

Klimaangst – angebracht oder dysfunktional?

Eine Untersuchung des Zusammenhangs mit Depressivität, Ängstlichkeit und positiven klimabezogenen Verhaltensweisen

Lukas Wagner und Michael Witthöft 

Abteilung für Klinische Psychologie, Psychotherapie und Experimentelle Psychopathologie, Psychologisches Institut, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Deutschland

Zusammenfassung: *Theoretischer Hintergrund:* Der Klimawandel beeinflusst die mentale Gesundheit, auch durch *Klimaangst*. Ob Klimaangst eine adaptive Reaktion auf die Klimakrise darstellt, wird gegenwärtig diskutiert. *Fragestellung:* Die vorliegende Studie untersucht Zusammenhänge zwischen Klimaangst und Depressivität/Ängstlichkeit. Ferner wird überprüft, ob ein mittleres Ausmaß an Klimaangst umweltbezogene Verhaltensweisen fördert und ob extreme Ausprägungen ein solches Verhalten verringern. *Methode:* N = 415 Personen wurden über einen Onlinefragebogen zu Klimaangst, Depressivität/Ängstlichkeit, klimabezogenem Verhalten sowie Klimawandel-Wissen und Selbstwirksamkeit befragt. *Ergebnisse:* Es besteht eine signifikante positive Korrelation zwischen Klimaangst und Depressivität/Ängstlichkeit. Es wurde keine Evidenz für einen umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zwischen Klimaangst und klimabezogenem Verhalten gefunden. In einer multiplen Regression erwies sich Klimaangst als stärkster Prädiktor für klimabezogenes Verhalten. *Schlussfolgerung:* Es zeigt sich eine mögliche Verbindung von Depressivität/Ängstlichkeit mit Klimaangst. Deren Adaptivität zeigt sich allerdings im Fördern umweltfreundlichen Verhaltens. Die Differenzierung zwischen dysfunktionaler Ängstlichkeit und adaptiver Reaktion ist komplex. Zukünftig sind klare Definitionen von Klimaangst und Längsschnittstudien nötig.

Schlüsselwörter: climate anxiety, eco anxiety, pro-environmental behavior, Klimawandel, Klimaangst

Climate Anxiety – Appropriate or Dysfunctional? An Investigation of the Relationship With Depressiveness, Anxiety, and Pro-Environmental Behavior

Abstract: *Theoretical Background:* Climate change impacts mental health, partially through *climate anxiety*. Whether climate anxiety represents an adaptive response to the climate crisis is debated. *Objective:* This study examined the relationships between climate anxiety and depression/anxiety and investigated whether a moderate level of climate anxiety promotes pro-environmental behavior whereas extreme expressions diminish such behavior. *Method:* A total of 415 individuals completed an online questionnaire capturing climate anxiety, depression/anxiety, pro-environmental behavior, climate change knowledge, and self-efficacy. *Results:* There was a positive correlation between climate anxiety and depression/anxiety. No evidence was found for an inverted U-shaped relationship between climate anxiety and pro-environmental behavior. In a multiple regression analysis, climate anxiety emerged as the strongest predictor of pro-environmental behavior. *Conclusion:* A possible connection between depression/anxiety and climate anxiety was found, with its adaptability reflected in promoting pro-environmental behavior. Distinguishing between dysfunctional anxiety and adaptive response is intricate. Clear definitions of climate anxiety and longitudinal studies are needed.

Keywords: climate anxiety, eco-anxiety, pro-environmental behavior, climate change

Extremwetterphänomene als Folge des globalen Klimawandels werden in der Zukunft in ihrer Intensität und Frequenz steigen (IPCC, 2022). Schätzungen der Weltgesundheitsorganisation (WHO) zufolge werden nur durch die bereits jetzt bekannten Konsequenzen des Klimawandels zwischen 2030 und 2050 etwa 250 000 Menschen ihr Leben verlieren (Watts et al., 2015). Vor diesem Hin-

tergrund beschäftigt sich auch die psychologische Forschung mit den Auswirkungen des Klimawandels. Diese Arbeit richtet zunächst den Blick auf den Zusammenhang zwischen Klimawandel und psychischem Wohlbefinden, um anschließend die klinische Relevanz des Konstrukts der *climate anxiety* als eine indirekte Folge des Klimawandels empirisch zu untersuchen.

