

PUBLIEKE STEUN VOOR HET KLIMAATBELEID IN BELGIË

DE ROL VAN LEEFTIJD EN KLIMAATBEZORGDHEID

Wetenschappelijke verhandeling
Aantal woorden: 15024

Manu Vandercruyssen

Stamnummer: 01900879

Promotor: Prof. dr. Bart Van de Putte

Masterproef voorgelegd voor het behalen van de graad master in de richting Sociologie

Academiejaar: 2023-2024



Dankwoord

Met deze masterproef rond ik mijn opleiding Sociologie af aan de Universiteit Gent. Ik wil graag mijn dank betuigen aan mijn promotor, Prof. Dr. Bart Van de Putte, voor de kans om deze masterproef te realiseren en me de nodige hulp aan te bieden gedurende het verloop ervan. Vervolgens wil ik mijn vrienden en familie bedanken voor de steun tijdens deze periode en voor de mogelijkheid om deze universitaire studies te volgen en af te ronden. Tot slot wil ik Emilie Oosterlynck bedanken om mij elke dag te steunen en te motiveren gedurende mijn gehele traject aan de Universiteit.

Abstract (EN)

This study examines the relationships between age, support for climate policies, climate concerns, education level and gender in Belgium. Using data from public climate change surveys from 2013, 2017 and 2021, a repeated cross-sectional study was conducted. The hypothesis that age would be positively related to support for climate policies was not supported. Climate concern did not function as a mediator in this regard, but older people generally showed more climate concern, except in 2017. Climate concern was found to be consistently positively related to support for climate policy, regardless of age, gender or education level. Interaction effects were found and indicated that climate concerns strengthened support for climate policies among the elderly, with the exception of 2021. Despite the increase in climate concern from 2013 to 2021, support for climate policies did not increase. These findings may help develop targeted campaigns to increase public support and highlight the need for future research on curvilinear and longitudinal effects while researching public support for climate policies.

Abstract (NL)

Deze studie onderzoekt de relaties tussen leeftijd, steun voor klimaatbeleid, klimaatbezorgdheid, onderwijsniveau en geslacht in België. Met behulp van data uit publieksenquêtes over klimaatverandering van 2013, 2017 en 2021 werd een herhaald cross-sectioneel onderzoek uitgevoerd. De hypothese dat leeftijd positief gerelateerd zou zijn aan steun voor klimaatbeleid werd niet ondersteund. Klimaatbezorgdheid functioneerde niet als mediator in dit verband, maar ouderen toonden over het algemeen meer klimaatbezorgdheid, behalve in 2017. Klimaatbezorgdheid bleek consistent positief gerelateerd aan steun voor klimaatbeleid, ongeacht leeftijd, geslacht of onderwijsniveau. Er werden interactie-effecten gevonden waarbij klimaatbezorgdheid de steun voor klimaatbeleid bij ouderen versterkte, met uitzondering van 2021. Ondanks de stijging van klimaatbezorgdheid van 2013 tot 2021 nam de steun voor klimaatbeleid niet toe. Deze bevindingen kunnen bijdragen aan het ontwikkelen van gerichte campagnes om publieke steun te vergroten en benadrukken de noodzaak van toekomstig onderzoek naar curvilineaire en longitudinale effecten bij het onderzoeken van publieke steun voor het klimaatbeleid.

Inhoudstafel

Dankwoord	2
Abstract (EN).....	3
Abstract (NL).....	4
Inhoudstafel	5
Probleemstelling	7
Theoretisch kader	10
Het effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid	10
Het effect van klimaatbezorgdheid op steun voor het klimaatbeleid	13
Het effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid	15
Evolutie van klimaatbezorgdheid doorheen de tijd	17
Socio-demografische factoren.....	21
Onderwijsniveau	21
Geslacht	23
Methodologie	28
Procedure	28
Participanten.....	29
Profiel van de respondenten	30
Meetinstrumenten	31
Resultaten	33
Correlatiematrix.....	33
Correlatiematrix 2013	33
Correlatiematrix 2017	34
Correlatiematrix 2021	35
Resultaten voor hypothese 1	36
Resultaten voor hypothese 2	38
Resultaten voor hypothese 3	42
Resultaten voor hypothese 4	42
Hypothese 4(a).....	42
Hypothese 4(b).....	45
Discussie.....	48
Theoretische en praktische implicaties	52
Theoretische implicaties.....	52
Praktische implicaties.....	53
Sterktes, beperkingen en toekomstig onderzoek	54

Sterktes	54
Beperkingen	54
Aanbevelingen voor toekomstig onderzoek	55
Conclusie	56
Bibliografie	57

Probleemstelling

De toestand van de klimaatverandering krijgt steeds meer aandacht door verschillende politieke instellingen. We zien de stijgende aandacht bijvoorbeeld bij de meest recente klimaatop in Dubai waar voor het eerst alle 198 deelnemende landen tot een akkoord zijn gekomen dat het gebruik van olie en gas moet worden uitgefaseerd. Aan de andere kant zien we een toenemende ontevredenheid over de prestaties van nationale overheden die tot uiting komen in het toenemende aantal klimaatzaken dat worden gehouden tegen nationale overheden tegen het huidige klimaatbeleid. Zo werd bijvoorbeeld de eerste klimaatzaak ooit in Nederland gehouden, alsook de klimaatzaak die zes Portugese jongeren hebben aangespannen tegen 32 landen (Vincent Merckx, 2023), alsook de klimaatzaak in België. Het doel van de aanklagers in deze klimaatzaken is de overheid te verplichten strengere maatregelen te nemen om de uitstoot van broeikasgassen te verlagen. De afgeronde klimaatzaken in Nederland (Urgenda, n.d.) en België (Nicolas Maeterlinck, 2023) moeten leiden tot concrete maatregelen om deze doelstelling te bereiken.

Vanuit dit oogpunt is het belangrijk dat er een maatschappelijk draagvlak is vanuit de brede bevolking aangezien de publieke opinie een sterke invloed heeft op het maken van beleid in een democratische samenleving (Bord, O'Connor & Fisher, 2000; Burstein, 2003; Tjernström & Tietenberg, 2008). Daarom is het vanuit een politiek standpunt relevant om te onderzoeken welke socio-demografische profielen meer en minder steun vertonen voor het klimaatbeleid. Zo kunnen gepaste communicatiestrategieën worden opgesteld om deze verschillende segmenten op een meer gerichte manier te benaderen om zo uiteindelijk de maatschappelijke draagkracht van nieuwe beleidsmaatregelen in het kader van de klimaatverandering te verhogen.

In dit onderzoek wordt vooral gefocust op de rol van leeftijd als predictor voor de steun voor het klimaatbeleid in België. Dit wordt gedaan om verschillende redenen. Ten eerste is er nog geen onderzoek gevoerd bij de Belgische bevolking die focust op dit verband. In het kader van de toenemende vergrijzing in België is het belangrijk om te achterhalen welk effect leeftijd heeft op het steunen van het klimaatbeleid. Ten tweede is er in de huidige wetenschappelijke literatuur geen consensus over de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Er bestaan heel uiteenlopende conclusies over, waarbij er enerzijds crossnationale studies zijn die aangeven dat er meer steun is naarmate je ouder wordt. Anderzijds zijn er crossnationale studies die dan weer het omgekeerde verband aangeven. Deze variabiliteit bemoeilijkt de interpretatie van het verband tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid.

In dit onderzoek wordt een herhaald cross-sectioneel onderzoeksdesign gehanteerd waardoor de evolutie in sterkte en richting van dit verband kan worden gemeten op de drie meetmomenten (2013, 2017, 2021). Hierbij wordt gebruik gemaakt van data die verzameld werd in de Klimaat enquêtes. Deze enquêtes werden uitgevoerd in opdracht van de federale overheidsdienst Volksgezondheid, Veiligheid van de Voedselketen en Leefmilieu, Dienst Klimaatverandering. Op basis van de data verzameld in deze klimaat enquêtes werd in dit onderzoek ook de rol van klimaatbezorgdheid bestudeerd in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Met andere woorden werd onderzocht of de mate van klimaatbezorgdheid varieert tussen verschillende leeftijden en of verschillen in klimaatbezorgdheid de verschillen in steun voor het klimaatbeleid kunnen verklaren.

Concreet werd in dit onderzoek gefocust op de volgende vier onderzoeksvragen:

1. Hoe gedraagt leeftijd zich als predictor voor steun voor het klimaatbeleid?
2. Op welke manier beïnvloedt het niveau van klimaatbezorgdheid de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid?
3. Hoe verandert de relatie tussen leeftijd, klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid tussen 2013, 2017 en 2021?
4. Hoe gedragen de socio-demografische factoren leeftijd, onderwijsniveau en geslacht zich tot klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid?

Voordat we deze onderzoeksvragen kunnen beantwoorden, is het essentieel om dit onderzoek te positioneren binnen de bredere onderzoeksliteratuur zoals geschetst in het theoretisch kader. De structuur van het theoretisch kader werd ontworpen volgens de volgorde van de onderzoeksvragen. Het begint met een evaluatie van de huidige stand van zaken over de invloed van leeftijd op steun voor klimaatbeleid. Vervolgens wordt het effect van klimaatbezorgdheid op deze steun besproken. Daarna wordt nagegaan op welke wijze leeftijd klimaatbezorgdheid kan beïnvloeden. Hierna volgt een beknopte analyse van de evolutie van klimaatbezorgdheid, waarin wordt betoogd dat veranderingen in klimaatbezorgdheid samenhangen met variaties in steun voor klimaatbeleid. Het theoretisch kader wordt afgesloten met een bespreking van twee socio-demografische factoren (onderwijsniveau en geslacht) die worden opgenomen in de analyse. Tijdens deze bespreking wordt het theoretisch kader visueel gepresenteerd door stapsgewijs de variabelen aan het theoretisch model toe te voegen. Ook worden de hypothesen voor de vier onderzoeksvragen in de loop van het artikel gepresenteerd.

Na de theoretische uiteenzetting wordt de methodologie van het onderzoek behandeld. Dit gedeelte gaat dieper in op de dataverzameling en de verwerking van de gegevens, evenals op de wijze waarop de variabelen zijn gemeten. Ook worden de steekproeven voor de drie verschillende meetmomenten beschreven.

De resultaten van het onderzoek worden gepresenteerd in de resultatensectie. Hierbij worden eerst de correlaties tussen de verschillende variabelen op de drie meetmomenten weergegeven. Daarna worden de hypothesen getest waarbij de volgorde van de hypothesen wordt aangehouden. De resultaten worden weergegeven in verschillende tabellen en in de tekst grondig besproken.

In de discussie worden er verschillende interpretaties aan de geobserveerde resultaten gegeven, met een terugkoppeling naar de relevante wetenschappelijke onderzoeksliteratuur. Ook worden de theoretische en praktische implicaties van het onderzoek behandeld. Het artikel sluit af met een kritische evaluatie van zowel de sterktes als de beperkingen van het onderzoek, alsook met aanbevelingen voor toekomstig onderzoek.

Theoretisch kader

Het effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid

Bij het onderzoeken van de relatie tussen leeftijd en steun voor klimaatbeleid is het essentieel om een onderscheid te maken tussen leeftijds- en cohorteffecten. Beide kunnen namelijk invloed hebben op steun voor het klimaatbeleid. Dit onderzoek richt zich primair op leeftijdseffecten, waarbij de nadruk ligt op de veranderingen die optreden als gevolg van veroudering die een invloed kunnen hebben op beleidssteun. Dit onderzoek beoogt te bepalen hoe het effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid is geëvolueerd doorheen de tijd. Hierbij wordt gekeken of er doorheen de jaren significante verschillen zijn in publieke steun voor het klimaatbeleid. Concreet wordt onderzocht of jongeren in 2021 een vergelijkbare of afwijkende mate van steun voor klimaatbeleid vertoonden in vergelijking met hun leeftijdsgenoten in 2013 en 2017.

Naast leeftijdseffecten kunnen ook cohorteffecten variaties in steun voor klimaatbeleid verklaren door te kijken naar de specifieke kenmerken en ervaringen van verschillende cohorten. Een cohort bestaat namelijk uit individuen die in een bepaalde periode een gemeenschappelijke ervaring of kenmerk delen. Zo zijn er leeftijdscohorten waarin verschillen kunnen bestaan tussen personen geboren in uiteenlopende perioden, als gevolg van de variërende omstandigheden en gedeelde ervaringen waarin zij zijn opgegroeid.

In een studie van Milfont, Zubielevitch, Milojev en Sibley (2021) werd onderzocht of er variaties tussen leeftijdscohorten zijn wat betreft klimaatbezorgdheid. Dit onderzoek betrof 56.513 Nieuw-Zeelanders en toonde aan dat jongere generaties meer klimaatbezorgdheid vertoonden dan oudere generaties in de periode tussen 2009 en 2018. Er werd dus evidentie gevonden voor een generatiekloof. Volgens deze studie ontstond de kloof doordat oudere cohorten begonnen met een lager aanvankelijk overtuigingsniveau. Bovendien werd ook aangetoond dat alle leeftijdscohorten sinds 2009 hun overtuigingsniveau in vergelijkbare mate hebben verhoogd.

Een vergelijkbaar onderzoek in de Verenigde Staten (Gray, Raimi, Wilson & Árvai, 2019) identificeerde noch leeftijds- noch cohorteffecten als verklaringen voor de verschillen in steun voor klimaatbeleid. Echter werd wel aangetoond dat enerzijds politieke oriëntatie maar anderzijds ook pro-milieuwaarden een sterke relatie hadden met steun voor het klimaatbeleid.

Voortbouwend op deze inzichten, onderzocht een Zwitsers onderzoek (Lorenzini, Monsch & Rosset, 2021) of er generatieverschillen zijn in termen van pro-milieuwaarden. Hierbij werd de samenstelling van deelnemers aan drie klimaatmarsen in 2019 geanalyseerd, evenals longitudinale data van 1999 tot 2019 om de ontwikkeling van pro-milieuwaarden in

kaart te brengen. De resultaten toonden dat jongere generaties aanvankelijk de meerderheid vormden tijdens de klimaatmarsen, waarna een meer diverse generatieopkomst volgde. Ondanks deze diversiteit vertoonden jongeren nog steeds sterkere pro-milieuwaarden. Overeenkomend met de bevindingen van Milfont et al. (2021), volgden alle generaties parallel een traject met een variërende snelheid en intensiteit naar meer pro-milieuwaarden.

Deze ontwikkelingen kunnen worden verklaard door de waardentheorie van Inglehart (Rohrschneider, Miles & Peffley, 2014). Deze theorie stelt dat mensen, na het vervullen van basisbehoeften zoals voedsel, veiligheid en onderdak, zich richten op hogere, immateriële doelen zoals zelfontplooiing, esthetiek en ecologie. Dit is gebaseerd op de hiërarchie van behoeften van Maslow. Op macroniveau betekent dit dat mensen in tijden van schaarste prioriteit geven aan economische groei, orde en nationale veiligheid. Zodra deze basisbehoeften zijn vervuld, krijgen postmaterialistische waarden de overhand, zoals milieubescherming, gelijkheid en individuele vrijheid. Deze theorie verklaart hoe veranderingen in maatschappelijke omstandigheden leiden tot een toename van postmaterialistische waarden. Rohrschneider et al. (2014) toonden aan dat postmaterialistische waarden een positieve invloed hebben op pro-milieuwaarden, waarbij deze relatie sterker is in welvarende landen dan in minder welvarende landen. Welvaart wordt doorgaans gemeten met de Human Development Index (HDI), waarbij België met een score hoger dan 0,90 tot de hoogst scorende landen behoort (Human Development Index, z.d.). Volgens Rohrschneider et al. (2014) worden postmaterialistische waarden significant bij een bescheiden niveau van menselijke ontwikkeling (HDI = 0,6). Dit impliceert dat er in België een hoge mate van zowel postmaterialistische als pro-milieuwaarden aanwezig zou zijn.

In het vervolg van dit onderzoek zal de focus uitsluitend liggen op leeftijdseffecten. Alleen in de sectie die de evolutie van klimaatbezorgdheid bespreekt, zal dieper worden ingegaan op periode-effecten. Dit zijn effecten die de impact van specifieke maatschappelijke veranderingen of gebeurtenissen op alle leeftijden onderzoeken. De sectie over de evolutie van klimaatbezorgdheid zal deze maatschappelijke invloeden verder uitdiepen.

Er is in de huidige wetenschappelijke literatuur nog maar weinig onderzoek gedaan dat zich hoofdzakelijk focust op de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Van de weinige studies die hierop focussen werd er telkens een negatieve relatie gevonden tussen de twee variabelen (Albalate, Bel & Teixidó, 2023; Andor, Schmidt & Sommer, 2018). Dit zijn studies die vooral focussen op de populatie ouderen vanuit het perspectief dat zij politiek actiever zijn dan andere leeftijdsgroepen (Binstock, 2006). Zo onderzochten Albalate et al. (2023) de invloed van leeftijd op de ambitie van klimaatbeleid en identificeerden een negatieve

relatie. Ze verklaarden deze bevinding door te verwijzen naar de verschillen in tijdsperspectief tussen leeftijdsgroepen. Deze theorie stelt dat hoe ouder je bent, hoe minder resterende levensjaren en dus hoe meer je op de korte termijn zal gaan nadenken. Daardoor zouden mensen minder waarde hechten aan lange termijn voordelen die kosten meebrengen op korte termijn, zoals typisch het geval is bij een klimaatbeleid. Een andere verklaring dat naar voren werd geschoven was de altruïsme theorie. Deze theorie stelt dat hogere scores op steun voor het klimaatbeleid voortvloeien uit de attitude dat mensen op oudere leeftijd meer willen zorgen voor de toekomstige generaties en ook voor de wereld die ze achterlaten. Hier werd echter geen bewijs voor gevonden. In andere studies werd er wel evidentie voor de altruïsme theorie gevonden (Fried et al., 2004; Moody, 2009). De bevindingen van Albalade et al. (2023) zijn congruent met studies die volgende attitudes terugvinden bij de oudere leeftijdsgroepen: lagere niveaus van klimaatbezorgdheid, minder neiging om publieke middelen in te zetten voor het verhelpen van milieuproblemen en ook lagere niveaus van steun voor het klimaatbeleid (Andor et al., 2018; Hao, Liu & Michaels, 2020; Ziegler, 2017).

