax:

FREQUENCIES VARIABLES=Join_Volun

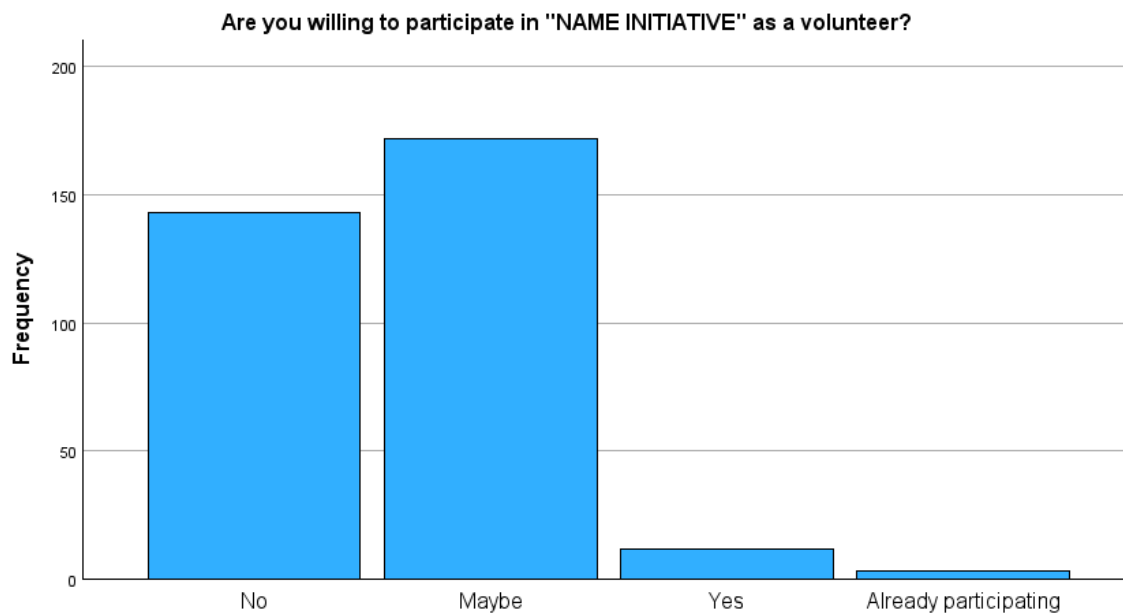
/BARCHART FREQ

/ORDER=ANALYSIS.

Beschrijvende statistiek:

Are you willing to participate in "NAME INITIATIVE" as a volunteer?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	No	143	42,1	43,3	43,3
	Maybe	172	50,6	52,1	95,5
	Yes	12	3,5	3,6	99,1
	Already participating	3	,9	,9	100,0
	Total	330	97,1	100,0	
Missing	System	10	2,9		
Total		340	100,0		



De antwoorden over deelname aan milieu-initiatieven tonen aan dat de meeste mensen twijfelen of geen actie ondernemen: 42,1% geeft aan niet deel te nemen en 50,6% twijfelt nog. Slechts 4,4% van de respondenten is daadwerkelijk actief betrokken (3,5% zegt "ja" en 0,9% neemt al deel). Dit betekent dat er een scheve verdeling is dus de meeste respondenten geantwoord hebben in de categorieën "Geen interesse" en "Misschien" is. Doordat het originele variabele slecht is verdeeld, is er gekozen voor een hercodering. Misschien, ja en al aan het participeren wordt samen in 1 categorie verwerkt.

Herocodering syntax:

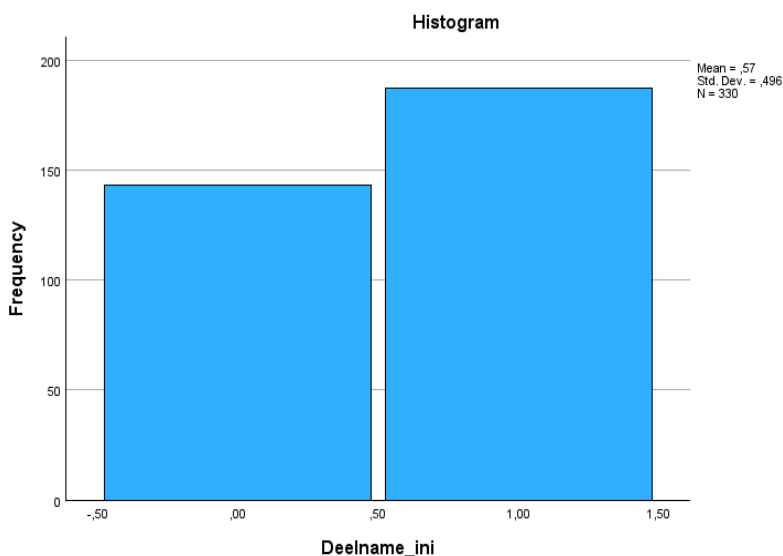
```
RECODE Join_Volun (0=0) (1=1) (2=1) (3=1) INTO Deelname_ini_her.
VARIABLE LABELS Deelname_ini_her 'Deelname_ini'.
EXECUTE.
```