Klimawandel und psychisches Wohlbefinden

Der Zusammenhang zwischen psychischem Wohlbefinden und den Folgen des sich verändernden Klimas ist empirisch gut belegt und äußert sich in vielfältiger Weise (z. B. Swim et al., 2009). Doherty und Clayton (2011) unterteilten die psychologischen Auswirkungen des Klimawandels daher in drei Kategorien: direkte, indirekte und psychosoziale Effekte. Da sich climate anxiety vor allem auf indirekte Effekte bezieht, beschränkten wir uns auf diese. Kern der indirekten Folgen sind emotionale Reaktionen auf klimatische Veränderungen. Die Bandbreite dieser Emotionen ist vielseitig und reicht von Schuldgefühlen über Wut bis hin zu Ängsten und Sorgen (Pihkala, 2020). Hickman et al. (2021) konnten in einer großen, länderübergreifenden Umfrage zeigen, dass 59 % der befragten Jugendlichen bezüglich des Klimawandels extrem oder sehr stark besorgt waren. Gleichzeitig berichteten fast die Hälfte aller Befragten über funktionale Beeinträchtigungen aufgrund der Symptome. Diese Form der emotionalen Reaktion wird in der Literatur oft als climate anxiety beschrieben (Pihkala, 2020).

Climate Anxiety

Climate anxiety oder auf Deutsch *Klimaangst* beschreibt ein Gefühl der Sorge, Anspannung oder Angst über den aktuellen Zustand unserer Umwelt und die damit verbundenen negativen Befürchtungen in Bezug auf den Klimawandel. Hierbei muss die betroffene Person nicht unmittelbar selbst von den Folgen des Klimawandels betroffen sein (Clayton, 2020). Neben climate anxiety ist *eco anxiety* (Albrecht, 2012) ein in der Literatur oft verwendeter Begriff. Darüber hinaus existieren weitere Terminologien mit unterschiedlichen Implikationen. Hierzu zählen: *ecological grief* (Cunsolo & Ellis, 2018), *climate worry* (Stewart, 2021) und *environmental distress* (Higginbotham et al., 2007). Außerdem wird climate anxiety in verschiedenen Studien unterschiedlich erhoben. Einen Versuch, climate anxiety psychometrisch zu operationalisieren, stellt die *Climate Change Anxiety Scale (CCAS)* von Clayton und Karazsia (2020) dar. Diese fokussiert besonders auf den Aspekt der Angst und den daraus folgenden emotionalen und funktionalen Einschränkungen. Da diese Skala auch in der gegenwärtigen Studie zum Einsatz kommt, wird im Folgenden einheitlich von climate anxiety gesprochen.

Von einer hohen Intensität an climate anxiety, erhoben mittels einzelner Items (z. B. Hickman et al., 2021) oder freier Assoziationen (Verplanken & Roy, 2013), bis hin zu relativ niedrigen Intensitäten (Whitmarsh et al., 2022; Wullenkord et al., 2021), gemessen über die erwähnte CCAS, ist die Befundlage zu diesem Konstrukt einigermaßen heterogen. Bezüglich der klinischen Relevanz werden im Wesentlichen zwei Argumentationsstränge diskutiert:

Einerseits kommen zahlreiche Studien zu dem Ergebnis, dass climate anxiety über unterschiedliche Messmethoden hinweg in signifikantem Maß mit Skalen zur Messung von Depressivität und Ängstlichkeit korreliert. Zum Beispiel finden Wullenkord et al. (2021) eine Korrelation von $r = .25$ zwischen der CCAS und dem *Patient Health Questionnaire 4 (PHQ-4)*. Eine andere Studie findet Zusammenhänge zwischen Sorgen über dem Klimawandel mit den Subskalen der *Depression anxiety stress scale* (Lovibond & Lovibond, 1995) zu Depression ($r = .30$) und Ängstlichkeit ($r = .29$) (Stewart, 2021). Auf Basis dieser Zusammenhänge argumentiert Clayton (2020), dass es sich bei climate anxiety um ein klinisch relevantes Phänomen handelt und bei starken Ausprägungen psychotherapeutische Hilfe indiziert ist. Andererseits finden einige Forscher_innen keinen entsprechenden signifikant positiven Zusammenhang zwischen climate anxiety und Ängstlichkeit/Depressivität (Berry & Peel, 2015; Verplanken & Roy, 2013). Angesichts dieser heterogenen Studienergebnisse ist es das Ziel dieser Arbeit, die klinisch-psychologische Bedeutsamkeit von climate anxiety näher zu beleuchten. Hierzu soll der in früheren Studien gefundene signifikant positive Zusammenhang zwischen climate anxiety und Depressivität und Ängstlichkeit zunächst repliziert werden.