Deze negatieve relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid werd ook bestudeerd door te kijken naar individuele preferenties van de inzet van publieke middelen. Hier concludeerden Andor et al. (2018) met hun onderzoek bij 12.000 Duitse huishoudens dat ouderen minder klimaatbezorgdheid vertoonden, minder geneigd waren publieke middelen in te zetten voor milieugerichte doeleinden en ook minder steun vertoonden voor het klimaatbeleid. Dit zou komen doordat de kans om sceptisch te zijn over het bestaan van klimaatverandering toeneemt met leeftijd. Ook toonde dit onderzoek aan dat ouderen minder vaak geloofden dat klimaatverandering het gevolg is van menselijke activiteit waardoor ze minder geneigd waren te geloven dat politieke maatregelen een oplossing kunnen bieden en dus minder steun vertoonden voor het klimaatbeleid.

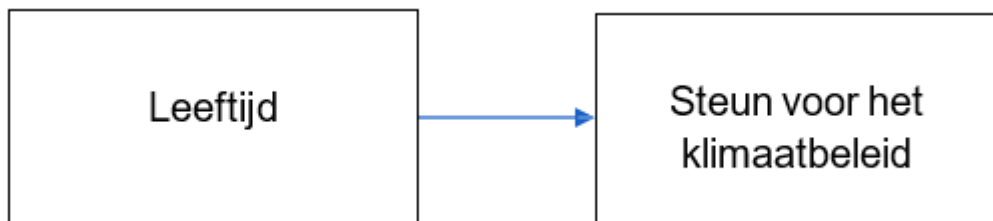
Er is ook een crossnationaal onderzoek dat onderzoek deed naar deze relatie tussen leeftijd en individuele preferentie van de inzet van publieke middelen. Een eerste crossnationaal onderzoek (Sørensen, 2013) beschouwde vier meetmomenten tussen 1985 en 2006 en concludeerde dat in de 22 bestudeerde landen ouderen (ten opzichte van jongeren) meer publieke middelen willen inzetten voor de gezondheidszorg en de pensioenen maar minder voor onderwijs en scholing. Hierbij waren zowel leeftijdseffecten als cohorteffecten een verklaring. Ook waren er significante verschillen tussen landen. Een kritiek op deze studie kwam van De Mello, Schotte, Tiongson & Winkler (2017) die pleitten voor een meer realistisch scenario waarbij individuen geconfronteerd worden met trade-offs, zodat het verhogen van de overheidsuitgaven voor een maatregel ten koste gaat van een alternatieve maatregel. Ook

namen ze meer domeinen mee in de analyse waarvoor je een preferentie kan hebben, zoals milieu. Zij vonden gelijkaardige resultaten als in het onderzoek van Sørensen (2013). Daarnaast vonden ze dat het milieu niet hoger op de agenda stond bij ouderen in vergelijking met jongeren.

Deze veranderende voorkeuren voor publieke uitgaven op basis van leeftijdsafhankelijke noden doorheen de levensloop zijn relevant om te monitoren in het kader van de globale vergrijzing waarbij voorspellingen aantonen dat er in 2070 voor elke 67-plusser 2,4 personen tussen de 18 en de 66 jaar zullen zijn in vergelijking met de situatie in 2023 waarbij er 3,6 personen tussen de 18 en 66 jaar waren voor elke 67-plusser (Vandresse, Nevejan, Fasquelle & Duyck, 2024). Deze attitude bij de oudere leeftijdsgroepen is opvallend aangezien zij minder steun vertonen voor het klimaatbeleid maar tegelijkertijd het meest kwetsbaar zijn voor de gevolgen van klimaatverandering, waaronder verhoogde temperaturen en hittegolven (Harper, 2019).

Gebaseerd op de bovenstaande wetenschappelijke literatuur kan geconcludeerd worden dat steun voor het klimaatbeleid afneemt naarmate mensen ouder worden. Daarom wordt de volgende hypothese bij de eerste onderzoeksvraag gesteld als volgt:

H1: Leeftijd heeft een negatief effect op de steun voor het klimaatbeleid. Met andere woorden, er zal minder steun voor het klimaatbeleid vertoond worden naarmate mensen ouder worden.



Het effect van klimaatbezorgdheid op steun voor het klimaatbeleid

In de wetenschappelijke literatuur is er aanzienlijk meer onderzoek gedaan naar de predictoren en het effect van klimaatbezorgdheid in vergelijking met steun voor het klimaatbeleid. Omdat in dit onderzoek beide variabelen ten opzichte van elkaar worden beschouwd, is het van belang om deze concepten eerst conceptueel te onderscheiden van elkaar.

Allereerst is het belangrijk om te vermelden dat er in de wetenschappelijke literatuur geen eenduidige definities bestaan voor deze concepten en er een grote verscheidenheid is in de manier waarop ze gemeten worden. In dit onderzoek werd de conceptualisatie van Cruz en

Manata (2020) gebruikt. Zij pleitten voor een hiërarchische kijk naar attitudes. Ze gebruikten hierbij de definitie van een attitude als “the intensity of positive and negative affect toward concepts, persons, ideas, and other ‘objects’ in general” (2020, p.2). Hierbij verwezen Cruz en Manata (2020) dat een attitude verbonden is, maar verschillend is van een overtuiging, een intentie of het stellen van bepaald gedrag. Daarbij is een attitude het antecedent van de overtuiging, de intentie of het gedrag. In de wetenschappelijke literatuur worden omgevingsattitudes vaker bestudeerd dan klimaatbezorgdheid of steun voor het klimaatbeleid. Cruz en Manata (2020) definieerden omgevingsattitude als 'the intensity of positive or negative affect about a particular environmental topic' (2020, p.2). Deze definitie geeft aan dat omgevingsattitudes hiërarchisch onderverdeeld kunnen worden op basis van het onderwerp milieu. Op basis van deze redenering werd het onderscheid tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid gemaakt, waarbij de eerste gaat over de cognitieve en affectieve evaluatie van de toestand van het klimaat in het algemeen en de laatste een cognitieve en affectieve evaluatie is van de politieke maatregelen in de strijd tegen klimaatverandering.

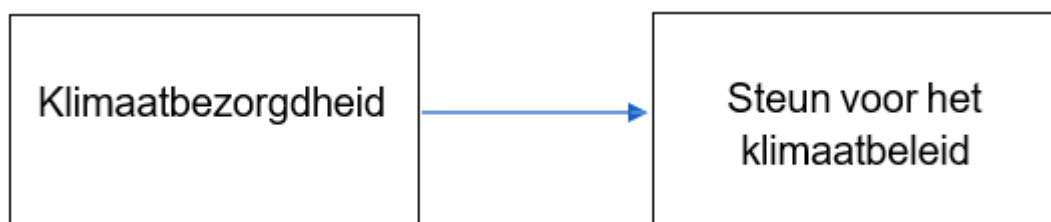
Klimaatbezorgdheid blijkt volgens de wetenschappelijke literatuur een zeer robuuste predictor te zijn voor steun voor het klimaatbeleid. Smith en Mayer (2018) hebben in een crossnationaal onderzoek, dat 35 landen omvatte, aangetoond dat individuen die geloven dat hun land aanzienlijk zal worden benadeeld door klimaatverandering, een grotere steun betuigen aan beleidsmaatregelen ter bevordering van klimaatverbetering dan degenen die deze bezorgdheid niet delen.

In een ander onderzoek (Arikan & Günay, 2021) kwamen ze tot gelijkaardige conclusies, waarin ze een onderscheid maakten door het gevoel van dreiging op te delen in twee niveaus. Enerzijds is er het individuele niveau, waarin gevoelens van dreiging op het eigen leven en dat van de omgeving centraal staan. Anderzijds is er het planetaire niveau, waar gevoelens van dreiging voor de hele planeet als gevolg van klimaatverandering gereflecteerd worden. Ze vonden hierbij dat de dreiging op het individuele niveau het grootste effect heeft op klimaatbezorgdheid en dat beide variabelen een positief effect vertoonden op klimaatbezorgdheid. Vanuit deze redenering verwachten ze dat het effect van dreiging op klimaatbezorgdheid relatief beperkt zou blijven als mensen blijven denken dat klimaatverandering geen bedreiging vormt voor hun eigen omgeving. Dit kan implicaties hebben voor de communicatie van klimaatverandering en welk discours daar wordt aangenomen.

Het crossnationaal onderzoek van Bouman et al. (2020) toonde op basis van data uit de European Social Survey ook het positieve verband aan tussen klimaatbezorgdheid en steun voor

het klimaatbeleid. Hierbij vonden ze zowel directe effecten als indirecte effecten van klimaatbezorgdheid. De directe effecten van klimaatbezorgdheid werden ook aangetoond in het crossnationaal onderzoek van Hagen, Middel en Pijawka (2016), waarbij zij klimaatbezorgdheid als sterkste predictor voor steun voor het klimaatbeleid identificeerden. Het indirecte effect van klimaatbezorgdheid verloopt volgens Bouman et al. (2020) via het gevoel van persoonlijke verantwoordelijkheid om klimaatverandering tegen te gaan. Dit betekent dat mensen die zich verantwoordelijk voelen voor het milieu, vaak ook meer geneigd zijn om beleid te ondersteunen dat gericht is op het bestrijden van klimaatverandering.

Er kan worden geconcludeerd dat er een brede consensus bestaat in de wetenschappelijke literatuur dat een hogere mate van klimaatbezorgdheid ook een hogere mate van steun voor het klimaatbeleid impliceert. Echter, er werden nog geen causale verbanden aangetoond die definitief bewijzen dat klimaatbezorgdheid daadwerkelijk leidt tot grotere steun voor het klimaatbeleid. Ook in dit onderzoek wordt er een sterke samenhang tussen beide factoren verwacht. Aangezien een longitudinaal design het beste onderzoeksdesign is om causale relaties te onderzoeken, wordt in dit onderzoek de causaliteit tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid niet onderzocht. Echter, wordt in dit onderzoek wel onderzocht of klimaatbezorgdheid optreedt als mediator in het verband tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Als dit het geval zou zijn, zouden er argumenten kunnen worden gemaakt over de causaliteit, wat zou bijdragen aan een dieper begrip van hoe leeftijd, klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid met elkaar samenhangen en elkaar beïnvloeden.



Het effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid

De vraag of de leeftijd van een persoon voorspellend is voor de mate van klimaatbezorgdheid heeft veel wetenschappelijke aandacht gekregen, maar er bestaat nog geen consensus over de richting van het verband. Verschillende studies hebben uiteenlopende resultaten opgeleverd wat suggereert dat het effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid complex en contextafhankelijk kan zijn.

Zo heeft een onderzoek van Liu, Vedlitz en Shi (2014), getracht te achterhalen of de sociale determinanten die eerder in het onderzoek van Jones en Dunlap (1992) werden geïdentificeerd, nog steeds van toepassing waren bij het verklaren van klimaatbezorgdheid. Hun bevindingen, gebaseerd op Amerikaanse nationale peilingen uit de jaren 2004, 2007 en 2013, toonden aan dat ouderen meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen dan jongeren. Dit was volgens Liu et al. (2014) mogelijk te verklaren door het toenemende belang van extrinsieke waarden bij jongeren en de toenemende trend dat jongeren meer tijd binnenshuis spenderen. Beide factoren zouden volgens de auteurs kunnen leiden tot een disconnectie van de natuur en een verminderde mate van bezorgdheid.

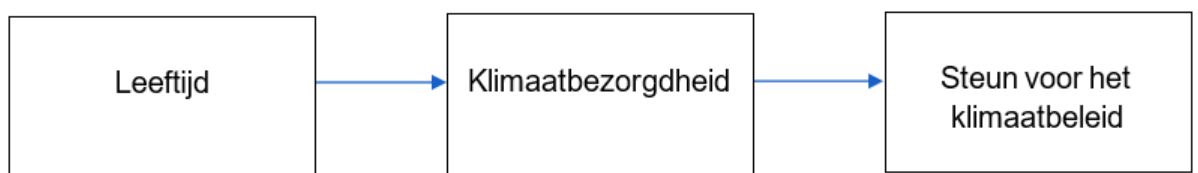
Een ander onderzoek dat een positief verband tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid heeft aangetoond, is dat van Shen en Saijo (2008). Zij ondervroegen 1200 participanten in Shanghai en identificeerden twee mogelijke verklaringen voor het positieve verband. Enerzijds wezen ze op een cohorteffect waarbij oudere mensen meer bezorgd zijn om problemen in hun leefomgeving aangezien ze al ernstige problemen hebben gekend rond luchtvervuiling gedurende de jaren 1980 en 1990. Anderzijds zouden Chinese ouders traditioneel meer om hun kinderen geven dan om zichzelf, een gevoel dat mogelijk versterkt werd door de invoering van de eenkindpolitiek in 1979.

Daarentegen zijn er ook veel studies die een omgekeerde relatie vinden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid. Vele van deze studies dateren uit de jaren 1980 en 1990 en toonden aan dat jongere mensen meer bezorgd zijn over omgevingsproblemen dan oudere mensen. In een van deze studies bleek leeftijd zelf de meest robuuste predictor te zijn van klimaatbezorgdheid onder alle socio-demografische en socio-politieke factoren (Jones & Dunlap, 1992). Van Liere en Dunlap (1980) hadden al eerder hetzelfde verband gevonden en stelden de leeftijdshypothese voor als verklaring. De hypothese argumenteerde dat jongeren minder ingeburgerd zijn in de bestaande sociale en economische orde waardoor ze deze minder als onveranderbaar zien, terwijl ouderen milieuplossingen meer als bedreigend beschouwen voor de dominante sociale orde. Een andere mogelijke verklaring kon zijn dat jongeren door een stijging in onderwijs over milieuproblemen meer bezorgd zijn (Howell & Laska, 1992). Meer recente studies (Egan & Mullin, 2017; McCright, Marquart-Pyatt, Shwom, Brechin & Allen, 2016) vonden gelijkaardige resultaten die de leeftijdshypothese (Van liere & Dunlap, 1980) ondersteunen. In het onderzoek van Dalton (2006) werd de verklaring voor dit negatieve verband toegeschreven aan de notie dat jongeren meer bezorgd zouden zijn om nieuwe politieke problemen, waaronder ook die van de omgeving.

Daarnaast zijn er ook studies die geen statistisch significante relatie hebben gevonden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid (Gray et al., 2019). In een andere crossnationale onderzoeken werden er dan weer curvilineaire effecten gevonden, waarbij de grootste mate van klimaatbezorgdheid voorkomt tussen de leeftijd van 30 jaar en 60 jaar (Kafková, 2019; Kvaløy, Finseraas & Listhaug, 2012). Tijdens deze periode in het leven is het hebben van kinderen veelvoorkomend. Volgens Zoch en Kapelle (2023) heeft dit een genuanceerde impact op de klimaatbezorgdheid van mensen. Zo vonden de auteurs in hun longitudinaal onderzoek dat de klimaatbezorgdheid van de ouders een lichte stijging kent kort na de geboorte van een kind, wat de verhoogde verantwoordelijkheid van de ouder voor het welzijn van het kind reflecteert. Dit effect nam echter weer af en kon zelfs omkeren, waarbij ouders na de geboorte van een kind een lagere klimaatbezorgdheid kenden dan voor de geboorte. Het onderwijsniveau van de ouders had hierbij een modererend effect, waarbij ouders met een hoger onderwijsniveau vaker een hogere klimaatbezorgdheid ervaarden.

Op basis van de wetenschappelijke literatuur kunnen de volgende conclusies worden getrokken: (1) er is een negatief verband tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid, (2) er is een positief verband tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid, en (3) er bestaat geen consensus over het effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid. Op basis van deze bevindingen werd de volgende hypothese geformuleerd:

H2: Klimaatbezorgdheid treedt op als mediator in het verband tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid.



Als blijkt dat klimaatbezorgdheid niet optreedt als mediator in het verband tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid, zal verder onderzoek worden verricht naar mogelijke interacties tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid in de verklaring van steun voor het klimaatbeleid. Daarbij zal ook worden onderzocht welke variabelen een statistisch significant effect hebben op klimaatbezorgdheid en of er eventuele interacties optreden tussen de predictoren van klimaatbezorgdheid.

Evolutie van klimaatbezorgdheid doorheen de tijd

De sterke samenhang tussen klimaatbezorgdheid en steun voor klimaatbeleid suggereert dat een stijging in klimaatbezorgdheid waarschijnlijk gepaard gaat met een stijging in steun voor het klimaatbeleid. Dit verband, evenals het effect van leeftijd op steun voor klimaatbeleid, wordt onderzocht in dit onderzoek. Wanneer we de wetenschappelijke literatuur bekijken, zien we dat voor de eeuwwisseling de focus lag op het creëren van meer bewustzijn rond het klimaatprobleem. Zo was er in 1938 weinig te merken van globale aandacht voor het klimaat toen werd ontdekt dat de gemiddelde temperatuur op aarde met 0.3 graden Celsius was gestegen gedurende de laatste 50 jaar. Ook de eerste aanwijzingen dat de niveaus van koolstofdioxide op aarde stegen als gevolg van de verbranding van fossiele brandstoffen leidden niet tot een toename van de wereldwijde aandacht voor klimaatverandering. Ook kreeg de eerste voorspelling in 1968, dat de ijskappen zullen smelten dankzij de opwarming van de aarde, maar weinig aandacht. Het publieke bewustzijn over klimaatproblemen begon pas echt te groeien na de eerste editie van 'Earth Day' in Amerika, die sinds 1990 een globaal evenement is geworden.

Vervolgens kwam de kwetsbaarheid van het milieu voor het eerst hoog op de politieke agenda te staan in 1987 met het Montreal Protocol, dat gericht was om het gebruik van chloorfluorkoolwaterstoffen te reduceren om het gat in de ozonlaag, dat ontdekt werd in 1985, te dichten. In 1988 werd door de Verenigde Naties (VN) en de Wereld Meteorologische Organisatie (WMO) het Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) opgericht, met als doel beleidsmakers te informeren door wetenschappelijke informatie over klimaatverandering te verstrekken (UK Research and Innovation, n.d.). Sindsdien zijn er nog vele klimaatconferenties georganiseerd, elk met hun eigen focus. De derde klimaatconferentie in Japan, die resulteerde in het Kyoto Protocol, had een grote impact omdat dit het eerste internationale verdrag was dat juridisch bindende doelstellingen vastlegde om de uitstoot van broeikasgassen terug te dringen. Een andere belangrijke klimaatconferentie, waar veel naar wordt verwezen in de literatuur, was die van 2015 in Parijs. Ook daar werden juridisch bindende doelstellingen geformuleerd voor alle 194 deelnemende landen om de uitstoot van broeikasgassen te verminderen om zo de temperatuurstijging onder de 2 graden Celsius te houden en te streven om deze te beperken tot 1,5 graden Celsius.