Beschrijvende statistiek syntax:

```
FREQUENCIES VARIABLES=Deelname_ini_her
/NTILES=4
/STATISTICS=MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN MODE
/HISTOGRAM
/ORDER=ANALYSIS.
```

Beschrijvende statistiek:

Deelname_ini					
		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	,00	143	42,1	43,3	43,3
	1,00	187	55,0	56,7	100,0
	Total	330	97,1	100,0	
Missing	System	10	2,9		
Total		340	100,0		



Door misschien ja en participeren al samen te nemen krijgen we een iets meer verdeelde twee categorieën tussen mensen die geen enkele bereidheid hebben om deel te nemen en mensen die misschien tot wel willen

deelnemen.

Opleidingsniveau:

Het variabele wat is gebruikt voor het meten van opleidingsniveau is (Demo_edu). De mogelijke antwoorden zijn 0: basisonderwijs of lagere school; 1: lager beroepsonderwijs (LBO, LEAO, LHNO, LTS, MAVO); 2: middelbaar algemeen onderwijs / beroepsonderwijs (VMBO, MULO, MBO, HAVO, VWO); 3: hoger algemeen onderwijs / beroepsonderwijs (HBS, HBO, HTS, HEAO); 4: wetenschappelijk onderwijs (universiteit); 5: anders, namelijk (geef graag hieronder aan)

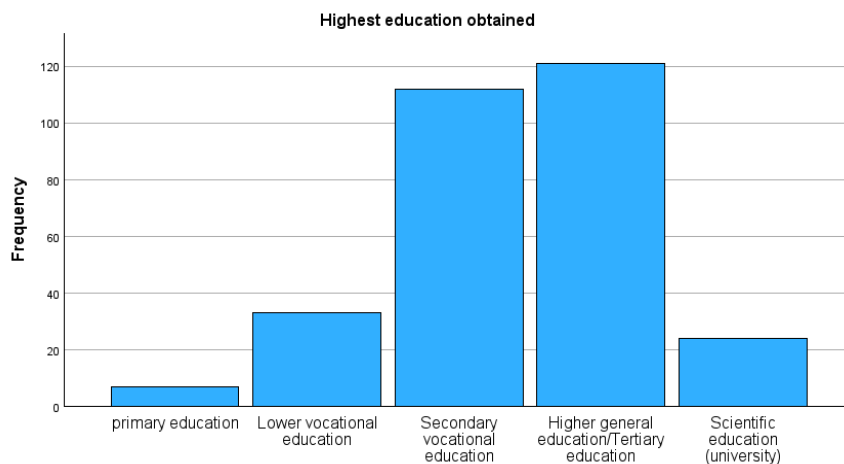
Beschrijvende statistiek syntax:

```
FREQUENCIES VARIABLES=Demo_edu  
/ORDER=ANALYSIS.
```

Beschrijvende statistiek:

Highest education obtained

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	primary education	7	2,1	2,3	2,3
	Lower vocational education	33	9,7	10,7	13,0
	Secondary vocational education	116	34,1	37,7	50,6
	Higher general education/Tertiary education	127	37,4	41,2	91,9
	Scientific education (university)	25	7,4	8,1	100,0
	Total	308	90,6	100,0	
Missing	System	32	9,4		
Total		340	100,0		



De verdeling van opleidingsniveaus laat zien dat de meerderheid van de respondenten een middelbaar tot hoog opleidingsniveau heeft. Vooral hoger algemeen en tertiair onderwijs (37,4%) en middelbaar beroepsonderwijs (34,1%) zijn het meest vertegenwoordigd. De spreiding is scheef naar een hoger opleidingsniveau.

Leeftijd:

Het variabele wat is gebruikt voor het meten van de leeftijd is: (Demo_birth). De participanten zijn gevraagd naar hun geboortjaar. Om de resultaten beter te kunnen interpreteren, is er een nieuw variabele gecodeerd door het geboortjaar af te trekken van 2019 (het jaar van het afnemen van de vragenlijst). Dit variabele heet (Leeftijd)

Codering en beschrijvende statistiek syntax:

COMPUTE Leeftijd=2019 - Demo_birth.

EXECUTE.