Neben diesen bedeutsamen Assoziationen wird gleichzeitig argumentiert, dass Ängste und Sorgen über den Klimawandel, zumindest bis zu einem gewissen Grad, adaptiv sein können. Um die Adaptivität von climate anxiety zu zeigen, führen Befürworter_innen dieser Position an, dass climate anxiety nur dann signifikante Zusammenhänge mit Depressivität/Ängstlichkeit aufweist, wenn nicht für weitere Grübel-Inhalte, wie etwa die Covid-19-Pandemie, kontrolliert wird (Verplanken et al., 2020) und dass climate anxiety mit klimadienlichem Verhalten einhergeht (z. B. Pihkala, 2020).

Pro-environmental Behavior (PEB)

Positive umweltbezogene Verhaltensweisen (im englischen oft: *pro-environmental behavior [PEB]*) werden definiert als Handlungsweisen, die dazu dienen, der Umwelt so wenig wie möglich zu schaden oder sie aktiv zu schützen und zu bewahren (Steg & Vlek, 2009). Eine einflussreiche Arbeit von Stern (2000) unterteilt diese in private und öffentliche Verhaltensweisen, wobei bei letzteren nochmal zwischen aktivistischen und nicht-aktivistischen Verhaltensweisen unterschieden wird. Obwohl diese Einteilung auch faktorenanalytisch mehrfach bestätigt werden konnte (Dietz et al., 1998; Stern, 2000), wird in Studien zum Thema climate anxiety nicht immer konsequent zwischen diesen unterschieden und häufig auf öffentliche Verhaltensweisen rekurriert. Trotzdem werden für beide For-

men von PEB in vorangegangenen Studien positive Zusammenhänge mit climate anxiety berichtet (Verplanken et al., 2020; Verplanken & Roy, 2013; Whitmarsh et al., 2022; Wullenkord et al., 2021). Da sich die vergangene Forschung mehrheitlich auf öffentliche PEB fokussiert hat und davon ausgegangen werden kann, dass kollektives Verhalten insgesamt eine größere klimadienliche Wirkung haben kann (Reese et al., 2019), beschränkt sich diese Arbeit im Folgenden auf öffentliche PEB.

Vermehrt wird argumentiert, dass klimabedingte Ängste das Verhalten beeinflussen können (Verplanken et al., 2020). Emotionen, wie unter anderem Angst, können generell eine nützliche Rolle in der Verhaltensteuerung haben, indem sie zum Beispiel schnellere Reaktionen ermöglichen (LeDoux, 1998). Sind Emotionen jedoch inadäquat auf die jeweilige Situation, so kann dies dazu führen, dass Verhaltensweisen gehemmt werden. Im Falle von climate anxiety bedeutet das, dass diese zu stark mit dem angstbesetzten Klimawandel assoziiert sind. Vergewärtigt man sich, dass nicht alle Arbeiten einen Zusammenhang zwischen climate anxiety und PEB finden (Albrecht, 2011; Clayton & Karazsia, 2020), so scheint ein streng linearer Zusammenhang zwischen den beiden Konstrukten zunehmend unplausibel. Auch experimentelle Studien belegen, dass nach Lesen eines angstinduzierenden Textes, weniger klimaschützende Verhaltensabsichten geäußert werden (Chen, 2016). Denkbar wäre hingegen ein umgekehrt u-förmiger Zusammenhang: Ein gewisser Grad an Sorgen und Ängsten könnte Menschen motivieren, sich für das Klima einzusetzen. Gleichzeitig würde zu starke oder gar nicht vorhandene climate anxiety dazu führen, dass weniger bis keine PEB gezeigt werden. Ersteres könnte als Vermeidungsverhalten eines angstbesetzten Reizes interpretiert werden. Zudem liegt auf der Hand, dass eine Person, die keine Besorgnis oder Ängste in Bezug auf klimatische Veränderungen hat, auch keine Verhaltensweisen ergreifen muss.