Als we kijken naar de evolutie in klimaatbezorgdheid in Europa dan zien we sterke verschillen tussen landen. Om al een beeld te krijgen van de evolutie in klimaatbezorgdheid in België kijken we naar de trends gevonden in de Eurobarometerenquêtes tussen 2014, 2017 en 2021 (European Commission, 2014, 2017, 2021). Dit onderzoek zal ongeveer dezelfde tijdstippen bestuderen (2013 i.p.v 2014) maar aan de hand van andere databestanden. In de bevindingen van de Eurobarometer zien we dat in 2014 maar 56% van de Belgen aangaven

klimaatverandering als een ernstig probleem te zien. Dit cijfer steeg naar 70% in 2017 en verder naar 82% in 2021. Bovendien gaven 24% van de Belgen in 2014 aan dat ze klimaatverandering als het meest ernstige globale probleem ervaren. Dit aandeel daalde in 2017 naar 17% maar steeg terug naar 25% in 2021.

De veranderingen in de mate van klimaatbezorgdheid tussen 2013 en 2021 kunnen door veel verschillende factoren worden verklaard. Zowel maatschappelijke veranderingen als factoren op individueel niveau kunnen een invloed hebben op deze evolutie. Maatschappelijke veranderingen omvatten bijvoorbeeld veranderingen in het politieke landschap of de economische situatie van een land. Ook in België zien we dergelijke veranderingen optreden. De laatste tien jaar is er een opkomst van rechtse en extreemrechtse partijen in België (*Resultaat verkiezingen Kamer van Volksvertegenwoordigers 26 mei 2019, z.d.*). Ook dit kan een invloed hebben op de klimaatbezorgdheid in België. Zo blijkt dat klimaatbezorgdheid en zelf steun voor klimaatbeleid afhangen van politieke ideologie waarbij aanhangers van rechtse ideologieën minder bezorgdheid en minder steun zouden vertonen ten opzichte van linkse ideologieën (McCright, Dunlap & Marquart-Pyatt, 2016; Van der Linden, 2017).

Hierbij sluit aan dat ook de mate van politiek vertrouwen in een samenleving samenhangt met de mate van publieke steun voor klimaatmaatregelen (Fairbrother, Sevä & Kulin, 2019). Het is mogelijk dat dit effect ook in België van toepassing is. Dit komt doordat er in België relatief weinig vertrouwen is in de politiek in vergelijking met andere instellingen zoals onderwijs en politie (Statistiek Vlaanderen, 2024). Een crossnationaal onderzoek (Smith & Mayer, 2018) heeft zowel op individueel als nationaal niveau effecten van politiek vertrouwen op publieke steun aangetoond. Er is zelfs evidentie gevonden dat landen met een hoge mate van politiek vertrouwen minder emissies uitstoten (Tjernström & Tietenberg, 2008). Dit wijst op het idee dat een effectief klimaatbeleid afhankelijk is van publieke steun.

Verder is er aangetoond dat mensen die meer blootgesteld werden aan de gevolgen van klimaatverandering, meer klimaatbezorgdheid zouden ontwikkelen (Weber, 2011). Ook in België zijn de gevolgen van klimaatverandering voelbaar. Door de steeds extremere weersomstandigheden (Koninklijk Meteorologisch Instituut, 2020) kunnen ook bij de Belgische bevolking veranderingen in attitudes ten opzichte van het klimaatbeleid mogelijk zijn. Om de conclusie van Weber (2011) te nuanceren wordt hier verwezen naar het onderzoek van Konisky, Hughes & Kaylor (2016) waarbij aangetoond werd dat de effecten van klimaatverandering op klimaatbezorgdheid enkel maar temporeel voor een piek zorgden en dus geen langdurige effecten kenden.

Een andere maatschappelijke factor die een invloed zou kunnen hebben op de mate van klimaatbezorgdheid in de periode tussen 2013 en 2021 is de COVID 19 pandemie. Mohammed en Pugacheva (in press) geven in hun crossnationaal onderzoek aan dat de COVID-19 crisis geen invloed zou hebben gehad op steun voor het klimaatbeleid. Dit zou echter enkel het geval zijn voor mensen die geen financiële problemen hebben ervaren ten gevolge van de crisis. Drews, Savin, Van Den Bergh en Villamayor-Tomás (2022) gaven ook aan dat er in Spanje een daling in klimaatbezorgdheid is geweest ten gevolge van de COVID-19 crisis. Daarbij werd ook aangetoond dat mensen met een hogere bezorgdheid voor COVID-19 ook een hogere klimaatbezorgdheid ervaarden ten gevolge van de klimaatverandering. Dit staat in contrast met de *finite-pool-of-worry* hypothese die stelt dat mensen zich maar over een beperkt aantal zaken tegelijkertijd kunnen zorgen maken.

Feldman, Myers, Hmielowski en Leiserowitz (2014) toonden aan dat een verhoogde blootstelling aan informatie over klimaatverandering samenhangt met een toename in steun voor klimaatbeleid. Dit effect geldt echter alleen voor consumenten van niet-conservatieve mediakanalen. Deze kanalen verschillen van conservatieve media die wetenschappelijk inzicht over klimaatverandering in twijfel trekken.

Een aanvullend onderzoek door Sisco, Pianta, Weber en Bosetti (2021) bevestigde de invloed van de globale klimaatmarsen op de verhoogde blootstelling aan informatie over klimaatverandering. Door de klimaatmarsen in 2019 was er door een toegenomen media-aandacht een stijging van de zoekfrequentie naar informatie over klimaatverandering. Dit werd vastgesteld door de frequentie van online zoektermen zoals 'climate change' en 'global warming' te analyseren, vertaald naar de talen van 46 deelnemende landen. De resultaten toonden echter aan dat de toename in zoektermen na 4 tot 7 dagen weer afnam. Er is dus nog discussie over de langdurige effecten van blootstelling aan informatie.

Als we dan ook kijken naar de impact van de klimaatconferenties, toonden Wonneberger, Meijers en Schuck (2020) aan dat klimaatconferenties weinig invloed hadden op de mate van klimaatbezorgdheid en dat ze enkel de al aanwezige attitudes over klimaatverandering versterkten. Volgens hen is het ook effectiever om verschillende groepen met verschillende attitudes te bereiken met op maat gemaakte boodschappen. Hierdoor wordt nogmaals het belang getoond van een socio-demografische analyse over de verhouding van Belgische bevolking ten opzichte van klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid. Dit onderzoek beperkt zich tot leeftijd, onderwijsniveau en geslacht. Met andere woorden wordt in dit onderzoek onderzocht of er verschillen zijn in klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid tussen mensen met verschillende leeftijden, onderwijsniveaus en geslachten.

Deze rubriek had als doel de evolutie van klimaatbezorgdheid doorheen de jaren in kaart te brengen. Dit onderzoek zal uitwijzen of er veranderingen hebben plaatsgevonden in klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid tussen 2013 en 2021. Vervolgonderzoek kan dan uitwijzen welke maatschappelijke veranderingen hebben bijgedragen aan deze attitudeveranderingen. Aangezien er geen verwachtingen zijn dat de mate van klimaatbezorgdheid in België zou afnemen, kan de volgende hypothese gesteld worden:

H3: Als gevolg van een toenemende mate van klimaatbezorgdheid tussen 2013 en 2021, zal de steun voor het klimaatbeleid evenredig toenemen. Dit effect geldt ook gecontroleerd voor leeftijdsverschillen.

Socio-demografische factoren

Onderwijsniveau

Een factor die consistente effecten aantoont op klimaatbezorgdheid, is het niveau van onderwijs. Onderzoek heeft herhaaldelijk aangetoond dat hoe hoger het onderwijsniveau van een individu, hoe groter de mate van klimaatbezorgdheid.

Lee, Markowitz, Howe, Ko en Leiserowitz (2015) hebben op basis van gegevens uit de Gallup World poll, verzameld in 2007 en 2008 uit 119 landen, aangetoond dat onderwijs de belangrijkste voorspeller is van bewustzijn rond klimaatverandering. Een andere cruciale factor om bewustzijn over klimaatverandering te voorspellen, is de overtuiging over de oorzaak van klimaatverandering, waarbij mensen die menselijke activiteit als de belangrijkste oorzaak zien meer bewustzijn vertonen over het klimaatprobleem. Deze twee factoren zijn met elkaar gecorreleerd aangezien onderwijs zorgt voor correcte informatie over zowel de oorzaken als de gevolgen van klimaatverandering. Volgens hen reikt onderwijs dus cognitieve hulpmiddelen aan om het klimaatonderzoek te begrijpen en er politiek mee aan de slag te gaan. Ook leren mensen via onderwijs welke voordelen een stabiel klimaat heeft voor de samenleving waardoor ze deze meer gaan appreciëren en er zorg voor gaan dragen.

Wanneer we de relatie tussen onderwijs en klimaatbezorgdheid verder onderzoeken, zien we uitsluitend positieve verbanden. Arıkan en Günay (2021) toonden aan in hun crossnationaal onderzoek in 24 landen dat onderwijs wel degelijk een significante voorspeller was voor klimaatbezorgdheid. Hun verklaring berust op hetzelfde idee als de studie van Lee et al. (2015), namelijk dat onderwijs de cognitieve vaardigheden verhoogt alsook de kennis van de wereld rondom het individu, wat op zijn beurt dan een stijging in klimaatbezorgdheid vertoont. In een ouder crossnationaal onderzoek (Kvaløy et al., 2012), dat gebruik maakte van data van de World Values Survey in 47 landen tussen 2005 en 2009, is er ook een positief verband gevonden tussen onderwijs en bezorgdheid rond klimaatverandering. Deze bevinding

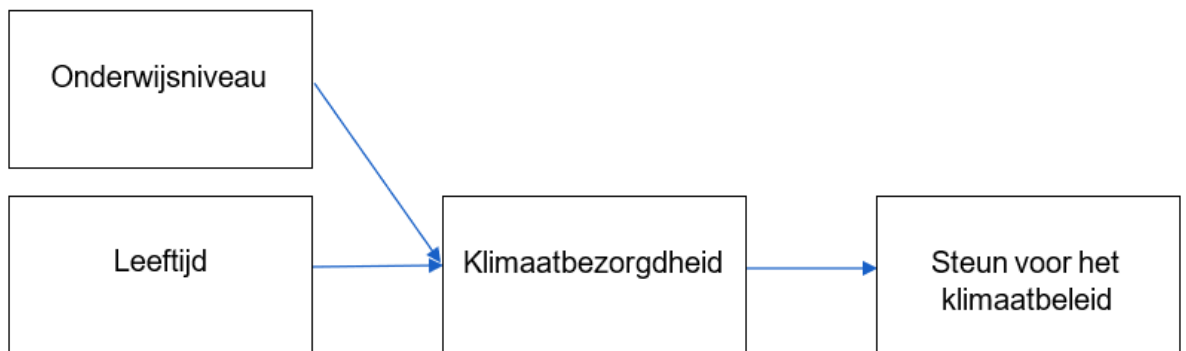
dat mensen met een hoger onderwijsniveau meer klimaatbezorgdheid vertonen werd onder andere nog gevonden in Groot Britannië (Clements, 2012), een crossnationaal onderzoek (Wang, Hao & Liu, 2021) en een studie die enkel keek naar dit verband in geïndustrialiseerde landen (Marquart-Pyatt, 2008).

Op de bevindingen uit deze studies kan er echter wel wat nuance aangebracht worden. In het literatuuronderzoek van Gifford en Nilsson (2014) bevestigden ze allereerst dat hogere niveaus van onderwijs tot hogere niveaus van klimaatbezorgdheid leidden maar ze wezen ook op enkele studies die aantoonde dat studierichtingen gericht op het bedrijfsleven of technologie in vergelijking met andere disciplines minder klimaatbezorgdheid vertonen. Een andere nuancering kwam uit een onderzoek vanuit de staat Washington in de Verenigde Staten (Richardson, Milton & Harisson, 2020) waar ze ook hetzelfde positieve verband hebben teruggevonden maar waar ze een onderscheid hadden gemaakt tussen bezorgdheid om lokale milieuproblemen en bezorgdheid om globale milieuproblemen. Uit het onderzoek bleek dat mensen met geen of enkel maar een middelbaar diploma meer belang hechtten aan lokale milieuproblemen. Dezelfde groep dacht ook dat mensen geen grote invloed konden hebben op natuurlijke bronnen alsook dat technologie en menselijke activiteiten de natuur wel onder controle zouden krijgen.

Ook in China, dat bovenaan de lijst van meest vervuilende landen staat, werden er robuuste effecten gevonden van onderwijsniveau op klimaatbezorgdheid. Dit was de conclusie van een nationaal onderzoek dat interviews afnam bij 5000 Chinese respondenten waarbij Xiao, Dunlap en Hong (2013) wilden achterhalen of er net zoals in Noord-Amerika een coherent systeem van milieu-attitudes en overtuigingen te vinden is bij de Chinese bevolking. Hier werd evidentie voor gevonden alsook voor het robuuste effect van onderwijs in zowel de Chinese als de Noord-Amerikaanse populatie. Olivos, Palomo-Vélez, Olivos-Jara en Liu (2021) gingen zelf nog verder door de causaliteit van dit verband bij de Chinese bevolking aan te tonen.

Op basis van de huidige wetenschappelijke literatuur, waar tot heden geen negatief verband is gevonden van onderwijsniveau op klimaatbezorgdheid, wordt de volgende hypothese gesteld:

H4 (a): Mensen met een hoger onderwijsniveau zullen meer klimaatbezorgdheid vertonen dan mensen met een lager onderwijsniveau. Door de mediërende rol van klimaatbezorgdheid zal een hoger onderwijsniveau dus leiden tot meer steun voor het klimaatbeleid.



Omwille van de mogelijkheid dat klimaatbezorgdheid niet als mediator optreedt in dit verband, zullen ook interactie-effecten tussen de predictoren van steun voor het klimaatbeleid onderzocht worden. Door rekening te houden met de interacties tussen de predictoren zal de nauwkeurigheid van het lineair regressiemodel vergroot worden alsook meer inzicht opleveren in de complexiteit van de relaties. De resultaten hiervan zullen worden weergegeven in de resultatensectie.

Geslacht

Tot slot kijken we naar de rol van geslacht in het bepalen van de perceptie en attitudes ten opzichte van klimaat. Zo onderzochten McCright et al. (2016) in hun literatuuronderzoek naar de meest consistente en sterkste predictoren van milieu attitudes uit een sample van 87 studies die gepubliceerd werden tussen 1998 en 2016, waarvan het merendeel studies waren uit de Verenigde Staten maar ook enkele crossnationale studies uit Europa. Het onderzoek maakte ook een onderscheid tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid (en ook het geloof in klimaatverandering en gedragsintentie om klimaatvriendelijk gedrag te stellen). Uit deze studie bleek dat geslacht een belangrijke predictor was voor klimaatbezorgdheid waarbij vrouwen meer bezorgdheid vertoonden alsook meer klimaatacties steunden. Het effect van geslacht was veel eenduidiger voor klimaatbezorgdheid dan voor steun voor het klimaatbeleid.

De hogere mate van klimaatbezorgdheid bij vrouwen verklaarden Mcright et al. (2016) door de gender- socialisatie theorie die stelt dat de vrouwelijke identiteit zo gesocialiseerd is dat de nadruk wordt gelegd op hechting, empathie en zorg. In tegenstelling tot de vrouwelijke identiteit wordt de mannelijke identiteit zo gesocialiseerd zodat de nadruk komt te liggen op afstandelijkheid, controle en vakkundigheid. Ook is er zeker een interactie mogelijk tussen geslacht en politieke voorkeur via de *anti-reflexivity theory*. Deze theorie stelt dat groepen, organisaties en mensen die zich meer rechts situeren op het politieke spectrum, meer steun zouden vertonen voor het kapitalistisch systeem en zich daarom afzetten tegenover de mogelijke problemen, die ermee verbonden zijn of een gevolg van zijn, zoals

klimaatverandering. Een kritiek die Mcright et al. (2016) in hun literatuuronderzoek naar voor schoven, is dat de meeste studies geslacht als een single item indicator (man of vrouw) meten. Ze pleitten ervoor dat in plaats van geslacht, onderzoek naar het effect van genderidentiteit een accurater beeld zou geven om de variatie in klimaatattitudes te verklaren.

Als we kijken naar een meer recente crossnationale studie (Echavarren, 2023), die gebruik maakte van de World Value Survey data over 45 landen heen, dan komt dezelfde trend naar boven, namelijk dat vrouwen een hogere klimaatbezorgdheid vertonen dan mannen. Het onderzoek heeft hiervoor vijf theorieën als verklaring worden hier kort toegelicht: de socialisatietheorie, de *Economic Salience Theory*, de *Parenthood Status Theory*, het *Class-Gender-effect* en *Ecofeminism*.

Een eerste theorie is de socialisatietheorie, waar Mcright et al. (2016) ook evidentie voor hebben gevonden, waarbij dus traditionele gendernormen tot meer klimaatbezorgdheid leiden bij vrouwen en minder bij mannen. Echavarren (2023) voegde hieraan toe dat dit vaker het geval zou zijn in maatschappijen met lagere niveaus van gendergelijkheid aangezien in deze maatschappijen meer traditionele gendernormen zouden worden doorgegeven.

Een tweede theorie, genaamd de *Economic Salience Theory* gaat over de keuze van het een job en welke waarden daar aan de basis liggen en eruit voortvloeien. De theorie stelt dat mannen in meer economisch, rationele jobs terechtkomen waarbij marktdenken centraal staat en waarbij economische groei via het exploiteren van natuurlijke bronnen prioriteit krijgt op het welzijn van de natuur.

De *Parenthood Status Theory* gaat over het verschil van attitudes ten opzichte van milieu omwille van de verschillen tijdens het ouderschap tussen mannen en vrouwen. Als vrouw is de typische focus de gezondheid en de veiligheid van de kinderen terwijl als man de typische rol de broodwinner is die de materiële levenscondities in het huishouden moet bewaren. Onderzoekers argumenteren echter nog steeds of deze attitudes het gevolg zijn van een eigen socialisatieproces of het gevolg zijn van de rol van het ouderschap of een combinatie van beide.

De vierde theorie, het *Class-Gender-effect*, stelt dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid vertonen omwille van hun verhoogde kwetsbaarheid voor de gevolgen van ecologische problemen. De theorie rust op de assumptie dat vrouwen in de meeste samenlevingen vaker in posities met minder macht zitten waardoor ze kwetsbaarder zijn voor ecologische gevaren en dus meer pro-milieu attitudes gaan aannemen om zich extra te beschermen tegen deze gevaren. Ook werd aangetoond dat dit minder vaak voorkomt in landen die hoog scoren op gendergelijkheid.