FREQUENCIES VARIABLES=Leeftijd

/NTILES=4

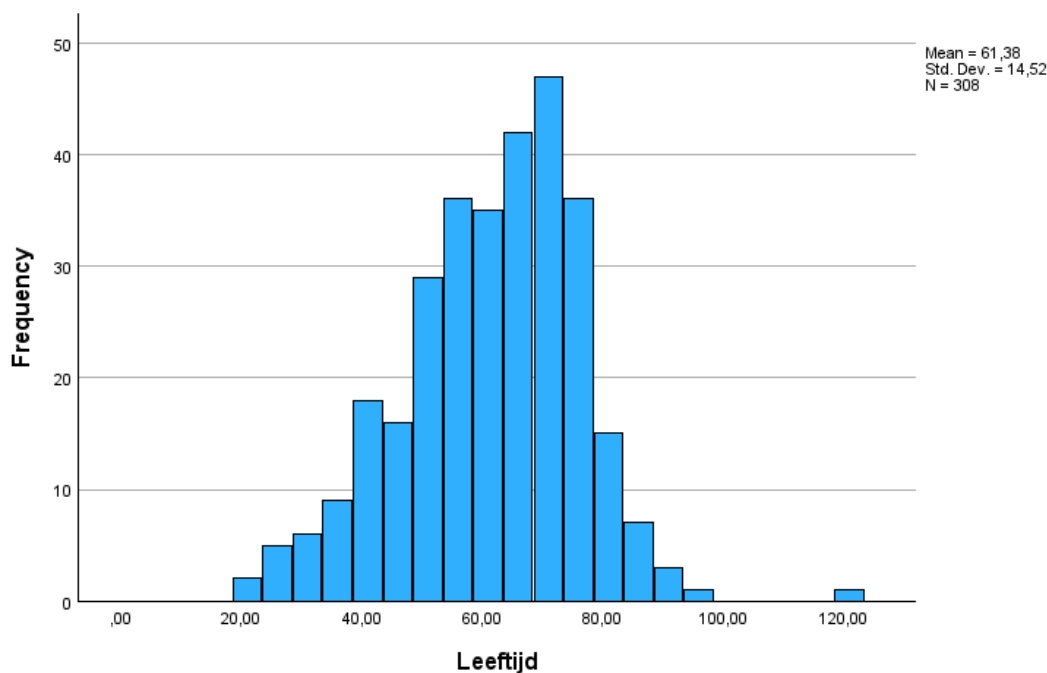
/STATISTICS=MINIMUM MAXIMUM MEAN MEDIAN MODE

/HISTOGRAM

/ORDER=ANALYSIS.

Beschrijvende statistiek:

Statistics		
Leeftijd		
N	Valid	308
	Missing	32
Mean		61,3831
Median		63,0000
Mode		69,00
Minimum		21,00
Maximum		119,00
Percentiles	25	52,0000
	50	63,0000
	75	72,0000



De leeftijdsverdeling heeft een brede spreiding met een rechts scheve verdeling door een paar zeer hoge waarden. Er lijkt een opvallende uitbijter rond 119 jaar, die verdere controle vereist.

De meeste data ligt echter tussen 52 en 72 jaar, wat suggereert dat de verdeling redelijk gecentreerd is rond oudere volwassenen.

Bijlage II:

In deze bijlagen worden bivariate statistieken en de regressie analyses besproken. Er is voor gekozen om zowel een logistische als lineaire regressie uit te voeren. Voor duurzaamheidsgedrag is lineair gedaan. En voor deelname aan milieu-initiatieven is logistisch. De controle variabelen in beide modellen zijn geslacht en opleidingsniveau.

Bivariate statistieken:

CORRELATIONS

```
/VARIABLES=Demo_gende Leeftijd Duurzaamheidsgedrag Demo_edu Deelname_ini_her
/PRINT=TWOTAIL NOSIG FULL
/MISSING=PAIRWISE.
```

		Gender	Leeftijd	Duurzaamheidsgedrag	Highest education obtained	Deelname_ini
Gender	Pearson Correlation	1	-,018	,023	,103	-,146*
	Sig. (2-tailed)		,748	,684	,072	,010
	N	312	305	311	306	309
Leeftijd	Pearson Correlation	-,018	1	,158**	-,150**	-,107
	Sig. (2-tailed)	,748		,005	,009	,061
	N	305	308	307	301	305
Duurzaamheidsgedrag	Pearson Correlation	,023	,158**	1	-,031	,174**
	Sig. (2-tailed)	,684	,005		,594	,002
	N	311	307	334	307	329
Highest education obtained	Pearson Correlation	,103	-,150**	-,031	1	-,021
	Sig. (2-tailed)	,072	,009	,594		,714
	N	306	301	307	308	306
Deelname_ini	Pearson Correlation	-,146*	-,107	,174**	-,021	1
	Sig. (2-tailed)	,010	,061	,002	,714	
	N	309	305	329	306	330

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

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

De correlatietabel toont dat er een kleine maar significante negatieve samenhang is tussen geslacht en deelname aan milieu-initiatieven, wat inhoudt dat mannen iets vaker deelnemen dan vrouwen. Daarnaast is er een positieve correlatie tussen leeftijd en duurzaamheidsgedrag, wat suggereert dat oudere respondenten duurzaamheid belangrijker vinden. Leeftijd hangt ook negatief samen met opleidingsniveau, wat erop wijst dat jongere respondenten gemiddeld hoger opgeleid zijn. Verder is duurzaamheidsgedrag positief gerelateerd aan deelname aan milieu-initiatieven, terwijl opleidingsniveau geen significante samenhang vertoont met deelname of duurzaamheid. Er zijn geen significante correlaties tussen geslacht en leeftijd, duurzaamheidsgedrag of opleidingsniveau. Deze resultaten geven inzicht in de onderlinge samenhang tussen de variabelen, zonder dat er conclusies over oorzaak en gevolg getrokken kunnen worden.