Darüber hinaus deuten die Ergebnisse früherer Studien darauf hin, dass neben Angst und Sorge weitere Konstrukte mit klimabezogenen Verhaltensweisen in Verbindung stehen. In einer Studie von Hamann und Reese (2020) zeigte sich, dass Selbstwirksamkeit mit allen drei Formen von PEB zusammenhängt. Verplanken und Roy (2013) betonen zusätzlich sogar, dass der Zusammenhang zwischen Sorgen und PEB besonders dann relevant ist, wenn Sorgen in Interaktion mit Selbstwirksamkeit auftreten, da sie eine Veränderungsmotivation und damit letztlich das Handeln fördern. Darüber hinaus konnten Tobler et al. (2012) darlegen, dass mehr faktisches Wissen über den Klimawandel mit mehr Unterstützung für eine klimaschützende Politik einhergeht und dass Personen, die über mehr Wissen verfügen, tendenziell auch mehr klimafreundliche Verhaltensabsichten in der Zukunft äußern.

Angesichts der Vielzahl an Prädiktoren für climate anxiety ist es wichtig, deren Relevanz in Bezug zu setzen, da bisherige Studien die Zusammenhänge überwiegend isoliert betrachteten, ohne die Wechselwirkungen und das Zusammenspiel mit klimabezogenen Verhaltensweisen ausreichend zu berücksichtigen.

Fragestellung und Hypothesen

Aufgrund der skizzierten theoretischen Überlegungen verfolgt diese Studie drei Hauptziele: Zunächst soll aufgrund der teilweise gegensätzlichen Befunde der Zusammenhang von climate anxiety mit Depressivität sowie Ängstlichkeit repliziert werden. Es wird vermutet:

Hypothese 1 (H1): Depressivität und Ängstlichkeit sind signifikant positiv mit climate anxiety assoziiert.

Auch in Bezug auf das Zusammenspiel zwischen climate anxiety und PEB lassen sich unterschiedliche Befunde in der Literatur feststellen. Allerdings argumentiert Dodds (2021), dass aufgrund der Relevanz des Problems sowohl zu wenig als auch zu viel Angst im Zuge der Klimakrise problematisch sein kann. Daher wird die Hypothese aufgestellt:

Hypothese 2a (H2a): Climate anxiety steht in einem signifikanten, umgekehrt u-förmigen Zusammenhang zu öffentlichen klimabezogenen Verhaltensweisen.

Basierend auf früheren Befunden zu PEB soll ferner die Bedeutsamkeit des eben erläuterten Zusammenhangs zwischen climate anxiety und PEB untersucht werden, indem neben climate anxiety weitere Variablen als Prädiktoren zur Vorhersage berücksichtigt werden. Aufgrund der emotionalen Komponente von climate anxiety (Kurth & Pihkala, 2022), im Vergleich zu Selbstwirksamkeit und Wissen über den Klimawandel, scheint es plausibel, dass climate anxiety zusätzlich bedeutsam zur Erklärung von PEB beiträgt. Daher wird vermutet:

Hypothese 2b (H2b): Der Zusammenhang zwischen climate anxiety und öffentlichen klimabezogenen Verhaltensweisen bleibt auch nach Hinzunahme von Selbstwirksamkeit, Wissen über den Klimawandel, sowie einem Interaktionsterm aus climate anxiety und Selbstwirksamkeit statistisch signifikant.

Methode

Studiendesign und Durchführung

Die Rekrutierung der Teilnehmer_innen erfolgte über soziale Medien und studentische E-Mail-Verteiler, um eine