Een vijfde en laatste theorie als verklaring waarom vrouwen meer klimaatbezorgdheid vertonen is die van *Ecofeminism*. Volgens deze theorie heeft de samenleving een hiërarchie die gemaakt en gedomineerd wordt door mannen. Hierdoor wordt ongelijkheid en dualiteit gecreëerd. De eerste en belangrijkste dualiteit is man/vrouw, gevolgd door cultuur/natuur, mens/natuur, ziel/lichaam, logica/emotie, waarbij de eerstgenoemde altijd als superieur ten opzichte van de laatstgenoemde komt te staan. Hierdoor komen zowel de superieure kenmerken met elkaar in associatie. Hetzelfde gebeurt met de inferieure kenmerken, waardoor vrouwen geassocieerd worden met emotie, lichaam maar ook natuur. Zo stelt de theorie onder andere dat, in een patriarchale samenleving, zowel de vrouw als de natuur ten dienste komt te staan van de samenleving. In een samenleving waar waarden omtrent gendergelijkheid prominent meer aanwezig zijn, zullen we volgens deze theorie kleine of geen genderverschillen zien in klimaatbezorgdheid.

Concluderend kunnen we stellen dat de rode draad doorheen deze theorieën is dat de genderverschillen op vlak van klimaatbezorgdheid kleiner zijn in samenlevingen met een grotere gendergelijkheid en minder traditionele genderrollen.

De verschillen in klimaatbezorgdheid tussen mannen en vrouwen zijn ook gerelateerd aan de verschillen in politieke voorkeur. Het crossnationaal onderzoek (Shorrocks, 2018), waar België ook aan deelnam, maakte zowel gebruik van data uit de World Values Survey als de European Values survey waardoor ze een uitgebreide dataset bekwamen die spant van 1989 tot 2014. Ze kwamen tot de bevinding dat vrouwen vroeger meer politiek ideologisch rechts georiënteerd waren dan mannen maar sinds de eeuwwisseling de omgekeerde trend plaatsvindt. De verklaring hiervoor was de toenemende modernisering en secularisatie en de invloed hiervan op het waardenpatroon. Een belangrijke nuance hierbij was dat enkel jongere vrouwen loskwamen van religieuze waarden om hun politieke voorkeur te bepalen. Bij oudere vrouwen zagen ze dat ook zij, net zoals jongere vrouwen, hoog scoorden op waarden zoals gelijkheid en eerlijke distributie van middelen, waarden die typisch geassocieerd zijn met linkse politieke partijen, maar omwille van het feit dat zij meer waarde zouden hechten aan religiositeit, had dit weinig tot geen invloed op hun politieke voorkeur.

Van Ditmars (2023) bouwde hierop verder door onderzoek te doen naar de verschillen in politieke voorkeur tussen jongens en meisjes als gevolg van de politieke socialisatie door hun ouders, een van de belangrijkste invloeden op identificatie met een politieke voorkeur voor jongeren. Ze vond dat dochters, ongeacht de politieke ideologie van de ouders, meer linkse standpunten innamen dan zonen, alsook minder rechtse standpunten in te nemen in vergelijking met zonen. Ook werden dochters meer dan zonen meer beïnvloed door factoren buitenshuis.

Een verhoogde maatschappelijke aandacht voor gendergelijkheid, geassocieerd met linkse standpunten, kan hiervoor een verklaring zijn.

Het onderzoek van Fisher, Kenny, Poortinga, Böhm en Steg (2022) ging dan weer na hoe politieke ideologieën samenhangen met klimaatattitudes en klimaatbezorgdheid. Het onderzoek vond dat linkse individuen, in tegenstelling tot rechtse individuen, eerder klimaatbewust zijn en in klimaatverandering geloofden en zich er zorgen om maakten. Deze correlatie tussen links-rechts zelfpositionering en klimaatattitudes was vooral uitgesproken in West-Europa, waar linkse individuen een hogere mate van bezorgdheid vertoonden over klimaatverandering in vergelijking met hun rechtse tegenhangers. Als we de conclusies uit deze drie onderzoeken (Fisher et al., 2022; Shorrocks, 2018; Van Ditmars, 2023) integreren, kan gesteld worden dat vrouwen gemiddeld meer aansluiten bij waarden uit linkse ideologieën en dat linksgeoriënteerde mensen meer bezorgdheid vertonen om klimaatverandering.

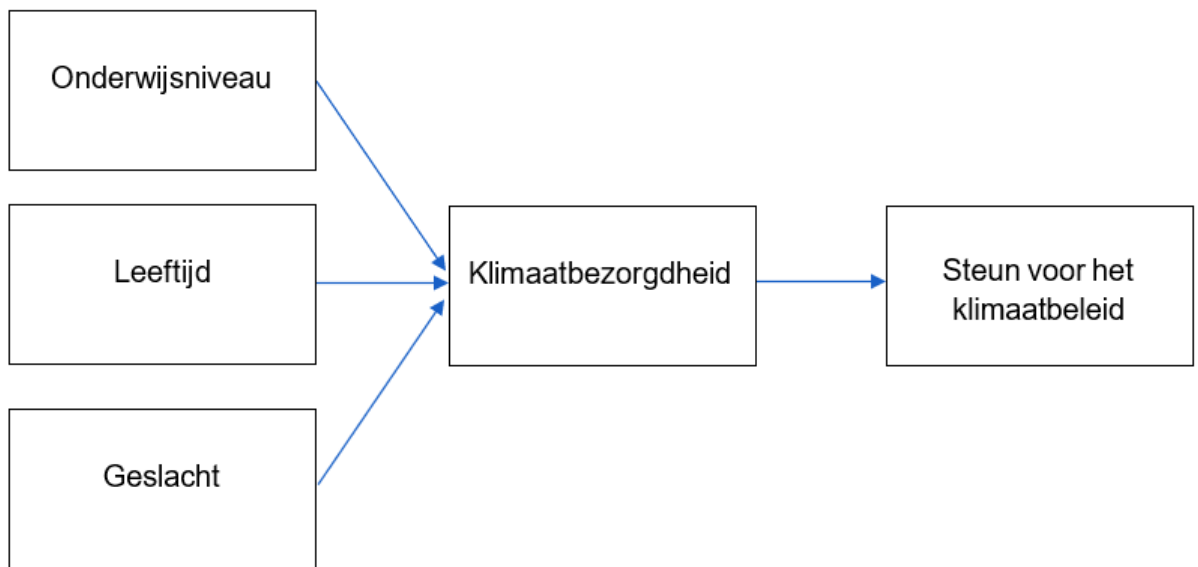
Het is belangrijk om te duiden dat er wel degelijk studies bestaan die aantoonen dat mannen meer bezorgd zijn om het klimaat. Zo kwam een onderzoek bij de populatie van Shanghai tot deze conclusie (Shen & Saijo, 2008). De verklaring hiervoor was enerzijds gebaseerd op genderrollen, waarbij mannen in Shanghai anders gesocialiseerd zouden zijn dan in Westerse landen aangezien zij meer deelnemen aan economische activiteiten en taken in functie van levensonderhoud, zoals opvoeding van kinderen en betrokkenheid bij buurt- en gemeenschapskwesties. Een andere verklaring die naar voren werd geschoven, is dat mannen in Shanghai meer altruïsme vertonen, meer politiek actief zijn en hoger geschoold zijn dan vrouwen.

Het effect van geslacht op steun voor het klimaatbeleid toont dan weer tegenstrijdige resultaten. In het literatuuronderzoek van McCright et al. (2016), dat aantoonde dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid vertoonden dan mannen, was duidelijk dat er minder onderzoek gedaan werd naar steun voor het klimaatbeleid en de relatie met geslacht. Van de 16 onderzoeken die McCright et al. (2016) opnamen zijn er 8 studies die geen statistisch significant verband vonden tussen beide variabelen. De resterende studies vonden zowel dat vrouwen meer steun voor het klimaatbeleid vertonen (Zahran, Brody, Grover & Vedlitz, 2006) als de omgekeerde relatie (O'Connor, Bord & Fisher, 1999). Het onderzoek van Elert en Lundin (2022) heeft sindsdien als enige ook klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid als aparte afhankelijke variabelen onderzocht in dezelfde studie. Zij kwamen tot gelijkaardige conclusies, namelijk dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen maar dat geslacht geen effect meer heeft op steun voor het klimaatbeleid als er gecontroleerd wordt voor algemene

klimaatattitudes. Dat wil zeggen dat mannen en vrouwen met dezelfde algemene klimaatattitudes dezelfde mate van steun voor het klimaatbeleid zouden vertonen.

Op basis van deze uitgebreide wetenschappelijke literatuur kan geconcludeerd worden dat er meer bewijs is gevonden voor de stelling dat vrouwen een hogere mate van klimaatbewustzijn en klimaatbezorgdheid vertonen. Daarom stelt de laatste hypothese:

H4 (b): Vrouwen zullen meer klimaatbezorgdheid vertonen dan mannen. Door de mediërende rol van klimaatbezorgdheid zullen vrouwen dus ook meer steun voor het klimaatbeleid vertonen.



Omwille van de mogelijkheid dat klimaatbezorgdheid niet als mediator optreedt in dit verband, zullen ook interactie-effecten tussen de predictoren van steun voor het klimaatbeleid onderzocht worden. Door rekening te houden met de interacties tussen de predictoren zal de nauwkeurigheid van het lineair regressiemodel vergroot worden alsook meer inzicht opleveren in de complexiteit van de relaties. De resultaten hiervan zullen worden weergegeven in de resultatensectie.

Methodologie

Procedure

Deze studie is gebaseerd op kwantitatieve data van publieksenquêtes die elke 4 jaar in België worden afgenomen. De keuze om de data uit de publieksenquêtes te gebruiken voor dit onderzoek is gebaseerd op vier onderbouwde redenen. Allereerst is er nog niet veel diepgaand onderzoek gedaan naar de attitudes ten opzichte van het klimaat in België. Ten tweede is het bijzonder uniek dat in eenzelfde vragenlijst wordt gepeild naar zowel klimaatbezorgdheid als steun voor het klimaatbeleid, wat een unieke analyse oplevert. Tot slot leveren deze publieksenquêtes telkens een voldoende grote steekproef op.

Deze publieksenquêtes werden in opdracht van de federale overheidsdienst Volksgezondheid, Veiligheid van de Voedselketen en Leefmilieu, Dienst Klimaatverandering uitbesteed aan een externe onderzoeksinstantie. In 2013, 2017 en 2021 werd het onderzoek uitbesteed aan het onderzoeksbureau MAS Research. Het doel van de publieksenquêtes is om inzicht te krijgen in de evolutie van 3 aspecten, met name (1) de kennis van de Belgische bevolking over de klimaatproblematiek, (2) de subjectieve interpretatie van de klimaatproblematiek en (3) de persoonlijke attitudes/bereidheid om er zelf iets aan te doen.

Alle onderzoeken werden gerealiseerd aan de hand van gestandaardiseerde enquêtes waarin zowel de formulering als de volgorde van de vragen zorgvuldig vastliggen, met de bedoeling een uniforme manier van bevraging van de respondenten te verkrijgen en vergelijkbare data te verzamelen. Voor alle onderzoeken werd gebruikgemaakt van postaal onderzoek. Dit betekent dat de enquêtes per post werden verstuurd, op papier werden ingevuld en ten slotte werden opgestuurd naar het onderzoeksbureau voor verwerking. Hierbij was er ook de mogelijkheid om de vragenlijst online in te vullen aan de hand van meegedeelde inloggegevens aanwezig in de begeleidende brief. Elk onderzoek gebruikte een visueel aantrekkelijke vragenlijst met een begeleidende brief en een herinneringsbrief om de respons te verhogen en de betrokkenheid te stimuleren. De vragenlijsten die werden gebruikt voor de publieksenquêtes werden voor elke editie toegevoegd aan de appendix (Bijlage A (2013); Bijlage B (2017); Bijlage C (2021)), wat de transparantie van het onderzoek bevordert.

Op woensdag 31 januari 2024 werd er via mail contact opgenomen met de federale overheidsdienst Volksgezondheid, Veiligheid van de Voedselketen en Leefmilieu met een formeel verzoek om de data verzameld in de publieksenquêtes te gebruiken voor dit onderzoek. Twee weken later, op 13 februari 2024, werden de data van de publieksenquêtes van de jaren 2013, 2017 en 2021 ontvangen na goedkeuring. De edities van 2005, 2009 en 2013 zijn niet ontvangen en worden dus niet opgenomen in dit onderzoek. Vervolgens werd de data

geanalyseerd in RStudio versie 2023.06.2 (Build 561), een softwaretool die geschikt is voor statistische analyses.

In de appendix (Bijlage D) is het Data Management Plan (DMP) te vinden dat alle acties omvat die plaatsvinden om ervoor te zorgen dat gegevens veilig, gemakkelijk te vinden, te begrijpen en (her)gebruiken zijn. Het is ook een bewijs van de naleving van de wettelijke en ethische richtlijnen, wat essentieel is voor de integriteit van het onderzoek.

Participanten

Dataverzameling en steekproef. De populatie bestaat uit Belgen die minimaal 16 jaar oud zijn. Voor elke editie werden 6.500 inwoners uitgenodigd om deel te nemen aan de klimaatenquête met als doel om in elk onderzoek minstens 1500 ingevulde enquêtes te behalen. Deze 6.500 inwoners werden willekeurig geselecteerd op basis van adresgegevens. Om ervoor te zorgen dat de steekproef niet scheefgetrokken of ‘gebiased’ was door een ondervertegenwoordiging van bepaalde demografische factoren, werd er gebruikgemaakt van een tweetrapssteekproef. Dit betekent dat er op basis van de responscijfers van de voorgaande klimaat enquêtes een eerste steekproef werd getrokken. Hierbij werd gekeken naar de demografische factoren zoals leeftijd, geslacht en woonplaats om te achterhalen welke profielen de hoogste respons vertoonden in de vorige edities. Als er weinig respons was van een bepaald profiel in de vorige editie, werd extra aandacht besteed aan deze ondervertegenwoordigde profielen. Deze stappen hadden als doel om een zo divers mogelijke steekproef te krijgen. Dit werd in de publieksenquêtes de bruto steekproef genoemd. Naar deze steekproef van 6.500 mogelijke participanten werden de enquêtes opgestuurd. Op basis van de responscijfers werd dan een tweede steekproef getrokken die in het onderzoek de netto steekproef werd genoemd. Deze werd dus bepaald op basis van de respons bij de bruto steekproef zodat de verschillende profielen verhoudingsgewijs overeenkwamen met deze in de populatie, wat de representativiteit van de steekproef waarborgde.

Na de dataverzameling werden de datasets 'gecleaned'. Data cleaning is het proces waarbij zowel missende als foutieve data worden opgespoord en verwijderd of gerepareerd. In deze datasets werden allereerst onvolledige enquêtes verwijderd uit de database. Daarna werd ook gekeken naar de coherentie van de antwoorden en de antwoordpatronen. Als hier bijvoorbeeld sprake was van tegenspraak tussen de antwoorden, werden deze enquêtes ook uit de database verwijderd. De overgebleven enquêtes moesten daarna nog voldoen aan een aantal kwaliteitscriteria vooraleer zij als een geldige enquête zouden worden beschouwd. Enkele voorwaarden waren dat minstens 90% van de batterij van items die normaliter te beantwoorden zijn, ook beantwoord moest worden. Een andere voorwaarde was dat minstens 90% van de

socio-demografische vragen beantwoord moest worden. In totaal werden er in 2013 1510 geldige enquêtes opgenomen in het onderzoek, in 2017 waren dat er 1540 en in 2021 waren dat er 1618.

Voor dit onderzoek werd er nog een extra criteria opgelegd. De items die fungeerden voor de bestudeerde variabelen moesten allemaal ingevuld zijn. Met andere woorden, als er een missing was op minstens één van de bestudeerde items dan werd deze participant uit de steekproef gehaald. Hierdoor daalde het aantal participanten in de steekproeven voor dit onderzoek in vergelijking met het aantal participanten in de publieksenquêtes, wat invloed kan hebben op de statistische power van de analyses. Dit werd gedaan voor alle edities om de kwaliteit van dit onderzoek te optimaliseren.

Profiel van de respondenten

Steekproef van 2013. De steekproef in 2013 bestond uit 1.071 participanten. De verhouding mannen ten opzichte van vrouwen was bijna gelijk verdeeld aangezien er 560 mannen (52.29%) en 511 vrouwen (47.71%) deel uitmaakten van de steekproef. De leeftijd van de respondenten betrof een brede range (minimum = 21 jaar; maximum = 98 jaar) en had een hoge gemiddelde leeftijd ($M = 66.62$; $SD = 14.93$). Tot slot was er de verdeling naargelang het onderwijsniveau, gemeten door het hoogst behaalde diploma van de participant. Hier was een lichte oververtegenwoordiging te zien van participanten met een hoger onderwijsdiploma (53.97%) ten opzichte van participanten met ofwel geen diploma ofwel enkel een lager onderwijs of een secundair onderwijs diploma (samen 46.03%).

Steekproef van 2017. In 2017 waren er 1.003 participanten, minder dan in de steekproef van 2013. In deze steekproef was de verhouding mannen (54.03%) ten opzichte van vrouwen (45.97%) veranderd in vergelijking met de vorige editie van de publieksenquête. Een andere verandering in de steekproef was de sterke daling in gemiddelde leeftijd en een grote verandering in de range van leeftijd ($M = 49.47$; $SD = 16.91$; minimum = 16 jaar; maximum = 76 jaar). Er was echter geen verandering in termen van onderwijsniveau waarbij er net zoals in 2013 meer participanten waren met een hoger onderwijsdiploma (53.44%) dan mensen zonder een diploma, met een lager onderwijs diploma of een secundair onderwijs diploma (samen 46.56%).