*Omdat de variabelen op verschillende meetniveaus worden gemeten zijn de bivariate statistieken weggelaten uit de scriptie!

Lineaire regressie analyse (duurzaamheidsgedrag):

Syntax lineaire regressie:

```
REGRESSION
/MISSING LISTWISE
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)
/NOORIGIN
/DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag
/METHOD=ENTER Demo_gende
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd
/SCATTERPLOT=(*ZPRED,*ZRESID)
/RESIDUALS PRESS.
```

Model Summary^c

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics				Durbin-Watson
						F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,023 ^a	,001	-,003	,99315	,001	,159	1	296	,690	
2	,157 ^b	,025	,015	,98442	,024	3,638	2	294	,028	1,999

a. Predictors: (Constant), Gender

b. Predictors: (Constant), Gender, Leeftijd, Highest education obtained

c. Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,157	1	,157	,159	,690 ^b
	Residual	291,961	296	,986		
	Total	292,118	297			
2	Regression	7,208	3	2,403	2,479	,061 ^c
	Residual	284,910	294	,969		
	Total	292,118	297			

a. Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag

b. Predictors: (Constant), Gender

c. Predictors: (Constant), Gender, Leeftijd, Highest education obtained

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	5,268	,074		71,359	<,001		
	Gender	,047	,118	,023	,399	,690	1,000	1,000
2	(Constant)	4,651	,314		14,792	<,001		
	Gender	,055	,118	,027	,467	,641	,988	1,012
	Highest education obtained	-,010	,066	-,009	-,146	,884	,966	1,035
	Leeftijd	,010	,004	,154	2,642	,009	,978	1,023

a. Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag

Logistische regressie analyse (deelname aan milieu-initiatief):

Syntax logistische regressie:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES Deelname_ini_her  
/METHOD=ENTER Demo_gende  
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd Demo_gende  
/CONTRAST (Demo_edu)=Indicator(1)  
/CLASSPLOT  
/PRINT=GOODFIT CI(95)  
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Model 1

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	7,697	1	,006
	Block	7,697	1	,006
	Model	7,697	1	,006

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	398,354 ^a	,026	,034

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	,000	0	.

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
Step 1 ^a	Gender	-,666	,241	7,625	1	,006	,514	,320	,824
	Constant	,547	,155	12,486	1	<,001	1,727		

a. Variable(s) entered on step 1: Gender.

Model 2

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	7,404	5	,192
	Block	7,404	5	,192
	Model	15,101	6	,019

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	390,950 ^a	,050	,067

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	4,795	8	,779

Variables in the Equation

		B	S.E.	Wald	df	Sig.	Exp(B)	95% C.I. for EXP(B)	
								Lower	Upper
Step 1 ^a	Gender	-,666	,248	7,220	1	,007	,514	,316	,835
	Highest education obtained			3,227	4	,521			
	Highest education obtained(1)	1,199	,866	1,915	1	,166	3,317	,607	18,124
	Highest education obtained(2)	,530	,805	,433	1	,510	1,699	,351	8,232
	Highest education obtained(3)	,613	,806	,580	1	,446	1,847	,381	8,955
	Highest education obtained(4)	,761	,893	,725	1	,395	2,139	,372	12,320
	Leeftijd	-,017	,008	4,276	1	,039	,983	,967	,999
	Constant	,978	,963	1,031	1	,310	2,659		

a. Variable(s) entered on step 1: Gender, Highest education obtained, Leeftijd.

Kansberekening

Kans voor een man om deel te nemen (geslacht = 0)

$$\text{logit}(p) = 0.547 - 0.666 \times 0 = 0.547$$

Kans:

$$p = e^{0.547} / 1 + e^{0.547} = 1.728 / 1 + 1.728 = 1.728 / 2.728 = 0.633$$

dus mannen hebben ongeveer 63.3% kans om deel te nemen

Kans voor een vrouw om deel te nemen (geslacht = 1)

$$\text{logit}(p) = 0.547 - 0.666 \times 1 = 0.547 - 0.666 = -0.119$$

Kans:

$$p = e^{-0.119} / 1 + e^{-0.119} = 0.888 / 1 + 0.888 = 0.888 / 1.888 = 0.470$$

dus mannen hebben ongeveer 47% om deel te nemen

63.3-47=16.3% dus vrouwen hebben 16.3 procent minder kans op deel te nemen aan een milieu-initiatief

Leeftijd:

Odds-ratio= 0.983

(1 - 0.983 = 0.017)

Dus per levensjaar daalt de kans om deel te nemen met 1.7%

Bijlagen III:

In deze bijlagen wordt er gekeken naar het model fit, assumptie controle en eventuele outliers. Per regressie bespreken we welke assumptie erbij hoort, en of de assumptie geschonden wordt. Vervolgens worden eventuele outliers besproken en de model fit.