möglichst große Stichprobe zu erhalten. Die Datenerhebung fand querschnittlich im Zeitraum vom 25.06.22 bis zum 09.07.22 über das Onlinefragebogenportal *SoSci Survey* (Leiner, 2022) statt. Zu Beginn der Erhebung wurden alle Teilnehmer_innen über das Thema und den Ablauf der Befragung informiert. Teilnehmende erhielten Informationen zum Datenschutz und erklärten ihr Einverständnis. Als Teilnahmevoraussetzung galt ein Mindestalter von 16 Jahren. Der Einschluss minderjähriger Personen trägt der Beobachtung aus anderen Studien Rechnung, nach welcher junge Menschen stark von climate anxiety betroffen sind (Hickman et al., 2021). Im Anschluss begann die etwa zwanzigminütige Befragung. Nach dieser hatte jede_r Teilnehmer_in die Möglichkeit, an einer Verlosung von Online-Geschenkgutscheinen teilzunehmen. Studierende der Johannes Gutenberg-Universität Mainz konnten sich die Teilnahme mit 0.5 Versuchspersonenstunden vergüten lassen. Die Studie wurde von der örtlichen Ethik-Kommission des Psychologischen Instituts der Johannes Gutenberg-Universität Mainz als unbedenklich eingestuft (Genehmigungsnummer: 2022-JGU-psychEK-S027).

Messinstrumente

Climate Anxiety

Um Ängste und Sorgen in Bezug auf den Klimawandel zu messen, wurden die beiden Faktoren *cognitive-emotional impairment* und *functional impairment* der Climate Change Anxiety Scale (Clayton & Karaszia, 2020) in der deutschen Übersetzung von Wullenkord et al. (2021) verwendet. Die Teilnehmenden gaben ihre Antworten auf einer siebenstufigen Likert-Skala von *trifft überhaupt nicht zu* (1) bis *trifft völlig zu* (7). Da die im Original berichtete Faktorenstruktur in anderen Validierungsstudien teilweise nicht repliziert werden konnte (Cruz & High, 2022; Innocenti et al., 2021; Wullenkord et al., 2021), wurde zunächst die Struktur des Instruments mittels einer explorativen Faktorenanalyse geprüft. Sowohl der Bartlett-Test ($\chi^2(78) = 3001.81$ $p < .001$) als auch der Kaiser-Meyer-Olkin Koeffizient ($KMO = .913$) weisen darauf hin, dass sich die Variablen grundsätzlich faktorisieren lassen. Wie bei Clayton und Karaszia (2020) wurde daher auch hier eine Hauptfaktorenanalyse (PFA) mit direkter Oblimin-Rotation durchgeführt. Demnach existieren zwar drei Faktoren mit Eigenwerten größer als Eins, jedoch zeigt der Eigenwerteverlauf einen eindeutig dominanten Faktor mit einem Eigenwert von 6.43, der allein bereits 49.52% der Gesamtvarianz erklärt. Da eine Auswahl von extrahierten Faktoren anhand des Screeplots subjektiv sein kann, wurde zusätzlich eine Parallelanalyse nach Horn (1965) mithilfe eines SPSS-Makros durchgeführt (O'con-

nor, 2000). Hierzu wurde eine Hauptachsenanalyse (PCA) gerechnet. Die Ergebnisse unterstützen eine einfaktorielles Struktur, da lediglich der erste Faktor über dem 95%-Perzentil der zufällig generierten Eigenwerte liegt (vgl. Anhang A). Aus diesem Grund wurden alle 13 Items der Skala zu einem Gesamtmittelwert zusammengefasst.

Depressivität und Ängstlichkeit

Zur Messung von Depressivität und Ängstlichkeit wurde die PHQ-4 Skala von Kroenke et al. (2009) verwendet, welche sowohl an einer klinischen (Kroenke et al., 2009) als auch an einer bevölkerungsrepräsentativen Stichprobe (Löwe et al., 2010) validiert wurde. Die Skala erfragt Kernmerkmale für depressive Störungen und für die generalisierte Angststörung nach dem DSM-IV mit jeweils zwei Items. Versuchspersonen wurden instruiert, anzugeben wie oft sie sich im Verlauf der letzten zwei Wochen durch die in den Items angegebenen Beschwerden beeinträchtigt gefühlt hatten. Die Antwortmöglichkeiten reichten hierbei von *überhaupt nicht* (0) bis *beinahe jeden Tag* (3), sodass ein möglicher Wertebereich von 0 bis 12 für den Gesamtwert einer Versuchsperson entstand.