Steekproef van 2021. De grootte van de steekproef voor 2021 was ten opzichte van de vorige editie (2017) licht gestegen van 1.003 participanten naar 1.068 participanten. In deze editie werd voor de vraag naar geslacht een derde antwoordmogelijkheid (nl. 'X') geïntroduceerd. 6 participanten hadden dit als antwoord gekozen. Aangezien dit maar een kleine groep was, werd de keuze gemaakt om deze uit deze analyse te laten om de standaardisering

van de antwoordmogelijkheden te behouden. De verhouding mannen (57.02%) ten opzichte van vrouwen (42.98%) was nogmaals veranderd in vergelijking met de steekproef in 2013 en 2017. Ook hier was er weer een oververtegenwoordiging van mannen. Daarnaast was er ook weer een daling van de gemiddelde leeftijd ($M = 47.13$; $SD = 15.67$) en een andere range van leeftijd (minimum = 18 jaar; maximum = 82 jaar). Op vlak van onderwijsniveau was de oververtegenwoordiging van participanten met een hoger onderwijsdiploma (72.28%) weer gestegen ten opzichte van mensen met ofwel geen diploma, een lager onderwijs diploma ofwel een secundair onderwijs diploma (samen 27,72%).

Meetinstrumenten

Leeftijd. Leeftijd werd als een variabele van intervalniveau gemeten. Deze variabele werd gemeten door het geboortjaar van de participanten te bevragen.

Klimaatbezorgdheid. Klimaatbezorgdheid werd gemeten aan de hand van 1 item. Dit item was een onderdeel van de volgende vraag rond bezorgdheid over milieuproblematieken: 'En als we nu specifiek naar de milieuproblematiek kijken, kan u voor elk van volgende zaken aanduiden in welke mate u er bezorgd om bent?'. Hier werd dus gepeild naar de bezorgdheid om klimaatverandering. De antwoorden werden gemeten op een Likertschaal gaande van (1) 'Heel bezorgd' tot (5) 'Helemaal niet bezorgd'.

Steun voor klimaatbeleid. De afhankelijke variabele van dit onderzoek bestond uit meerdere gestandaardiseerde items. De hoeveelheid items varieerde echter wel volgens de editie van publieksenquêtes. De vraag 'In welke mate bent u akkoord met de volgende uitspraken over het klimaatbeleid in België?' werd in alle edities gevolgd door deze drie uitspraken:

1. De rol van de federale overheid in het coördineren van het Belgische klimaatbeleid moet worden versterkt.
2. De verschillende overheden (lokaal, regionaal, federaal) moeten meer samenwerken op het vlak van het Belgische klimaatbeleid.
3. Er moet een wet komen die de doelstellingen, het kader en de instrumenten voor het Belgische klimaatbeleid vastlegt.

In 2017 werd daar een uitspraak aan toegevoegd:

4. De organisatie van het Belgisch klimaatbeleid moet herzien worden.

In 2021 werd daar dan nog de volgende drie uitspraken aan toegevoegd:

5. Een 'Raad van wijzen' die samengesteld is uit onafhankelijke experts moet de overheid adviseren.

6. De overheden moeten voor het uitwerken van hun klimaatbeleid meer de mening vragen van burgers en organisaties.
7. De bescherming van het klimaat moet in de grondwet opgenomen worden.

Voor elk van deze uitspraken konden de participanten antwoorden op een Likertschaal gaande van (1) 'Helemaal niet akkoord' tot (5) 'Helemaal akkoord'. Elke participant had ook de optie om voor 'Geen idee' te kiezen en zo niet te moeten aangeven of ze al dan niet akkoord gaan met een uitspraak.

Deze zeven uitspraken over het Belgische klimaatbeleid gingen niet over specifieke maatregelen die het Belgische klimaatbeleid in de periode van de publieksenquêtes typeerden. Dit omwille van het feit dat het klimaatbeleid veranderd kon zijn tussen de meetmomenten waardoor de evolutie van specifieke attitudes tegenover het klimaatbeleid moeilijker valt te interpreteren. Daarom werd hier gepeild naar uitspraken die steeds dezelfde kunnen blijven aangezien ze algemener bevraagd worden. Hierdoor werden ze makkelijker te vergelijken en te interpreteren.

Controlevariabelen. In dit onderzoek werd er gecontroleerd voor de variabelen onderwijsniveau en geslacht aangezien beiden sterk samenhangen met klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid, aangetoond in crossnationaal onderzoek (Arikan & Günay, 2021; Echavarren, 2023; Kvaløy et al., 2012; McCright et al., 2016; Shorrocks, 2018; Wang et al., 2021). In de publieksenquête van 2013 werd er een onderscheid gemaakt tussen specifieke onderwijsniveaus, namelijk 'lager onderwijs', 'lager secundair onderwijs', 'hoger secundair beroepsonderwijs', 'hoger secundair algemeen onderwijs', 'hoger onderwijs' en 'universitair onderwijs'. In de publieksenquête van 2017 werd hierin op dezelfde manier gedifferentieerd. Dit werd echter gereduceerd in 2021 tot de antwoordmogelijkheden 'geen, lager of secundair onderwijs' en 'hoger onderwijs'. Deze reductie in niveaus is echter minder informatief en zorgde er ook voor dat er tijdens de analyses enkel een onderscheid werd gemaakt tussen deze twee niveaus. Dit werd gedaan om de gestandaardiseerde vorm van de antwoorden in de vragenlijst te respecteren.

Voor de variabele 'Geslacht' konden de participanten in elke publieksenquête kiezen tussen 'Man' of 'Vrouw' ('X' werd toegevoegd aan de publieksenquête in de editie van 2021).

Resultaten

Gemiddelden, standaarddeviaties en Pearson correlaties voor de edities 2013, 2017 en 2021 zijn respectievelijk te vinden in Tabel 1, Tabel 2 en Tabel 3. Voorafgaand aan de regressieanalyses werden de relevante assumpties van deze statistische analyses grondig getest voor alle edities. De QQ-plots toonden voor alle edities dat de residuen een normaalverdeling volgden. Verder waren alle Variance Inflation Factors (VIF) acceptabel in alle edities, wat de afwezigheid van multicollineariteit aantoont. Ook toonde de Breusch-Pagan test geen significante evidentie voor heteroscedasticiteit voor alle meetmomenten. Tot slot gaf de Durbin-Watson test aan dat er in geen enkele editie sprake was van autocorrelatie, wat betekent dat de residuen onafhankelijk zijn van elkaar.

Correlatiematrix

Voor alle edities werd er een correlatiematrix opgesteld waarin de correlaties tussen de verschillende variabelen te zien zijn. Daarbij staan ook steeds de gemiddelden en de standaarddeviaties van elke variabele onderaan de tabel vermeld. Tot slot werd de Cronbachs alfa berekend om de samenhang tussen de items te meten die bedoeld zijn om de variabele steun voor het klimaatbeleid te meten.

Correlatiematrix 2013

Tabel 1 toont de correlaties tussen de bestudeerde variabelen in 2013. Daar was een positief statistisch significant verband tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid ($r = .12, p < .001$) te zien. Dit verband suggereert dat mensen die ouder zijn meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen. Daarnaast was er ook een positief verband te zien tussen geslacht (Man = 1 en Vrouw = 2) en klimaatbezorgdheid ($r = .14, p < .001$) wat aantoont dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen ten opzichte van mannen. Daarnaast is er ook een sterk positief verband tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid ($r = .30, p < .001$). Dit impliceert dat mensen met meer klimaatbezorgdheid meer steun voor het klimaatbeleid zouden vertonen. Voor de items die fungeerden als de variabele steun voor het klimaatbeleid werd de Cronbachs alfa berekend. De Cronbachs alfa bedroeg 0.81 wat wil zeggen dat er een hoge interne consistentie is tussen de items en dus ook een hoge validiteit van de schaal, wat de betrouwbaarheid van de metingen ondersteunt.

Tabel 1

Beschrijvende statistieken en correlaties van de bestudeerde variabelen (2013)

Variabelen	1	2	3	4	5
1. Leeftijd	—				
2. Geslacht ¹	.22***	—			
3. Onderwijsniveau ²	.18***	.06	—		
4. Klimaatbezorgdheid ³	.12***	0.14***	.01	—	
5. Steun klimaatbeleid ⁴	.01	.05	.00	.30***	(.81)
Gemiddelde	66.62	1.48	1.54	3.94	3.81
SD	14.93	0.50	0.50	0.89	1.01

Opmerkingen. $N = 1071$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. $SD =$ standaarddeviatie. Cronbach's alpha staat tussen haakjes op de diagonaal.

¹Man = 1 en Vrouw = 2. ²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. ³Heel bezorgd - Helemaal niet bezorgd (1-5). ⁴Helemaal niet akkoord - Helemaal akkoord (1-5).

Correlatiematrix 2017

De correlatiematrix van 2017 wordt weergegeven in Tabel 2. Er werd een positief statistisch significant verband tussen geslacht (Man = 1 en Vrouw = 2) en klimaatbezorgdheid ($r = .09$, $p < .01$) teruggevonden. Dit wijst erop dat vrouwen, net zoals in 2013, meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen ten opzichte van mannen. Hier zagen we dat er geen statistisch significant verband meer was tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid in vergelijking met 2013. Een ander verschil met de vorige editie was dat er in 2017 een positief statistisch significant verband werd gevonden tussen onderwijsniveau (Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2) en klimaatbezorgdheid ($r = .07$, $p < .05$). Hetzelfde positieve verband werd ook gevonden tussen onderwijsniveau en steun voor het klimaatbeleid ($r = .07$, $p < .05$). Dit wijst erop dat mensen met een hoger onderwijsdiploma meer bezorgd zouden zijn over klimaatverandering alsook meer steun voor het klimaatbeleid zouden vertonen. Ook hier, net zoals in 2013, werd er een sterk positief verband tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid ($r = .35$, $p < .001$). De Cronbachs alfa bedroeg 0.82 wat wederom wijst op een hoge interne consistentie en een hoge validiteit van de schaal.

Tabel 2

Beschrijvende statistieken en correlaties van de bestudeerde variabelen (2017)

Variabelen	1	2	3	4	5
1. Leeftijd	—				
2. Geslacht ¹	-.23***	—			
3. Onderwijsniveau ²	-.11***	.02	—		
4. Klimaatbezorgdheid ³	-.02	.09**	.07*	—	
5. Steun klimaatbeleid ⁴	.04	.01	.07*	.35***	(.82)
Gemiddelde	49.47	1.46	1.53	4.13	3.87
SD	16.91	0.50	0.50	0.87	0.99

*Opmerkingen. N = 1003. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. SD = standaarddeviatie. Cronbach's alpha staat tussen haakjes op de diagonaal.*

¹Man = 1 en Vrouw = 2. ²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. ³Heel bezorgd - Helemaal niet bezorgd (1-5). ⁴Helemaal niet akkoord - Helemaal akkoord (1-5).

Correlatiematrix 2021

De correlatiematrix van 2021 wordt weergegeven in Tabel 3. Ook hier wezen de correlaties erop dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid vertoonden ($r = .09$, $p < .01$) alsook meer steun vertoonden voor het klimaatbeleid ($r = .08$, $p < .01$) ten opzichte van mannen. In tegenstelling tot 2017 werden er geen statistisch significante correlaties teruggevonden tussen onderwijsniveau en klimaatbezorgdheid ($r = .04$, $p > .05$). Dit was ook het geval voor de correlatie tussen onderwijs en steun voor het klimaatbeleid ($r = .00$, $p > .05$). Wel werd er, net zoals in 2013, een positief statistisch significant verband gevonden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid ($r = .07$, $p < .05$). Ook hier werd weer de Cronbachs alfa berekend. Deze bedroeg 0.82, wat opnieuw aangeeft dat er een hoge interne consistentie is tussen de items die fungeren als steun voor het klimaatbeleid.

Tot slot was waar te nemen dat de gemiddelde score op klimaatbezorgdheid doorheen de jaren toeneemt (2013: $M = 3.94$; 2017: $M = 4.13$; 2021: $M = 4.16$). Bij het testen van hypothese 3 werd achterhaald of dit om een statistisch significante stijging ging of niet.

Tabel 3

Beschrijvende statistieken en correlaties van de bestudeerde variabelen (2021)

Variabelen	1	2	3	4	5
1. Leeftijd	—				
2. Geslacht ¹	-.03	—			
3. Onderwijsniveau ²	-.03	.06*	—		
4. Klimaatbezorgdheid ³	.07*	.09**	.04	—	
5. Steun klimaatbeleid ⁴	.00	.08**	.00	.48***	(.82)
Gemiddelde	47.13	1.43	1.72	4.16	3.82
SD	15.67	0.50	0.45	0.97	0.99

Opmerkingen. $N = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. $SD =$ standaarddeviatie. Cronbach's alpha staat tussen haakjes op de diagonaal.

¹Man = 1 en Vrouw = 2. ²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. ³Heel bezorgd - Helemaal niet bezorgd (1-5). ⁴Helemaal niet akkoord - Helemaal akkoord (1-5).

Resultaten voor hypothese 1

Uit de correlatiematrix (Tabel 1, Tabel 2 en Tabel 3) bleek er geen statistisch significante relatie te zijn tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Dit werd verder onderzocht door middel van een lineair regressiemodel. Hierbij werd het effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid nagegaan terwijl gecontroleerd werd voor geslacht, onderwijsniveau en klimaatbezorgdheid. Dit werd gedaan voor alle edities. De resultaten van dit model zijn te vinden in Tabel 4.

Uit de resultaten van de regressieanalyse (Tabel 4) bleek dat voor geen enkele editie het effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid statistisch significant was. Er waren negatieve effectcoëfficiënten van leeftijd in 2013 ($b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(1066) = -1.09$, $p = 0.28$) en 2021 ($b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(1063) = -1.10$, $p = 0.27$) in tegenstelling tot de positieve effectcoëfficiënt in 2017 ($b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(998) = 1.51$, $p = 0.13$). Desondanks waren alle effecten statistisch niet significant.

Tabel 4

Model voor het effect van leeftijd op steun voor klimaatbeleid, gecontroleerd voor geslacht, onderwijsniveau en klimaatbezorgdheid, per editie.

Parameter	2013				2017				2021			
	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde
Intercept	2.58	0.18	14.49	<2e-16***	2.03	0.17	11.70	<2e-16***	1.88	0.14	13.05	<2e-16***
Leeftijd	0.00	0.00	-1.09	0.28	0.00	0.00	1.51	0.13	0.00	0.00	-1.10	0.27
Geslacht¹	0.02	0.06	0.34	0.74	-0.01	0.06	-0.23	0.82	0.07	0.05	1.33	0.18
Onderwijsniveau²	0.00	0.06	0.06	0.96	0.11	0.06	1.87	0.06	-0.05	0.06	-0.88	0.38
Klimaatbezorgdheid³	0.35	0.03	10.32	<2e-16***	0.40	0.03	11.80	<2e-16***	0.49	0.03	17.64	<2e-16***
R²	0.09				0.13				0.23			
Aangepaste R²	0.09				0.13				0.23			
F	27.26				37.16				80.02			
Residuele standaardfout	0.96				0.92				0.87			
Vrijheidsgraden	1066				998				1063			

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. SE = standaardfout. ¹Man = 1 en Vrouw = 2.*

²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. ³Heel bezorgd - Helemaal niet bezorgd (1-5).

Resultaten voor hypothese 2

De tweede hypothese stelde dat klimaatbezorgdheid de mediator is in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Om deze mediatiehypothese te testen, werd een meerstappenprocedure toegepast, waarbij aan drie voorwaarden moet worden voldaan (Baron & Kenny, 1986). De eerste voorwaarde van deze methode is dat er een effect moet zijn van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid, gecontroleerd voor geslacht en onderwijsniveau. Zoals te zien is in Tabel 5 waren deze effecten echter niet statistisch significant voor alle edities (2013: $b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(1067) = 0.10$, $p = 0.92$; 2017: $b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(999) = 1.55$, $p = 0.12$; 2021: $b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(1064) = 0.21$, $p = 0.83$). Aangezien aan de eerste voorwaarde niet werd voldaan, kon een mediatie-effect dus niet optreden in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Met andere woorden werd hypothese 2 hierdoor niet ondersteund.

Tabel 5

Analyse van het mediatie-effect van klimaatbezorgdheid in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid, per editie.

<u>2013</u>					
Model	Predictor	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde
1	(Intercept)	3.78	0.14	26.81	<2e-16***
	Leeftijd	0.00	0.00	-0.10	0.92
	Geslacht ¹	0.10	0.06	1.52	0.13
	Onderwijsniveau ²	-0.01	0.06	-0.13	0.90
<u>2017</u>					
Model	Predictor	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde
1	(Intercept)	3.62	0.12	30.82	<2e-16***
	Leeftijd	0.00	0.00	1.55	0.12
	Geslacht ¹	0.05	0.06	0.77	0.44
	Onderwijsniveau ²	0.16	0.06	2.52	0.01**
<u>2021</u>					
Model	Predictor	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde
1	(Intercept)	3.74	0.11	33.43	<2e-16***
	Leeftijd	0.00	0.00	0.21	0.83
	Geslacht ¹	0.16	0.06	2.65	0.01**
	Onderwijsniveau ²	-0.02	0.07	-0.27	0.79

Opmerkingen. *Opmerkingen.* $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. *SE* = standaardfout. ¹Man = 1 en Vrouw = 2. ²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. Vrijheidsgraden (2013) = 1067. Vrijheidsgraden (2017) = 999. Vrijheidsgraden (2021) = 1064.

Omdat er geen mediatie werd gevonden, werd er ook onderzocht of er een interactie optrad tussen enerzijds klimaatbezorgdheid en anderzijds de variabelen geslacht, onderwijsniveau en leeftijd met betrekking tot steun voor het klimaatbeleid. Dit werd getest via een variantieanalyse (Anova) waarbij, per editie het model zonder de interactie (nulmodel) werd vergeleken met het model met de interactie. Uit de resultaten bleek dat er in 2013 een interactie-effect werd gevonden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid om steun voor het klimaatbeleid te verklaren. Er werd ook een interactie-effect tussen klimaatbezorgdheid en onderwijsniveau gevonden (Tabel 6). In 2017 werd alleen een statistisch significant interactie-effect gevonden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid (Tabel 7). In 2021 werden er geen statistisch significante interactie-effecten meer gevonden (Tabel 8). In alle edities werden er dus geen statistisch significante interactie-effecten gevonden tussen klimaatbezorgdheid en geslacht.