Lineaire regressie (duurzaamheidsgedrag):

De assumpties die horen bij een lineaire regressie zijn:

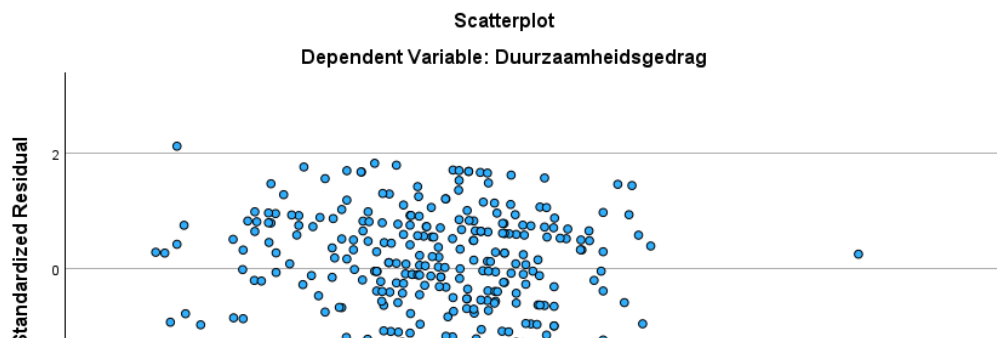
1. Lineariteit
2. Normaliteit van de residuen
3. Homoscedasticiteit
4. Onafhankelijkheid van observaties
5. Geen multicollineariteit

Lineariteit:

Syntax:

```
REGRESSION  
/MISSING LISTWISE  
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
/NOORIGIN  
/DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag  
/METHOD=ENTER Demo_gende  
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)  
/RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```

Output:



Interpretatie:

De puntenwolk lijkt willekeurig verspreid rond $y = 0$. Duidelijke patronen zijn niet zichtbaar. De verspreiding van de punten lijkt ongeveer gelijk verdeeld. Dus de assumptie van lineariteit is niet geschonden.

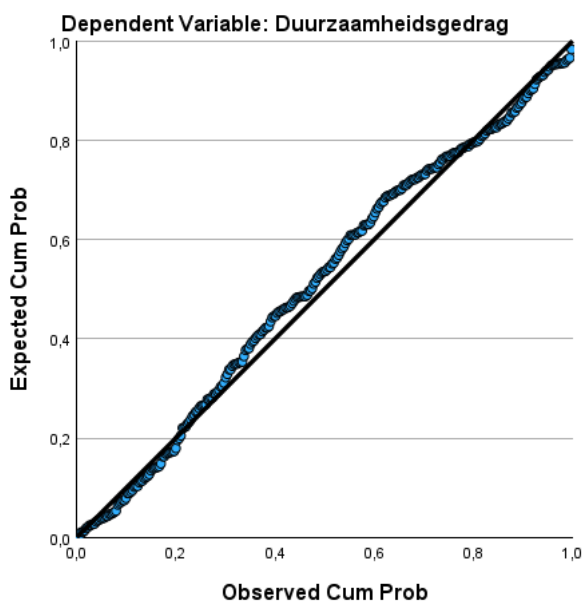
Normaliteit van de residuen:

Syntax:

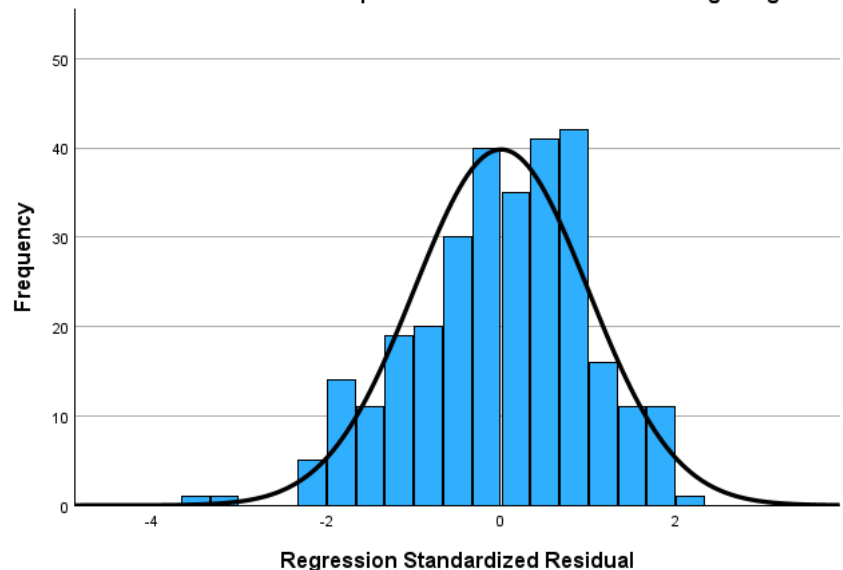
```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE  
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
  /NOORIGIN  
  /DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag  
  /METHOD=ENTER Demo_gende  
  /METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
  /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)  
  /RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```