Klimabezogene Verhaltensweisen

Um öffentliche Verhaltensweisen zu messen, wurden 15 Items aus einer von Hamann und Reese (2020) angepassten Version der *Environmental Action Scale* von Alisat und Riemer (2015) verwendet. In Bezug auf die konvergente Validität dieser Skala wurde in einer früheren Studie eine signifikante Korrelation mit einem Maß für *environmental identity* ($r = .36$, $p < .001$) sowie Interesse an der Umwelt ($r = .49$, $p < .001$) festgestellt (Alisat & Riemer, 2015). Außerdem konnte in derselben Studie gezeigt werden, dass eine Stichprobe an Aktivist_innen signifikant höhere Gesamtwerte auf der Skala erzielt als eine Vergleichsstichprobe ($t(297) = 3.46$, $p < .01$; $d = 0.41$). Hamann und Reese (2020) unterteilen die Skala in *activist PEB*, *public PEB* und *indirect PEB*. Die erste Subskala enthält 12 Items, von welchen acht auf das Organisieren und vier auf das Teilnehmen an Klima-Aktivismus abzielen.

Da davon auszugehen ist, dass die Organisation von solchen Aktivitäten eine wesentlich größere Hürde darstellt als die bloße Teilnahme, wurden weitere Items aus den übrigen Skalen zur Messung herangezogen, um ein möglichst ganzheitliches Bild von öffentlichen PEB abzubilden. Hierzu zählen zwei Items aus der *public PEB*-Skala („finanziell zu einer Umweltorganisation beigetragen“ und „an einer Petition (einschließlich Online-Petitionen) für eine Umweltangelegenheit teilgenommen.“) sowie ein Item der *indirect PEB*-Skala („versucht, Familienmitglieder oder Freund/innen [sic!] davon zu überzeugen, wie wichtig Umweltschutz ist“). Die übrigen Items wurden nicht inkludiert, da sie der oben beschriebenen

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken der erhobenen Skalen

Maß	Items	M	SD	Min	Max	Schiefe	Kurtosis	α
Climate anxiety	13	2.52	1.11	1	6.31	0.55	- 0.39	.91
Depressivität & Ängstlichkeit	4	3.33	2.66	0	12	1.02	0.88	.84
Depressivität	2	1.70	1.47	0	6	0.94	0.63	.83
Ängstlichkeit	2	1.64	1.46	0	6	1.04	0.92	.76
PEB	15	1.70	0.65	1	4.2	1.37	1.72	.88
Selbstwirksamkeit	10	28.42	4.82	10	40	-0.58	1.27	.89
Klimabezogenes Wissen	21	0.75	0.16	0.1	1	-0.82	1.04	.74
physisches Wissen	7	0.68	0.24	0	1	-0.52	-0.32	.64
kausales Wissen	7	0.71	0.21	0	1	-0.92	0.99	.57
Ergebniswissen	7	0.86	0.17	0	1	-1.63	3.40	.55

Anmerkungen: N = 415. PEB = pro-environmental behavior. Kurtosis = Exzess-Kurtosis (ein Wert von 0 deutet auf Normalverteilung hin). α = Cronbachs Alpha.

Definition von Stern (2000) nicht entsprechen. Die Versuchspersonen gaben auf einer sechsstufigen Likert-Skala von *nie* (1) bis *oft* (6) an, wie häufig sie die in den Items beschriebenen Verhaltensweisen in den vergangenen sechs Monaten ausgeführt hatten. Diese insgesamt 15 Items wurden zu einem Mittelwert für öffentliche PEB der jeweiligen Person aggregiert.

Wissen über den Klimawandel

Zur Erfassung des klimabezogenen Wissens wurde die von Loy et al. (2020) ins Deutsche übersetzte Version der *Climate Change Knowledge Scale* von Tobler et al. (2012) angewandt. In der vorliegenden Arbeit wurden die Subskalen *physisches Wissen*, *kausales Wissen* und *Ergebniswissen* einbezogen. Als Validitätsbeleg dieser Skalen führen Tobler et al. (2012) an, dass alle drei Subformen des Wissen mit einem geringeren Gefühl von Machtlosigkeit und weniger Skepsis gegenüber dem Klimawandel einhergehen. Die Versuchspersonen konnten die in den Items formulierten Aussagen entweder als richtig oder falsch bewerten oder angeben, die Antwort nicht zu wissen. Durch diese Option sollte verhindert werden, dass Versuchspersonen bei Nichtwissen die Antwort raten und so die Ergebnisse verfälschen. Dadurch, dass für die gegenwärtige Arbeit nur tatsächliches Wissen der Versuchspersonen relevant ist, wurde das Wählen der Option *weiß nicht* als fehlendes Wissen interpretiert. Zur Auswertung wurde der Prozentsatz der korrekt gegebenen Antworten für jede Person berechnet. Alle drei Subskalen wiesen niedrige interne Konsistenzen auf (siehe Tabelle 1). Dies könnte daran liegen, dass die Items explizit unterschiedlich schwieriges Wissen abfragen sollen (Tobler et al., 2012). Daher wurden alle Items zu einem Gesamtwert für Wissen über den Klimawandel verrechnet.