Tabel 6

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2013)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Klimaatbezorgdheid x Leeftijd	Model 3: Klimaatbezorgdheid x Geslacht	Model 4: Klimaatbezorgdheid x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd * Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Onderwijsniveau + Geslacht
Res.Df	1066	1065	1065	1065
RSS	983.38	977.40	983.36	978.72
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	5.98	0.02	4.66
F-waarde	-	6.52	0.02	5.07
p-waarde	-	0.01**	0.89	0.02*

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.*

Tabel 7

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2017)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Klimaatbezorgdheid x Leeftijd	Model 3: Klimaatbezorgdheid x Geslacht	Model 4: Klimaatbezorgdheid x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd * Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Onderwijsniveau + Geslacht
Res.Df	998	997	997	997
RSS	849.50	846.15	849.00	847.77
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	3.34	0.50	1.72
F-waarde	-	3.94	0.58	2.02
p-waarde	-	0.05*	0.45	0.16

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.*

Tabel 8

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2021)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Klimaatbezorgdheid x Leeftijd	Model 3: Klimaatbezorgdheid x Geslacht	Model 4: Klimaatbezorgdheid x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd * Klimaatbezorgdheid + Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Geslacht + Onderwijsniveau	Steun ~ Leeftijd + Klimaatbezorgdheid * Onderwijsniveau + Geslacht
Res.Df	1063	1062	1062	1062
RSS	803.29	802.26	802.07	801.90
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	1.03	1.22	1.38
F-waarde	-	1.36	1.61	1.83
p-waarde	-	0.24	0.20	0.18

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Vervolgens werd er gekeken naar mogelijke interactie-effecten om klimaatbezorgdheid te verklaren. Specifiek werd onderzocht of er interacties waren tussen enerzijds de variabelen leeftijd, geslacht, onderwijsniveau en anderzijds steun voor het klimaatbeleid. Dit werd getest door per editie vier modellen op te stellen: een model zonder interactieterm (nulmodel) en drie modellen met drie verschillende interactietermen. Vervolgens werd een variantieanalyse uitgevoerd om na te gaan of de modellen met een interactieterm beter bij de data pasten dan het nulmodel. Uit de resultaten bleek dat er geen enkel interactiemodel beter bij de data paste dan het nulmodel. Deze bevinding werd teruggevonden voor elke editie (Tabel 9 (2013), Tabel 10 (2017), Tabel 11 (2021)).

Tabel 9

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2013)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Leeftijd x Geslacht	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau	Model 4: Leeftijd x Onderwijsniveau
Formule	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht * Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Onderwijsniveau + Geslacht + Steun
Res.Df	1066	1065	1065	1065
RSS	742.62	742.13	742.61	741.51
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	0.49	0.01	1.11
F-waarde	-	0.71	0.01	1.59
p-waarde	-	0.40	0.91	0.20

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Tabel 10

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2017)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Leeftijd x Geslacht	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau	Model 4: Leeftijd x Onderwijsniveau
Formule	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht * Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Onderwijsniveau + Geslacht + Steun
Res.Df	998	997	997	997
RSS	649.64	649.19	649.30	649.64
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	0.46	0.35	0.01
F-waarde	-	0.70	0.53	0.01
p-waarde	-	0.40	0.46	0.91

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Tabel 11

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2021)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Leeftijd x Geslacht	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau	Model 4: Leeftijd x Onderwijsniveau
Formule	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Geslacht + Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd + Geslacht * Onderwijsniveau + Steun	Klimaatbezorgdheid ~ Leeftijd * Onderwijsniveau + Geslacht + Steun
Res.Df	1063	1062	1062	1062
RSS	765.44	765.28	765.32	765.29
ΔDf	-	1	1	1
ΔSum of Sq	-	0.15	0.11	0.15
F-waarde	-	0.21	0.15	0.20
p-waarde	-	0.65	0.69	0.65

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Aangezien het nulmodel om klimaatbezorgdheid te verklaren voor elke editie het beste bij de data paste, werden de regressiecoëfficiënten voor elke editie berekend. De resultaten hiervan zijn weergegeven in Tabel 12. Uit de resultaten bleek dat er zowel in 2013 ($b = 0.19$, $SE = 0.05$, $t(1066) = 3.68$, $p < 0.001$), in 2017 ($b = 0.14$, $SE = 0.05$, $t(998) = 2.73$, $p < 0.01$) als in 2021 ($b = 0.11$, $SE = 0.05$, $t(1063) = 2.08$, $p = 0.04$) een statistisch significant effect van geslacht op klimaatbezorgdheid was. Er werd ook een statistisch significant effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid gevonden in 2013 ($b = 0.01$, $SE = 0.00$, $t(1066) = 3.33$, $p < 0.001$) en 2021 ($b = 0.00$, $SE = 0.00$, $t(1063) = 2.72$, $p < 0.01$). Tot slot werd ook hier, net zoals in hypothese 1, een statistisch significant effect van steun voor het klimaatbeleid op klimaatbezorgdheid in elke editie gevonden (2013: $b = 0.26$, $SE = 0.03$, $t(1066) = 10.32$, $p < 0.001$; 2017: $b = 0.31$, $SE = 0.03$, $t(998) = 11.80$, $p < 0.001$; 2021: $b = 0.46$, $SE = 0.03$, $t(1063) = 17.64$, $p < 0.001$).

Tabel 12

De predictoren van klimaatbezorgdheid, per editie.

Parameter	2013				2017				2021			
	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde	Schatting	SE	t-waarde	p-waarde
Intercept	2.48	0.15	16.38	<2e-16***	2.86	0.13	21.26	<2e-16***	2.08	0.14	15.09	<2e-16***
Leeftijd	0.01	0.00	3.33	0.00***	0.00	0.00	-0.17	0.87	0.00	0.00	2.72	0.01**
Geslacht¹	0.19	0.05	3.68	0.00***	0.14	0.05	2.73	0.01**	0.11	0.05	2.08	0.04*
Onderwijsniveau²	-0.03	0.05	-0.60	0.54	0.07	0.05	1.38	0.17	0.08	0.06	1.36	0.18
Steun voor het klimaatbeleid³	0.26	0.03	10.32	<2e-16***	0.31	0.03	11.80	<2e-16***	0.46	0.03	17.64	<2e-16***
R²	0.12				0.13				0.24			
Aangepaste R²	0.11				0.13				0.24			
F	35.57				38.5				83.17			
Residuele standaardfout	0.83				0.81				0.85			
Vrijheidsgraden	1066				998				1063			

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. SE = standaardfout. ¹Man = 1 en Vrouw = 2. ²Geen, lager of secundair onderwijs = 1 en Hoger onderwijs = 2. ³Helemaal niet akkoord - Helemaal akkoord (1-5).*

Resultaten voor hypothese 3

Hypothese 3 stelde dat, als gevolg van een toename in klimaatbezorgdheid tussen 2013 en 2021, de mate van steun voor het klimaatbeleid ook zou toenemen ongeacht leeftijd, geslacht of onderwijsniveau. Deze hypothese werd getest door middel van een variantieanalyse (Anova) waarbij de datasets gecombineerd werden om het effect van het jaar op de uitkomstvariabelen te testen. Daarna werd een post-hoc test (TukeyHSD-test) uitgevoerd om te bepalen welke jaren statistisch significant van elkaar verschillen. De resultaten voor de toename in klimaatbezorgdheid worden weergegeven in Tabel 13 en de resultaten voor de toename in steun voor het klimaatbeleid worden weergegeven in Tabel 14.

Uit de resultaten (Tabel 13) bleek dat een statistisch significant verschil in klimaatbezorgdheid was tussen 2013 en 2017 (verschil = 0.19, $p_{adj} < 0.001$) alsook tussen 2013 en 2021 (verschil = 0.22, $p_{adj} < 0.001$). De positieve waarden van de verschillen tussen de jaren gaven aan dat er een stijging in klimaatbezorgdheid was. Er werd echter geen statistisch significant verschil gevonden in klimaatbezorgdheid tussen 2017 en 2021 (verschil = 0.03, $p_{adj} = 0.67$).

Tabel 13

De toename in klimaatbezorgdheid doorheen de jaren.

Vergelijking	Verschil	Ondergrens	Bovengrens	Aangepaste p-waarde	F-waarde	p-waarde ANOVA
2017-2013	0.19	0.09	0.28	0.00***	18.0	1.68e-08***
2021-2013	0.22	0.13	0.31	0.00***	18.0	1.68e-08***
2021-2017	0.03	-0.06	0.13	0.67	18.0	1.68e-08***

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.*

Uit de resultaten (Tabel 14) bleek dat er geen statistisch significante verschillen waren in steun voor het klimaatbeleid tussen de bestudeerde jaren. De variantieanalyse toonde geen statistisch significante verschillen aan ($F = 1.12$, $p = 0.33$).

Tabel 14

De toename in steun voor het klimaatbeleid doorheen de jaren.

Vergelijking	Verschil	Ondergrens	Bovengrens	Aangepaste p-waarde	F-waarde	p-waarde ANOVA
2017-2013	0.06	-0.04	0.16	0.35	1.12	0.33
2021-2013	0.01	-0.09	0.11	0.99	1.12	0.33
2021-2017	-0.05	-0.16	0.05	0.44	1.12	0.33

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$.*

Resultaten voor hypothese 4

Hypothese 4(a)

Hypothese 4(a) stelde dat de participanten met een hoger onderwijsniveau meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen dan mensen met een lager onderwijsniveau. Door de

mediërende rol van klimaatbezorgdheid zou een hoger onderwijsniveau ook leiden tot meer steun voor het klimaatbeleid. Bij het toetsen van hypothese 2 werd aangetoond dat klimaatbezorgdheid niet als mediator optrad in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Dit mediatie-effect werd ook onderzocht voor de relatie tussen onderwijsniveau en steun voor het klimaatbeleid, met behulp van de methode van Baron en Kenny (1986).

Om deze hypothese te testen, werd gekeken naar de hoofdeffecten van onderwijs op respectievelijk klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid. Hiervoor werden per editie twee modellen opgesteld. Model A onderzocht het effect van onderwijsniveau op klimaatbezorgdheid, gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en steun voor het klimaatbeleid. Model B onderzocht het effect van onderwijsniveau op steun voor het klimaatbeleid, gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en klimaatbezorgdheid. Via een variantieanalyse werd bepaald of onderwijsniveau als een significante voorspeller was voor klimaatbezorgdheid en/of steun voor het klimaatbeleid.

Uit de resultaten in Tabel 15 bleek dat er geen statistisch significante hoofdeffecten waren van onderwijsniveau op zowel klimaatbezorgdheid (2013: $F(1, 1066) = 0.36, p = 0.55$; 2017: $F(1, 998) = 1.91, p = 0.17$; 2021: $F(1, 1063) = 1.84, p = 0.18$) als steun voor het klimaatbeleid (2013: $F(1, 1066) = 0.00, p = 0.95$; 2017: $F(1, 998) = 3.48, p = 0.06$; 2021: $F(1, 1063) = 0.77, p = 0.38$). Hierdoor kon klimaatbezorgdheid geen mediërend effect hebben op de relatie tussen onderwijsniveau en steun voor het klimaatbeleid. Met andere woorden werd volgens deze test niet voldaan aan de eerste voorwaarde van de methode van Baron en Kenny (1986).

Tabel 15

Effect van onderwijsniveau op steun voor het klimaatbeleid en klimaatbezorgdheid gecontroleerd voor leeftijd en geslacht, per editie.

Jaar	Uitkomstvariabele	Predictor	Sum Sq	Df	F-waarde	p-waarde
2013	Steun	Onderwijsniveau	0.00	1	0.00	0.95
2013	Klimaatbezorgdheid	Onderwijsniveau	0.25	1	0.36	0.55
2017	Steun	Onderwijsniveau	2.97	1	3.48	0.06
2017	Klimaatbezorgdheid	Onderwijsniveau	1.25	1	1.91	0.17
2021	Steun	Onderwijsniveau	0.58	1	0.77	0.38
2021	Klimaatbezorgdheid	Onderwijsniveau	1.32	1	1.84	0.18

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Sum Sq = kwadratensom. Df = vrijheidsgraden.*

Verder werd onderzocht of er interacties waren tussen onderwijsniveau enerzijds en leeftijd en geslacht anderzijds, om te bepalen of een model met interacties een betere verklaring zou bieden

voor de variatie in steun voor klimaatbeleid. Dit werd getest door middel van een variantieanalyse (Anova) waarbij, per editie, het model zonder interactie (het nulmodel) werd vergeleken met het model met de interactieterm. De resultaten toonden aan dat in geen enkele editie een statistisch significante interactie werd waargenomen tussen onderwijsniveau en leeftijd (Tabel 16 (2013); Tabel 17 (2017); Tabel 18 (2021)). Evenmin werd er in geen enkele editie een statistisch significante interactie tussen onderwijsniveau en geslacht vastgesteld (Tabel 16 (2013); Tabel 17 (2017); Tabel 18 (2021)).

Tabel 16

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2013)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Onderwijsniveau x Leeftijd	Model 3: Onderwijsniveau x Geslacht
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Leeftijd + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Geslacht + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	1066	1065	1065
RSS	983.38	982.60	980.74
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	0.78	2.64
F-waarde	-	0.85	2.86
p-waarde	-	0.36	0.09

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.*

Tabel 17*Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2017)*

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Onderwijsniveau x Leeftijd	Model 3: Onderwijsniveau x Geslacht
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Leeftijd + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Geslacht + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	998	997	997
RSS	849.50	848.10	848.35
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	1.39	1.15
F-waarde	-	1.64	1.35
p-waarde	-	0.20	0.25

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.*

Tabel 18*Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2021)*

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Onderwijsniveau x Leeftijd	Model 3: Onderwijsniveau x Geslacht
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Leeftijd + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Onderwijsniveau * Geslacht + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	1063	1062	1062
RSS	803.29	802.55	802.88
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	0.74	0.41
F-waarde	-	0.97	0.54
p-waarde	-	0.32	0.46

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.*

Hypothese 4(b)

Hypothese 4(b) stelde dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid en meer steun voor het klimaatbeleid zouden vertonen ten opzichte van mannen door de mediërende rol van klimaatbezorgdheid. Ook hier werd dus het mediatie-effect van klimaatbezorgdheid onderzocht. De hypothese werd getest door eerst naar de hoofdeffecten van geslacht op respectievelijk

klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaat te onderzoeken. Hiervoor werden per editie twee modellen gebruikt: Model A onderzocht het effect van geslacht op klimaatbezorgdheid, gecontroleerd voor leeftijd, onderwijsniveau en steun voor het klimaatbeleid. Model B onderzocht het effect van geslacht op steun voor het klimaatbeleid, gecontroleerd voor leeftijd, onderwijsniveau en klimaatbezorgdheid. Via een variantieanalyse werd onderzocht of geslacht als significante voorspeller was voor klimaatbezorgdheid en/of steun voor het klimaatbeleid.

Uit de resultaten (Tabel 19) bleek dat geslacht enkel een statistisch significant hoofdeffect had op klimaatbezorgdheid (2013: $F(1, 1066) = 13.53, p = 0.00$; 2017: $F(1, 998) = 7.44, p = 0.01$; 2021: $F(1, 1063) = 4.31, p = 0.04$) maar niet op steun voor het klimaatbeleid (2013: $F(1, 1066) = 0.11, p = 0.74$; 2017: $F(1, 998) = 0.05, p = 0.82$; 2021: $F(1, 1063) = 1.77, p = 0.18$). Dit was voor beide bevindingen het geval in zowel 2013, 2017 als 2021. Omdat er geen effect werd gevonden van geslacht op steun voor het klimaatbeleid werd niet voldaan aan de eerste voorwaarde van de methode van Baron en Kenny (1986), en kon er ook geen mediatie optreden van klimaatbezorgdheid. Hypothese 4(b) werd hierdoor dus niet bevestigd.

Tabel 19

<i>Effect van geslacht op steun voor het klimaatbeleid en klimaatbezorgdheid gecontroleerd voor leeftijd en onderwijsniveau, per editie.</i>						
Jaar	Uitkomstvariabele	Predictor	Sum Sq	Df	F-waarde	p-waarde
2013	Steun	Geslacht	0.10	1	0.11	0.74
2013	Klimaatbezorgdheid	Geslacht	9.43	1	13.53	0.00***
2017	Steun	Geslacht	0.05	1	0.05	0.82
2017	Klimaatbezorgdheid	Geslacht	4.84	1	7.44	0.01**
2021	Steun	Geslacht	1.33	1	1.77	0.18
2021	Klimaatbezorgdheid	Geslacht	3.11	1	4.31	0.04*

*Opmerkingen. N (2013) = 1071. N (2017) = 1003. N (2021) = 1068. * p < .05. ** p < .01. *** p < .001. Sum Sq = kwadratensom. Df = vrijheidsgraden.*

Ook werd onderzocht of er interacties waren tussen geslacht enerzijds en leeftijd en onderwijsniveau anderzijds, om te zien of een model met interacties een betere verklaring biedt voor de variatie in steun voor het klimaatbeleid. Dit werd opnieuw getest door middel van variantieanalyse (ANOVA), waarbij per editie het model zonder interactie (nulmodel) werd vergeleken met het model met interacties. De resultaten toonden aan dat in geen enkele editie een statistisch significante interactie werd waargenomen tussen geslacht en leeftijd (Tabel 20 (2013);

Tabel 21 (2017); Tabel 22 (2021)). Uit de resultaten van de hypothese 4(a) bleek al dat er geen interactie optrad tussen geslacht en onderwijsniveau om de variatie in steun voor het klimaat te verklaren. Op basis van deze variantieanalyse werden dezelfde resultaten gevonden (Tabel 20 (2013); Tabel 21 (2017); Tabel 22 (2021)).

Tabel 20

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2013)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Geslacht x Leeftijd	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Leeftijd + Onderwijsniveau + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Onderwijsniveau + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	1066	1065	1065
RSS	983.38	982.20	980.74
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	1.18	2.64
F-waarde	-	1.27	2.86
p-waarde	-	0.26	0.09

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Tabel 21

Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2017)

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Geslacht x Leeftijd	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Leeftijd + Onderwijsniveau + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Onderwijsniveau + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	998	997	997
RSS	849.50	848.85	848.35
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	0.65	1.15
F-waarde	-	0.76	1.35
p-waarde	-	0.38	0.25

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Tabel 22*Vergelijking van de interactiemodellen met het nulmodel (2021)*

	Model 1: Nulmodel	Model 2: Geslacht x Leeftijd	Model 3: Geslacht x Onderwijsniveau
Formule	Steun ~ Leeftijd + Onderwijsniveau + Geslacht + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Leeftijd + Onderwijsniveau + Klimaatbezorgdheid	Steun ~ Geslacht * Onderwijsniveau + Leeftijd + Klimaatbezorgdheid
Res.Df	1063	1062	1062
RSS	803.29	801.26	802.88
ΔDf	-	1	1
ΔSum of Sq	-	2.02	0.41
F-waarde	-	2.68	0.54
p-waarde	-	0.10	0.46

Opmerkingen. $N(2013) = 1071$. $N(2017) = 1003$. $N(2021) = 1068$. * $p < .05$. ** $p < .01$. *** $p < .001$. Res.Df = residuele vrijheidsgraden. RSS = residuele kwadratensom. ΔDf = verandering in vrijheidsgraden. ΔSum of Sq = verandering in kwadratensom.