Output:

Normal P-P Plot of Regression Standardized Residual



Histogram
Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag



Interpretatie:

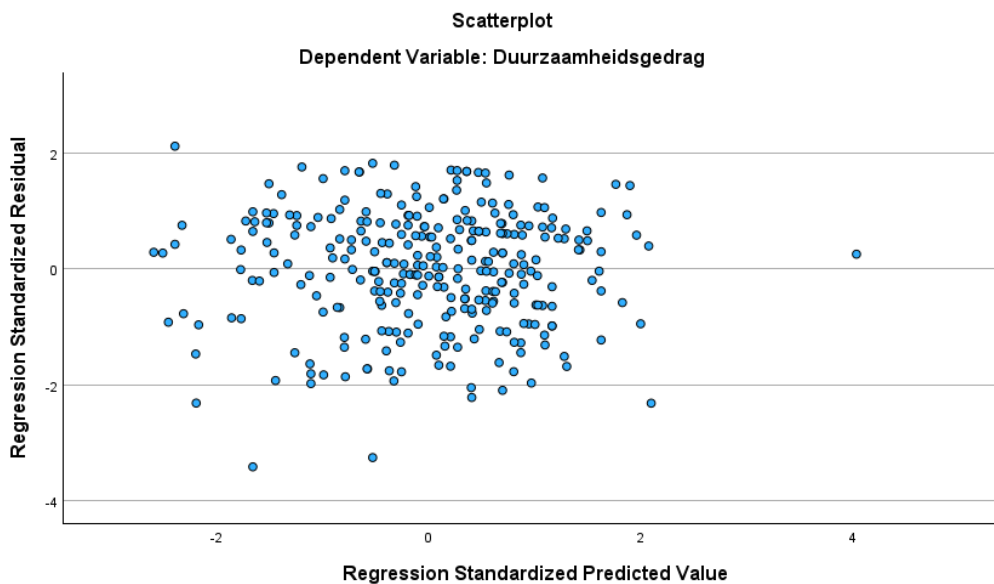
De p-p plot laat zien dat de meeste punten bij de lijn liggen. Een aantal wijken hiervan, maar niet groot genoeg voor problemen. Ook het histogram laat zien dat er een lichte onverdeeldheid is. Maar beide lijken klein. Dus de aanname is nog niet geschonden.

Homoscedasticiteit:

Syntax:

```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE  
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
  /NOORIGIN  
  /DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag  
  /METHOD=ENTER Demo_gende  
  /METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
  /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)  
  /RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```

Output:



Interpretatie:

De puntenwolk van de gestandaardiseerde residuen en gestandaardiseerde voorspelde waarden heeft geen trechtersvorm en lijkt gelijk verdeeld. De aanname van homoscedasticiteit is dus niet geschonden.

Onafhankelijkheid van observaties:

De observaties zijn hoogstwaarschijnlijk niet volledig onafhankelijk. De vragenlijst werd afgenomen bij een informatieavond voor milieu-initiatief in de gemeenschap. De mensen hebben elkaar gezien bij de informatieavond. En komen uit dezelfde gemeenschap dus er is een goede kans dat ze elkaar ook nog kennen. Dus deze aanname is helaas geschonden.

Geen multicollineariteit:

syntax:

```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE  
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
  /NOORIGIN  
  /DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag  
  /METHOD=ENTER Demo_gende  
  /METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
  /SCATTERPLOT=( *ZRESID , *ZPRED)  
  /RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID).
```

Output:

Variable	Tolerance	VIF
Gender	0.988	1.012
Highest education obtained	0.966	1.035
Leeftijd	0.978	1.023

Interpretatie:

Voor dit onderzoek wordt een $VIF < 5$ gehanteerd en een tolerance > 0.1 . Alle VIF scores zijn kleiner dan 5 en alle tolerantie is groter dan 0.1. Dus de onafhankelijke variabelen zijn volledig onafhankelijk van elkaar. Er is geen sprake van multicollineariteit. De assumptie is niet geschonden.

Model controle lineair:

Voor het lineaire model wordt er gekeken naar de F-toets en R^2 .

Syntax:

```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE
```

```

/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)
/NOORIGIN
/DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag
/METHOD=ENTER Demo_gende
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED) (*ZPRED ,*ZRESID)
/RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)
/SAVE COOK LEVER.

```

Output:

Model Summary^c

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	R Square Change	Change Statistics				PRESS
						F Change	df1	df2	Sig. F Change	
1	,023 ^a	,001	-,003	,99315	,001	,159	1	296	,690	
2	,157 ^b	,025	,015	,98442	,024	3,638	2	294	,028	292,933

a. Predictors: (Constant), Gender
 b. Predictors: (Constant), Gender, Leeftijd, Highest education obtained
 c. Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag

ANOVA^a

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	,157	1	,157	,159	,690 ^b
	Residual	291,961	296	,986		
	Total	292,118	297			
2	Regression	7,208	3	2,403	2,479	,061 ^c
	Residual	284,910	294	,969		
	Total	292,118	297			

a. Dependent Variable: Duurzaamheidsgedrag
 b. Predictors: (Constant), Gender
 c. Predictors: (Constant), Gender, Leeftijd, Highest education obtained

Interpretatie:

Model 1: $F(1, 309) = 0.159$, $p = 0.690$ met een R^2 van 0.001, dit betekent dat geslacht geen voorspeller is op duurzaamheidsgedrag. En als het een voorspeller was, dan zou het slechts 0.1% van variantie voorspellen.

Model 2: $F(3, 294) = 4.561$, $p = 0.004$ met een R^2 van 0.025, dit betekent dat geslacht wel een voorspeller is in combinatie van leeftijd en opleidingsniveau. Het model verklaart ongeveer 2.5% van de variantie.

Het is niet een extreem goed model. Maar model 2 is wel significant. En verklaart iets van de variantie.

Logistische regressie (Deelname aan milieu-initiatief):

De assumpties van een logische regressie zijn:

1. Onafhankelijke waarnemingen
2. Geen multicollineariteit
3. Afwezigheid van invloedrijke punten

Onafhankelijke waarnemingen:

Bij de lineaire regressie is al besproken dat deze assumptie geschonden is.

Multicollineariteit:

Syntax:

```
REGRESSION  
/MISSING LISTWISE  
/STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
/CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
/NOORIGIN  
/DEPENDENT Deelname_ini_her  
/METHOD=ENTER Demo_gende  
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
/SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED) (*ZPRED ,*ZRESID)  
/RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)  
/SAVE COOK LEVER.
```

Output:

Variabele	Tolerance	VIF
Gender	1.000	1.000
Highest education obtained	0.966	1.035
Leeftijd	0.977	1.024

Interpretatie:

De output is bijna gelijk aan die van het lineaire model dus ook in het model is de assumptie niet geschonden.

Afwezigheid invloedrijke punten:

In een volgend kopje worden uitbijters en invloedrijke punten besproken. Er zijn een aantal uitbijters maar deze lijken weinig invloed uit te oefenen. Dus de assumptie is niet geschonden.

Model fit logistisch regressie:

De model fit van de logistische regressie wordt gecontroleerd door de hosmer-lemeshow test, de deviance en de omnibus test.

Syntax:

```
LOGISTIC REGRESSION VARIABLES Deelname_ini_her  
/METHOD=ENTER Demo_gende  
/METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd Demo_gende  
/CONTRAST (Demo_edu)=Indicator(1)  
/CLASSPLOT  
/PRINT=GOODFIT CORR CI(95)  
/CRITERIA=PIN(0.05) POUT(0.10) ITERATE(20) CUT(0.5).
```

Output:

Model 1:

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	7,697	1	,006
	Block	7,697	1	,006
	Model	7,697	1	,006

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	398,354 ^a	,026	,034

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	,000	0	.

Model 2:

Omnibus Tests of Model Coefficients

		Chi-square	df	Sig.
Step 1	Step	7,404	5	,192
	Block	7,404	5	,192
	Model	15,101	6	,019

Model Summary

Step	-2 Log likelihood	Cox & Snell R Square	Nagelkerke R Square
1	390,950 ^a	,050	,067

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	4,795	8	,779

Interpretatie:

In model 1 is de omnibus χ^2 significant dit betekent dat het model met alleen geslacht significant verschilt van het lege model (geen voorspellers). Verder zijn de Hosmer en Lemeshow en de deviance nog niet belangrijk.

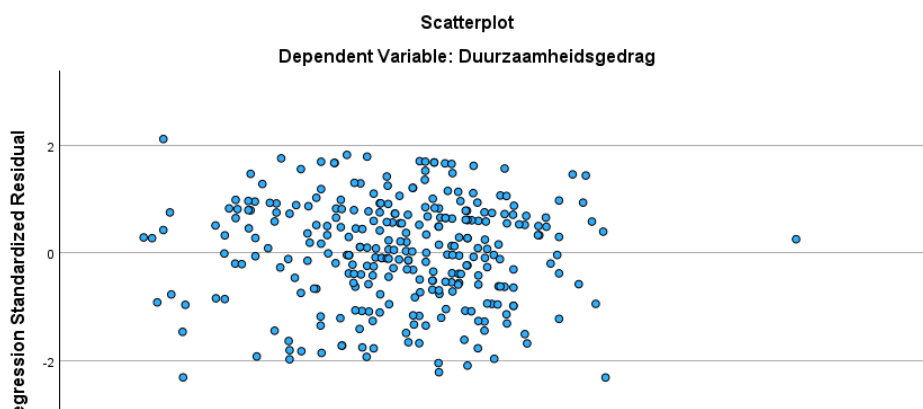
In model 2 is de omnibus χ^2 nog steeds significant. De Hosmer- en Lemeshow test is niet significant dus de voorspelde en werkelijke waarden verschillen niet van elkaar. Als laatste hebben we de deviance. Het model 2 heeft een kleinere deviance dan model 1 dit geeft aan dat door het toevoegen van leeftijd en opleidingsniveau de voorspelkracht van het model verbetert. De 3 maten geven aan dat de logistische regressie een goede model fit heeft.

Uitbijters controle:

Syntax:

```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE  
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
  /NOORIGIN  
  /DEPENDENT Duurzaamheidsgedrag  
  /METHOD=ENTER Demo_gende  
  /METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
  /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED)  
  /RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)  
  /SAVE COOK LEVER.
```

Output:



Interpretatie:

In het plot hierboven zijn een paar punten groter dan +3 en -3 dit betekent dat er waarschijnlijk een paar uitbijters zijn. Dit wordt verder onderzocht met de Cook's Distance en leverage. Voor de Cook's Distance gebruik ik de vuistregel: $4/n$. Het aantal observaties is 297 dus de grens van de Cook's Distance is $4/297 = 0.013$. Voor de leverage wordt de vuistregel: $2(k+1)/n$ en $3(k+1)/n$. Dus in dit geval $2(3+1)/297 = 0.0269$ voor mogelijk invloedrijk en $3(3+1)/297 = 0.0404$.

Syntax:

```
IF (COO_1 < 0.0135) cooks_check  
=COO_1 < 0.0135.  
EXECUTE.
```

```
COMPUTE leverage_check=LEV_1 > 0.0269 < 0.0404= 1.  
LEV_1 >0.0404 = 2..  
EXECUTE.
```

```
USE ALL.  
COMPUTE filter_$=(cooks_check = 0).  
VARIABLE LABELS filter_$ 'cooks_check = 0 (FILTER)'.  
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.  
FORMATS filter_$ (f1.0).  
FILTER BY filter_$.  
EXECUTE.
```

Output:

De cook's distance laat zien dat er 14 mogelijke uitbijters zijn. Deze cases zijn geselecteerd. En vervolgens wordt er gezien of het model verbeterd zonder de uitbijters. Voor de leverage is er geen respondent met een leverage hoger dan 0.0269 dus dit wijst erop dat als het uitbijters zijn deze niet veel invloed uiten op het model.

Logistisch:

Syntax:

```
REGRESSION  
  /MISSING LISTWISE  
  /STATISTICS COEFF OUTS R ANOVA COLLIN TOL CHANGE  
  /CRITERIA=PIN(.05) POUT(.10) TOLERANCE(.0001)  
  /NOORIGIN  
  /DEPENDENT Deelname_ini_her  
  /METHOD=ENTER Demo_gende  
  /METHOD=ENTER Demo_edu Leeftijd  
  /SCATTERPLOT=(*ZRESID ,*ZPRED) (*ZPRED ,*ZRESID)  
  /RESIDUALS PRESS HISTOGRAM(ZRESID) NORMPROB(ZRESID)  
  /SAVE COOK LEVER.
```

```
IF (LEV_5 > 0.0269) Leverage_check_log=LEV_5 > 0.0269.  
EXECUTE.  
USE ALL.  
COMPUTE filter_$=(LEV_5 < 0.0269).  
VARIABLE LABELS filter_$ 'LEV_5 < 0.0269 (FILTER)'.  
VALUE LABELS filter_$ 0 'Not Selected' 1 'Selected'.  
FORMATS filter_$ (f1.0).  
FILTER BY filter_$.  
EXECUTE.
```

Output

Er zijn in de regressie 8 respondenten > 0.0269 en 1 respondent > 0.0404. Dat betekent dat respondent ID: N5183. Waarschijnlijk komt deze invloed door zijn leeftijd van 119. In het volgende kopje wordt bekeken of het weghalen van deze invloedrijke punten invloed heeft op het model.

Lineaire en logistische modellen zonder uitbijters:

Lineair:

De modellen met en zonder mogelijke uitbijters zijn vergeleken en er is geen significante verandering. De uitbijters hebben weinig tot geen invloed op beide modellen. Er is geen verbetering in model fit.

Logistisch:

De modellen met en zonder mogelijke uitbijters zijn vergeleken en er is geen significante verandering. De deviance is wel een klein beetje lager (385.638 -> 377.198). Dus het model verbetert wel.

*Na de controle is ervoor gekozen om alle cases te houden om de steekproefgrootte zo groot mogelijk te houden. En omdat het invloedrijke punt niet veel invloed uitoefent op de data.