Discussie

Het doel van dit onderzoek was om de complexe relaties tussen leeftijd, steun voor het klimaatbeleid, klimaatbezorgdheid, onderwijsniveau en geslacht uitgebreid te onderzoeken. Hiervoor werd gebruik gemaakt van data verzameld via publieksenquêtes over klimaatverandering die om de 4 jaar plaatsvinden in België. In dit onderzoek werd een herhaald cross-sectioneel onderzoeksdesign gebruikt om op drie verschillende tijdstippen (2013, 2017 en 2021) de evolutie tussen de bestudeerde variabelen in kaart te brengen. Op basis van verschillende lineaire regressiemodellen en variantieanalyses (Anova) werden de relaties en de evoluties tussen de variabelen bestudeerd. Meer specifiek werd beargumenteerd dat er een verband zou zijn tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Hierbij bleek er vanuit de wetenschappelijke literatuur enige tegenstrijdigheid te zijn of ouderen of jongeren of mensen van middelbare leeftijd het meeste steun zouden vertonen voor het klimaatbeleid.

De eerste hypothese die in dit onderzoek werd aangenomen, namelijk dat er een positieve relatie zou zijn tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid, werd niet ondersteund op basis van de data. Met andere woorden werd er geen statistisch significant bewijs gevonden over de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid in geen enkel van de bestudeerde edities. Van de weinige studies die focussen op de relatie tussen leeftijd en steun voor klimaatbeleid (Albalate et al., 2023; Andor et al., 2018), werden telkens negatieve verbanden gevonden waarbij jongere

mensen dus meer steun vertoonden ten opzichte van ouderen. De resultaten voor deze hypothese sluiten dus niet aan bij de bestaande literatuur. Een verklaring waarom er geen effecten zijn gevonden kan zijn dat in dit onderzoek enkel lineaire effecten werden onderzocht. Hierdoor zou bijvoorbeeld een curvilineair effect van leeftijd op steun voor het klimaatbeleid niet gedetecteerd worden.

Omwille van de afwezigheid van een statistisch significante relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid was het onmogelijk om de tweede hypothese van dit onderzoek te analyseren. Die stelde dat er een mediatie-effect zou zijn van klimaatbezorgdheid in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid waarbij jongere mensen meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen waardoor ze op hun beurt ook meer steun voor het klimaatbeleid zouden vertonen. Voor deze hypothese werd dus, net zoals bij hypothese 1, geen bewijs gevonden.

Aangezien er geen mediatie-effect van klimaatbezorgdheid werd gevonden bij het bestuderen van de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid, werd er naar de interactie-effecten tussen enerzijds klimaatbezorgdheid en anderzijds leeftijd, geslacht, onderwijsniveau gekeken om de variatie in steun voor het klimaatbeleid te kunnen verklaren. Daarbij werden er interactie-effecten gevonden tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid in zowel 2013 als 2017. Dit toont aan dat het effect van klimaatbezorgdheid op steun voor het klimaatbeleid groter was bij oudere mensen ten opzichte van jongere mensen. Met andere woorden, bij oudere mensen zorgde klimaatbezorgdheid voor een grotere mate van steun voor klimaatbeleid dan bij jongere mensen. Een verklaring waarom dit interactie-effect niet werd gevonden in 2021 kan een gevolg zijn van de COVID 19 pandemie. De globale pandemie was vooral een bezorgdheid voor oudere mensen waardoor, volgens de *finite-pool-of-worry* hypothese, oudere mensen minder bezorgdheid zouden vertonen voor de klimaatverandering (Drews et al., 2022). Het kan echter ook een gevolg zijn van de manier waarop steun voor het klimaatbeleid wordt gemeten op de verschillende tijdstippen aangezien er in 2021 meer items zijn opgenomen dan in 2013 en 2017. Er kan worden geconcludeerd dat er in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid geen mediatie optrad van klimaatbezorgdheid maar wel een interactie optrad tussen klimaatbezorgdheid en leeftijd.

Verder werd er ook nagegaan of er geen interacties zouden optreden tussen de variabelen in het verklaren van klimaatbezorgdheid. Hierbij werd gekeken naar de interacties tussen leeftijd, geslacht en onderwijsniveau. Er werd aangetoond dat er in geen enkele editie een interactie optrad. Aangezien er geen interactie-effecten werden gevonden om klimaatbezorgdheid te verklaren werd

gekeken of er hoofdeffecten zouden optreden. Hierdoor werd er bewijs gevonden voor de relatie tussen geslacht en klimaatbezorgdheid. Dit wil zeggen dat er bewijs werd gevonden dat vrouwen meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen ten opzichte van mannen.

Bij het testen van de predictoren van klimaatbezorgdheid werd ook bewijs gevonden voor het effect van leeftijd op klimaatbezorgdheid, gecontroleerd voor geslacht, onderwijs en steun voor het klimaatbeleid. Daar werd een positief verband vastgesteld waarbij oudere mensen dus meer klimaatbezorgdheid vertoonden dan jongere mensen. Deze bevinding draagt bij aan de tegenstrijdige literatuur waarbij zowel positieve (Liu et al, 2014; Shen & Saijo, 2008), negatieve (Egan & Mullin, 2017; McCright et al., 2016; Van Liere & Dunlap, 1980;) als geen (Gray et al., 2019) effecten van leeftijd op klimaatbezorgdheid werden gevonden. De positieve relatie tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid werd in de onderzoeksliteratuur verklaard door het toenemende belang van extrinsieke waarden bij jongeren en de toenemende mate dat jongeren binnenhuis spenderen (Liu et al, 2014). Beide zouden een negatieve impact hebben op de connectie met de natuur. In dit onderzoek werden er echter geen verklaringen onderzocht.

Er werd echter geen bewijs gevonden dat er een relatie was tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid in 2017. Een verklaring hiervoor kan zijn dat er tijdens dit onderzoek enkel gekeken is naar lineaire effecten. Met andere woorden waren er mogelijk curvilineaire effecten waarbij zowel jongeren als ouderen meer klimaatbezorgdheid vertoonden. Dit werd al aangetoond in verschillende cross-nationale onderzoeken waarbij de grootste mate van klimaatbezorgdheid voorkomt tussen de leeftijd van 30 en 60 jaar (Kafková, 2019; Kvaløy et al., 2012).

Er werd ook een positief verband van klimaatbezorgdheid op steun (gecontroleerd voor leeftijd, geslacht en onderwijsniveau) vastgesteld tijdens het testen van de tweede hypothese. Dat wil zeggen dat mensen die meer bezorgd zijn om het klimaat ook meer steun zouden vertonen voor het klimaatbeleid ongeacht hun leeftijd, geslacht of onderwijsniveau. Dit verband bleek heel robuust te zijn aangezien het op alle bestudeerde tijdstippen werd teruggevonden. Deze bevinding draagt bij aan de huidige onderzoeksliteratuur waar onderzoek wordt gedaan naar de antecedenten van steun voor het klimaatbeleid.

Vervolgens werd voor het analyseren van hypothese 3 naar de evolutie van klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid gekeken in de periode tussen 2013 en 2021. Hypothese 3 stelde dat de steun voor het klimaatbeleid zou toenemen wanneer klimaatbezorgdheid zou toenemen. Met andere woorden werd verwacht dat een stijging in klimaatbezorgdheid gepaard

zou gaan met een stijging in steun voor het klimaatbeleid. Uit de resultaten bleek dat er enkel een significante stijging is van klimaatbezorgdheid en er dus geen toename was van steun voor het klimaatbeleid in de periode tussen 2013 en 2021. De stijging in klimaatbezorgdheid die werd gevonden in dit onderzoek sluit aan bij de bevindingen van de Eurobarometerenquêtes uit het jaar 2014, 2017 en 2021 (European Commission, 2014, 2017, 2021). Daar steeg het percentage Belgen dat aangaf dat klimaatverandering een ernstig probleem is van 56% in 2014 naar 82% in 2021. Deze stijging in klimaatbezorgdheid kan toegeschreven worden aan verschillende mogelijke factoren. Een mogelijke factor die hier een rol speelde is de verhoogde blootstelling aan informatie over klimaatverandering aangezien klimaatverandering steeds meer aandacht krijgt (Feldman et al., 2014).

Er was echter geen stijging meer te zien van klimaatbezorgdheid van 2017 tot 2021. Deze observatie kan mogelijk verklaard worden door de *finite-pool-of-worry* hypothese en de COVID 19 crisis (Drews et al., 2022). Hierbij blijkt de bezorgdheid rond de COVID 19 crisis de bezorgdheid rond klimaatverandering te overschaduwen aangezien mensen zich maar over een beperkt aantal zaken zorgen kunnen maken. De mogelijke effecten van maatschappelijke veranderingen, zoals COVID 19, op klimaatbezorgdheid kunnen worden bestudeerd in een vervolgonderzoek.

Bij het testen van hypothese 1 werd er een sterk verband gevonden tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid. Desondanks leidde een verhoging van klimaatbezorgdheid dus niet tot meer steun voor het klimaatbeleid. Dit roept vragen op rond de causaliteit van dit verband dat werd geobserveerd op alle tijdstippen. Een mogelijke verklaring waarom er geen stijging te zien is in steun voor het klimaatbeleid kan in toekomstig onderzoek verder onderzocht worden.

Ook zagen we dat onderwijsniveau invloed heeft op noch klimaatbezorgdheid, noch op steun voor het klimaatbeleid. Dit is tegenstrijdig met de huidige onderzoeksliteratuur. Daar werden namelijk voor onderwijsniveau uitsluitend positieve effecten gevonden. Hiervoor werden meerdere mogelijke verklaringen gegeven. Zo kan onderwijs leiden tot een verhoging van cognitieve vaardigheden alsook de kennis van de wereld rondom het individu. Hierbij zijn nuances aan te brengen met betrekking tot de studierichting (Gifford & Nilsson, 2014) en het onderscheid tussen bezorgdheid om lokale versus globale milieuproblemen (Richardson et al., 2020). Verder onderzoek is noodzakelijk om te bepalen of deze verklaringen ook van toepassing zijn in de Belgische context.

Een andere verklaring waarom onderwijsniveau geen effect had op klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid is van methodologische aard. Het is namelijk mogelijk dat de wijze waarop onderwijsniveau werd gemeten een inhoudelijke interpretatie met betrekking tot de realiteit verhinderde. Zo is er een groot verschil tussen geen onderwijs, lager onderwijs en secundair onderwijs als hoogst behaalde diploma. Aangezien ze hier toch onder dezelfde noemer werden beschouwd, is het mogelijk dat de effecten elkaar zouden opheffen. Met andere woorden ging het effect van onderwijs dus mogelijk verloren door de ongedifferentieerde antwoordmogelijkheden in de vragenlijst.

Tot slot werd hypothese 4 getest. Het doel van hypothese 4 was om na te gaan welk effect geslacht en onderwijsniveau hadden op zowel klimaatbezorgdheid als op steun voor het klimaatbeleid. Ook hier werd er nagegaan of klimaatbezorgdheid als mediator zou optreden in de relatie tussen enerzijds geslacht en onderwijs en anderzijds steun voor het klimaatbeleid. Voor dit mediatie-effect werd echter geen bewijs gevonden. Desondanks werd er wel een hoofdeffect gevonden van geslacht op klimaatbezorgdheid op alle bestudeerde tijdstippen. Dat wil zeggen dat vrouwen, ongeacht leeftijd en onderwijsniveau, meer klimaatbezorgdheid zouden vertonen ten opzichte van mannen. Dit geslachtseffect is echter niet gevonden als gekeken werd naar steun voor het klimaatbeleid.

Theoretische en praktische implicaties

Theoretische implicaties

Hoewel de resultaten van dit onderzoek vaak niet significant waren, hebben deze bevindingen verschillende theoretische implicaties. Allereerst draagt dit onderzoek bij aan de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Hier is geen verband tussen deze twee variabelen gevonden, maar dat wil niet zeggen dat er geen verband is. Dit kan een mogelijk gevolg zijn van de karakteristieken van deze studie. Daarnaast werd er toch evidentie gevonden voor de interactie tussen leeftijd en klimaatbezorgdheid om de mate van steun voor het klimaatbeleid te verklaren. Voor zover wij weten, is dit de eerste studie die dit effect heeft gevonden. De beperkte hoeveelheid onderzoek over de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid maakt deze bevindingen des te belangrijker.

Ten tweede draagt dit onderzoek bij aan de kennis van de antecedenten van steun voor klimaatbeleid door de relatie met leeftijd, klimaatbezorgdheid, geslacht en onderwijs te bestuderen.

Hierbij werd aangetoond dat er een significante relatie is tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid. Er kunnen echter geen causale uitspraken over worden gemaakt.

Tot slot willen we benadrukken hoe belangrijk het is om niet-significante resultaten te delen, omdat ze nieuwe onderzoeksvragen kunnen genereren en wetenschappelijke methoden kunnen verfijnen. Deze studie is uniek aangezien het de mediatie van klimaatbezorgdheid in de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid onderzocht.

Praktische implicaties

Uit dit onderzoek vloeien er ook een aantal concrete praktische implicaties. Een eerste praktische implicatie is gericht op Public-Relationsbureaus. Deze bureaus ontwikkelen communicatiestrategieën, beheren campagnes en onderhouden belangrijke relaties met mediaorganisaties en journalisten. De bevindingen uit dit onderzoek kunnen door hen gebruikt worden om meer gerichte campagnes te maken rond klimaatverandering. Zo blijkt uit dit onderzoek dat mensen die ouder zijn gemiddeld meer klimaatbezorgdheid vertonen dan jongeren. Daarom is het dus belangrijk om de verschillende groepen op basis van leeftijd te differentiëren. Zo kunnen de belangen van deze verschillende leeftijdsgroepen in kaart worden gebracht en een gepaste effectieve campagne gemaakt worden om de groepen op verschillende manieren te sensibiliseren en te activeren rond klimaatverandering.

Ten tweede zijn er praktische implicaties gericht naar beleidsmedewerkers van het klimaatbeleid in België. Uit de bevindingen van dit onderzoek is te zien dat er in de periode tussen 2017 en 2021 geen significante stijging is geweest in klimaatbezorgdheid alsook in steun voor het klimaatbeleid. Deze inzichten kunnen belangrijke implicaties hebben voor de inspanningen die gedaan worden om de klimaatcrisis hoger op de politieke agenda te zetten. Vanuit de *finite-pool-of-worry* hypothese (Drews et al., 2022) zullen mensen pas bezorgdheid vertonen voor het klimaat wanneer dit zwaarder opweegt ten opzichte van hun andere zorgen.

Tot slot kunnen beleidsmedewerkers dit soort onderzoek gebruiken om na te gaan welke beleidsmaatregelen voor klimaatverandering steun ontvangen vanuit de populatie. Hierbij kunnen ook zij een differentiatie maken tussen de profielen die meer of minder steun vertonen. Deze informatie kan dan op zijn beurt gebruikt worden om de belangen van de groepen die minder steun vertonen in rekening te brengen. Zo kunnen ook zij deelnemen aan een klimaattransitie dat berust op publieke ondersteuning.

De bevindingen uit dit onderzoek suggereren wel dat beleidsmakers rekening moeten houden met de fluctuaties in publieke opinie bij het formuleren van beleid. Het verbeteren van communicatie en het betrekken van diverse demografische groepen kan dus helpen om meer inclusieve en effectieve strategieën te ontwikkelen.

Sterktes, beperkingen en toekomstig onderzoek

Sterktes

Er kunnen verschillende sterktes van dit onderzoek worden geïdentificeerd. Een eerste sterkte is dat dit onderzoek gebruik maakte van gestandaardiseerde vragenlijsten over een periode van 8 jaar. Deze standaardisering maakt het mogelijk om de evolutie in de variabelen op een betrouwbare manier in kaart te brengen. Ook aangetoond door de hoge Cronbachs alfa's heeft deze studie een hoge betrouwbaarheid en interne validiteit. Daarbij komt dat de verzamelde data voor alle edities afkomstig waren uit grote steekproeven.

Een tweede sterkte is het feit dat hier gefocust werd op de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid. Zoals reeds vermeld is dit soort onderzoek tot nu toe relatief schaars, zeker aangezien de focus ook lag op de rol van klimaatbezorgdheid in deze relatie. Ook is dit het eerste onderzoek dat uitgevoerd werd met een Belgische steekproef met vragenlijsten die specifiek werden toegepast op de Belgische context.

Een derde sterkte van dit onderzoek is dat de bevindingen toegankelijke en toepasbare kennis opleveren. Deze kennis kan op verschillende manieren ingezet worden om praktijkgerichte oplossingen te realiseren die als doel hebben de publieke steun te verhogen om klimaatverandering tegen te gaan. Hiervoor is het dus nodig om de attitudes ten opzichte van het klimaatbeleid in kaart te brengen.

Beperkingen

Ondanks de sterktes van dit onderzoek, dienen ook enkele beperkingen in overweging te worden genomen. Er zijn enkele mogelijke implicaties met betrekking tot de representativiteit van de steekproef. De oorspronkelijke publieksenquêtes selecteerden deelnemers op basis van representativiteit en responsgraad van de vorige publieksenquêtes. In dit onderzoek werd echter een kleinere steekproef getrokken uit de oorspronkelijke steekproef, aangezien er geen ontbrekende waarden mochten zijn voor geen enkele van de onderzochte variabelen. Als gevolg hiervan is de representativiteit van de steekproeven verminderd ten opzichte van de oorspronkelijke steekproef. Dit zorgt ervoor dat dit onderzoek in deze context een lagere externe validiteit heeft. Met andere

woorden zijn de bevindingen moeilijk te generaliseren naar contexten. Daarnaast is de verzamelde data gebaseerd op zelfgerapporteerde gegevens uit de vragenlijst. Dit brengt het risico van sociale wenselijkheid met zich mee bij het invullen van deze vragenlijst.

Een andere beperking betreft het onderzoeksdesign. In deze studie werd een herhaald cross-sectioneel design toegepast. Dit impliceert dat er geen conclusies kunnen worden getrokken over de causaliteit van de waargenomen relaties. Hoewel mediatieanalyses enige aanwijzingen kunnen geven over de richting van de effecten, blijven definitieve uitspraken over causaliteit toch problematisch.

In dit onderzoek is ook enkel gekeken naar lineaire effecten tussen de variabelen. Dit zorgt ervoor dat andere effecten mogelijk onopgemerkt blijven. Zo kan bijvoorbeeld het effect tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid een curvilineair verband hebben waarbij zowel jongeren als ouderen een grotere steun voor het klimaatbeleid vertonen ten opzichte van mensen met een middelbare leeftijd.

Aanbevelingen voor toekomstig onderzoek

Op basis van deze beperkingen worden enkele aanbevelingen voor toekomstig onderzoek voorgesteld. Zo kunnen er naast lineaire effecten ook curvilineaire effecten onderzocht worden wanneer de relatie tussen leeftijd en steun voor het klimaatbeleid wordt bestudeerd. Een andere aanbeveling betreft de beperking van het gehanteerde onderzoeksdesign. Hierbij is het waardevol om een longitudinaal onderzoek uit te voeren bij eenzelfde steekproef. Zo is het mogelijk om causale claims te maken over de richting van de variabelen. Daarbij kan ook onderzocht worden hoe verschillende generaties evolueren met betrekking tot klimaatbezorgdheid en publieke steun voor het klimaatbeleid.

Een tweede aanbeveling is om deze bevindingen op basis van kwantitatieve gegevens aan te vullen met kwalitatieve gegevens. Hierdoor is het mogelijk om nuance aan te brengen aan het onderzoek. Hierbij kunnen diepte-interviews gebruikt worden om de robuuste relatie tussen klimaatbezorgdheid en steun voor het klimaatbeleid aan te vullen door te onderzoeken wat wel en niet bijdraagt aan het vertonen van meer steun. Dit is zeker een meerwaarde wanneer de bevindingen gebruikt worden voor de doeleinden besproken in de praktische implicaties.

Conclusie

Het doel van deze studie was om de relaties tussen leeftijd, publieke steun voor klimaatbeleid en klimaatbezorgdheid te onderzoeken, met als doel de factoren te identificeren die de publieke steun beïnvloeden. Er werd onderzocht welk effect leeftijd had op de steun voor klimaatbeleid en of klimaatbezorgdheid als mediator functioneerde in dit verband. Er werd echter geen bewijs gevonden voor beide veronderstelde effecten. Desondanks levert deze studie een waardevolle bijdrage aan de literatuur over de determinanten van publieke steun voor klimaatbeleid.

Daarnaast werd er onderzoek verricht naar de evolutie in klimaatbezorgdheid en steun voor klimaatbeleid in de jaren 2013, 2017 en 2021. Hierbij werd bewijs gevonden voor een toename in klimaatbezorgdheid, maar niet tussen 2017 en 2021. Er is echter geen bewijs gevonden dat er een stijging was in de publieke steun voor het klimaatbeleid tussen 2013 en 2021. Toekomstig onderzoek zou kunnen verhelderen welke factoren bijdragen aan de stagnatie van de steun voor klimaatbeleid in België. Verder bleek uit de resultaten dat vrouwen over het algemeen meer steun voor klimaatbeleid tonen dan mannen, terwijl het opleidingsniveau geen significant effect vertoonde.

Tijdens het testen van de onderzoekshypotheses werden verschillende significante interacties tussen de variabelen gevonden die de steun voor het klimaatbeleid verklaarden. Er waren echter verschillen tussen de bestudeerde meetmomenten.

Op basis van deze bevindingen kunnen meer gerichte campagnes worden ontwikkeld om de algemene steun voor klimaatbeleid te vergroten, waarbij een adequaat nationaal beleid kan worden geformuleerd dat rekening houdt met de diverse belangen van verschillende groepen.

Dit onderzoek vormt een basis voor verder onderzoek naar de determinanten van steun voor klimaatbeleid, waarbij publieke steun wordt beschouwd als een cruciaal element voor beleidsvorming en beleidsontwikkeling.

Bibliografie

- Albalade, D., Bel, G., & Teixidó, J. J. (2023). The influence of population aging on global climate policy. *Population and Environment*, 45(3), 13.
<https://doi.org/10.1007/s11111-023-00425-4>
- Andor, M. A., Schmidt, C. M., & Sommer, S. (2018). Climate change, population ageing and public spending: evidence on individual preferences. *Ecological economics*, 151, 173-183. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2018.05.003>
- Arıkan, G., & Günay, D. (2021). Public attitudes towards climate change: A cross-country analysis. *The British Journal of Politics and International Relations*, 23(1), 158-174.
<https://doi.org/10.1177/1369148120951013>
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator mediator variable distinction in social psychological-research - conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173-1182. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.51.6.1173>
- Bord, R. J., O'Connor, R. E., & Fisher, A. (2000). In what sense does the public need to understand global climate change?. *Public understanding of science*, 9(3), 205.
<http://dx.doi.org/10.1088/0963-6625/9/3/301>
- Bouman, T., Verschoor, M., Albers, C. J., Böhm, G., Fisher, S. D., Poortinga, W. et al. (2020). When worry about climate change leads to climate action: How values, worry and personal responsibility relate to various climate actions. *Global Environmental Change*, 62, 102061. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2020.102061>
- Burstein, P. (2003). The impact of public opinion on public policy: A review and an agenda. *Political research quarterly*, 56(1), 29-40. <https://doi.org/10.1177/106591290305600103>
- Clements, B. (2012). The sociological and attitudinal bases of environmentally-related beliefs and behaviour in Britain. *Environmental Politics*, 21(6), 901-921.
<https://doi.org/10.1080/09644016.2012.724215>
- Cruz, S. M., & Manata, B. (2020). Measurement of environmental concern: A review and analysis. *Frontiers in psychology*, 11, 493793. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.00363>
- De Mello, L., Schotte, S., Tiongson, E. R., & Winkler, H. (2017). Greying the budget: Ageing and preferences over public policies. *Kyklos*, 70(1), 70-96.

- <https://doi.org/10.1111/kykl.12131>
- Drews, S., Savin, I., Van Den Bergh, J. C., & Villamayor-Tomás, S. (2022). Climate concern and policy acceptance before and after COVID-19. *Ecological Economics*, 199, 107507. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2022.107507>
- Echavarren, J. M. (2023). The Gender Gap in Environmental Concern: Support for an Ecofeminist Perspective and the Role of Gender Egalitarian Attitudes. *Sex Roles*, 89(9), 610-623. <https://doi.org/10.1007/s11199-023-01397-3>
- Egan, P. J., & Mullin, M. (2017). Climate change: US public opinion. *Annual Review of Political Science*, 20, 209-227. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-051215-022857>
- Elert, N., & Lundin, E. (2022). Gender and climate action. *Population and Environment*, 43(4), 470-499. <https://doi.org/10.1007/s11111-022-00397-x>
- European Commission, Directorate-General for Climate Action (2014). Climate change, *Publications Office of the European Union*.
- European Commission, Directorate-General for Climate Action (2017). Climate change, *Publications Office of the European Union*. <https://data.europa.eu/doi/10.2834/92702>
- European Commission, Directorate-General for Climate Action (2021). Climate change, *Publications Office of the European Union*. <https://data.europa.eu/doi/10.2834/437>
- Fairbrother, M., Sevä, I. J., & Kulin, J. (2019). Political trust and the relationship between climate change beliefs and support for fossil fuel taxes: Evidence from a survey of 23 European countries. *Global Environmental Change*, 59, 102003. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2019.102003>
- Feldman, L., Myers, T. A., Hmielowski, J. D., & Leiserowitz, A. (2014). The mutual reinforcement of media selectivity and effects: Testing the reinforcing spirals framework in the context of global warming. *Journal of Communication*, 64(4), 590-611. <https://doi.org/10.1111/jcom.12108>
- Fisher, S. D., Kenny, J., Poortinga, W., Böhm, G., & Steg, L. (2022). The politicisation of climate change attitudes in Europe. *Electoral Studies*, 79, 102499. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2022.102499>
- Fried, L. P., Carlson, M. C., Freedman, M., Frick, K. D., Glass, T. A., Hill, J. et al. (2004). A social model for health promotion for an aging population: initial evidence on the

- Experience Corps model. *Journal of Urban Health*, 81, 64-78.
<https://doi.org/10.1093/jurban/jth094>
- Gifford, R., & Nilsson, A. (2014). Personal and social factors that influence pro-environmental concern and behaviour: A review. *International journal of psychology*, 49(3), 141-157. <https://doi.org/10.1002/ijop.12034>
- Gray, S. G., Raimi, K. T., Wilson, R., & Árvai, J. (2019). Will Millennials save the world? The effect of age and generational differences on environmental concern. *Journal of environmental management*, 242, 394-402.
<https://doi.org/10.1016/j.jenvman.2019.04.071>
- Hagen, B., Middel, A., & Pijawka, D. (2016). European climate change perceptions: Public support for mitigation and adaptation policies. *Environmental Policy and Governance*, 26(3), 170-183. <https://doi.org/10.1002/eet.1701>
- Hao, F., Liu, X., & Michaels, J. L. (2020). Social Capital, carbon dependency, and public response to climate change in 22 European countries. *Environmental Science and Policy*, 114, 64–72. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2020.07.028>
- Harper, S. (2019). The convergence of population ageing with climate change. *Journal of Population Ageing*, 12, 401-403. <https://doi.org/10.1007/s12062-019-09255-5>
- Jones, R. E., & Dunlap, R. E. (1992). The social bases of environmental concern: Have they changed over time? 1. *Rural sociology*, 57(1), 28-47. <https://doi.org/10.1111/j.1549-0831.1992.tb00455.x>
- Kafková, M. (2019). Environmental attitudes in an intergenerational perspective. *Slovenský národopis*, 67(2), 201-215. <https://doi.org/10.2478/se-2019-0011>
- Koninklijk Meteorologisch Instituut. (2020). *Klimaatrapport 2020*. Geraadpleegd op 10 augustus 2024, van
https://www.meteo.be/resources/misc/climate_report/KlimaatRapport-2020.pdf
- Konisky, D. M., Hughes, L., & Kaylor, C. H. (2016). Extreme weather events and climate change concern. *Climatic change*, 134, 533-547. <https://doi.org/10.1007/s10584-015-1555-3>
- Kvaløy, B., Finseraas, H., & Listhaug, O. (2012). The publics' concern for global warming: A cross-national study of 47 countries. *Journal of Peace Research*, 49(1), 11-22.
<https://www.jstor.org/stable/23141276>

- Lee, T. M., Markowitz, E. M., Howe, P. D., Ko, C. Y., & Leiserowitz, A. A. (2015). Predictors of public climate change awareness and risk perception around the world. *Nature climate change*, 5(11), 1014-1020. <https://doi.org/10.1038/nclimate2728>
- Liere, K. D. V., & Dunlap, R. E. (1980). The social bases of environmental concern: A review of hypotheses, explanations and empirical evidence. *Public opinion quarterly*, 44(2), 181-197. <https://doi.org/10.1086/268583>
- Liu, X., Vedlitz, A., & Shi, L. (2014). Examining the determinants of public environmental concern: Evidence from national public surveys. *Environmental Science & Policy*, 39, 77-94. <https://doi.org/10.1016/j.envsci.2014.02.006>
- Lorenzini, J., Monsch, G. A., & Rosset, J. (2021). Challenging climate strikers' youthfulness: The evolution of the generational gap in environmental attitudes since 1999. *Frontiers in political science*, 3, 633563. <https://doi.org/10.3389/fpos.2021.633563>
- Marquart-Pyatt, S. T. (2008). Are there similar sources of environmental concern? Comparing industrialized countries. *Social Science Quarterly*, 89(5), 1312-1335. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2008.00567.x>
- McCright, A. M., Dunlap, R. E., & Marquart-Pyatt, S. T. (2016). Political ideology and views about climate change in the European Union. *Environmental Politics*, 25(2), 338-358. <https://doi.org/10.1080/09644016.2015.1090371>
- McCright, A. M., Marquart-Pyatt, S. T., Shwom, R. L., Brechin, S. R., & Allen, S. (2016). Ideology, capitalism, and climate: Explaining public views about climate change in the United States. *Energy Research & Social Science*, 21, 180-189. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2016.08.003>
- Milfont, T. L., Zubielevitch, E., Milojev, P., & Sibley, C. G. (2021). Ten-year panel data confirm generation gap but climate beliefs increase at similar rates across ages. *Nature communications*, 12(1), 4038. <https://doi.org/10.1038/s41467-021-24245-y>
- Mohammad, A., & Pugacheva, E. (in press). Impact of COVID-19 on attitudes to climate change and support for climate policies.
- Moody, H. (2009). Eco-elders: Legacy and environmental advocacy. *Generations*, 33(4), 70-74.
- Nicolas Maeterlinck (2023, 23 november). Klimaatzaak haalt slag thuis in beroep:

- rechter verplicht overheid om uitstoot broeikasgassen sneller naar beneden te halen. *VRT NWS*. <https://www.vrt.be/vrtnws/nl/2023/11/30/klimaatzaak-uitspraak-in-beroep/>
- O'Connor, R. E., Bord, R. J., & Fisher, A. (1999). Risk perceptions, general environmental beliefs, and willingness to address climate change. *Risk Analysis*, *19*(3), 461–471. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.1999.tb00421.x>
- Olivos, F., Palomo-Vélez, G., Olivos-Jara, P., & Liu, M. (2021). Educational attainment and environmental concern in China: An instrumental variable approach. *Asian Journal of Social Psychology*, *24*(2), 156-168. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12431>
- Resultaat verkiezingen Kamer van Volksvertegenwoordigers 26 mei 2019*. (z.d.). Geraadpleegd op 10 augustus 2024, via <https://verkiezingsresultaten.belgium.be/nl/election-results/kamer-van-volksvertegenwoordigers/2019/rijk/223373?isComparison=true>
- Richardson, M. L., Milton, A. D., & Harrison, E. (2020). People with different educational attainment in Washington, DC, USA have differential knowledge and perceptions about environmental issues. *Sustainability*, *12*(5), 2063. <https://doi.org/10.3390/su12052063>
- Rohrschneider, R., Miles, M., & Peffley, M. (2014). The structure and sources of global environmental attitudes. *The Civic Culture Transformed*, 193-212.
- Shen, J., & Saijo, T. (2008). Reexamining the relations between socio-demographic characteristics and individual environmental concern: Evidence from Shanghai data. *Journal of Environmental Psychology*, *28*(1), 42-50. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2007.10.003>
- Shorrocks, R. (2018). Cohort change in political gender gaps in Europe and Canada: The role of modernization. *Politics & Society*, *46*(2), 135-175. <https://doi.org/10.1177/0032329217751688>
- Sisco, M. R., Pianta, S., Weber, E. U., & Bosetti, V. (2021). Global climate marches sharply raise attention to climate change: Analysis of climate search behavior in 46 countries. *Journal of Environmental Psychology*, *75*, 101596. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101596>
- Smith, E. K., & Mayer, A. (2018). A social trap for the climate? Collective action, trust and climate change risk perception in 35 countries. *Global Environmental Change*, *49*, 140-

153. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2018.02.014>
- Statistiek Vlaanderen, 2024. *Vertrouwen in instellingen*. Geraadpleegd op 11 augustus 2024, via <https://www.vlaanderen.be/statistiek-vlaanderen/relatie-overheid-en-burger/vertrouwen-in-instellingen>
- Sørensen, R. J. (2013). Does aging affect preferences for welfare spending? A study of peoples' spending preferences in 22 countries, 1985–2006. *European Journal of Political Economy*, 29, 259-271. <https://doi.org/10.1016/j.ejpoleco.2012.09.004>
- Tjernström, E., & Tietenberg, T. (2008). Do differences in attitudes explain differences in national climate change policies?. *Ecological economics*, 65(2), 315-324. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2007.06.019>
- UK Research and Innovation. (n.d.). *A brief history of climate change discoveries*. Geraadpleegd op 11 mei 2024, van <https://www.discover.ukri.org/a-brief-history-of-climate-change-discoveries/index.html#article>
- Urgenda. (n.d.). *Klimaatzaak*. Geraadpleegd op 13 mei 2024, van <https://www.urgenda.nl/themas/klimaat-en-energie/klimaatzaak/>
- Van der Linden, S. (2017). Determinants and measurement of climate change risk perception, worry, and concern. *The Oxford Encyclopedia of Climate Change Communication*. Oxford University Press, Oxford, UK. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190228620.013.318>
- Van Ditmars, M. M. (2023). Political socialization, political gender gaps and the intergenerational transmission of left-right ideology. *European Journal of Political Research*, 62(1), 3-24. <https://doi.org/10.1111/1475-6765.12517>
- Vandresse, M., Nevejan, H., Fasquelle, N. & Duyck, J. (2024, 13 februari). *Bevolkingsvooruitzichten*.
Statbel. Geraadpleegd op 12 mei 2024, van <https://statbel.fgov.be/nl/themas/bevolking/bevolkingsvooruitzichten>
- Vincent Merckx (2023, 27 september). Klimaatzaak tegen 32 landen: Portugese jongeren dagen ook België voor de rechter. *VRT NWS*. <https://www.vrt.be/vrtnws/nl/2023/09/26/klimaatzaak-tegen-32-landen-portugese->

[jongeren-dagen-ook-belgie/](#)

- Wang, Y., Hao, F., & Liu, Y. (2021). Pro-environmental behavior in an aging world: Evidence from 31 countries. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(4), 1748. <https://doi.org/10.3390/ijerph18041748>
- Weber, E. U. (2011). Climate change hits home. *Nature Climate Change*, 1(1), 25-26. <https://doi.org/10.1038/nclimate1070>
- Wonneberger, A., Meijers, M. H., & Schuck, A. R. (2020). Shifting public engagement: How media coverage of climate change conferences affects climate change audience segments. *Public Understanding of Science*, 29(2), 176-193. <https://doi.org/10.1177/0963662519886474>
- Xiao, C., Dunlap, R. E., & Hong, D. (2013). The nature and bases of environmental concern among Chinese citizens. *Social Science Quarterly*, 94(3), 672-690. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2012.00934.x>
- Zahran, S., Brody, S. D., Grover, H., & Vedlitz, A. (2006). Climate change vulnerability and policy support. *Society and Natural Resources*, 19(9), 771–789. <https://doi.org/10.1080/08941920600835528>
- Ziegler, A. (2017). Political orientation, environmental values, and climate change beliefs and attitudes: An empirical cross country analysis. *Energy Economics*, 63, 144–153. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2017.01.022>
- Zoch, G., & Kapelle, N. (2023). From Parenthood to Planet Care? The Evolution of Environmental and Climate Concerns during Family Formation. <https://doi.org/10.31235/osf.io/n4xwf>