Selbstwirksamkeit

Die individuelle Wahrnehmung der Selbstwirksamkeit wurde mithilfe der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung (Jerusalem & Schwarzer, 2003) erfasst. Hierbei handelt es sich um ein weit verbreitetes Messinstrument, dessen Kriteriumsvalidität vielfach untersucht und als ausreichend gut bewertet worden ist (Luszczynska et al., 2005; Rimm & Jerusalem, 1999; Schwarzer et al., 1995). Die Versuchspersonen gaben ihre Zustimmung zu den jeweiligen Items auf einer vierstufigen Likert Skala von *stimmt nicht* (1) bis *stimmt genau* (4) an.

Statistische Auswertung

Die statistische Auswertung fand mithilfe von IBM SPSS Statistics Version 27.0 statt. Alle inferenzstatistischen Analysen wurden auf einem Signifikanzniveau von $\alpha = .05$ durchgeführt. Die der Untersuchung zugrundeliegende Stichprobe bestand aus N = 432 Versuchspersonen. Von diesen 432 wurden 12 Personen aufgrund der falschen Beantwortung eines Kontrollitems und fünf aufgrund einer zu schnellen Bearbeitung gemäß Leiner (2019) (*Relative Speed Index* > 2) ausgeschlossen. Die verbleibenden N = 415 Fälle stellen den finalen Datensatz dar. Die Variablen der jeweiligen Skalen wurden zu einem Skalenmittelwert für jede Versuchsperson aggregiert. Eine Ausnahme bilden lediglich die Items zur Selbstwirksamkeit (Jerusalem & Schwarzer, 2003) und die des PHQ-4 (Kroenke et al., 2009), welche laut den Autor_innen zu einem Summenwert verrechnet werden sollen.

Zur Überprüfung des Zusammenhangs von climate anxiety mit Depressivität und Ängstlichkeit (Hypothese 1) wurden die Werte der CCAS (Clayton & Karazsia, 2020) mit denen des PHQ-4 (Kroenke et al., 2009) korreliert. Da sowohl für den PHQ-4 als auch für die CCAS Ver-

suchspersonen mit einem Interquartilsabstand (IQR) > 1.5 identifiziert wurden, wurde neben der Pearson-Produkt-Moment-Korrelation auch Spearmans ρ berechnet. Für die Hypothese 2a wurde eine hierarchische Regressionsanalyse mit zwei Modellen durchgeführt. Dieses Vorgehen ermöglichte es, die inkrementelle Varianzaufklärung durch die Hinzunahme des quadrierten climate anxiety Prädiktors evaluieren zu können. Um die Bedeutsamkeit von climate anxiety für klimabezogenes Verhalten zu überprüfen (Hypothese 2b), wurden in einer multiplen linearen Regression weitere Prädiktoren hinzugezogen, von denen, auf Basis der vorhandenen Literatur, ein Zusammenhang mit PEB zu erwarten war. Die Werte der Skalen zur Selbstwirksamkeit, zu klimabezogenem Wissen sowie einem Interaktionsterm aus climate anxiety und Selbstwirksamkeit stellen hierbei die Prädiktoren dar. Zur Reduktion von Multikollinearität wurde der Interaktionsterm als Produkt aus den z-transformierten Werten der climate anxiety Skala und der Skala zur Selbstwirksamkeit berechnet. Es wurde darauf verzichtet, den quadratischen Term von climate anxiety mit in das Modell aufzunehmen, da sich dieser zuvor bereits als statistisch nicht bedeutsam erwiesen hatte.

Ergebnisse

Deskriptive Statistik & Stichprobe

Innerhalb der Stichprobe gab es 121 (29.16 %) männliche, 278 (66.99 %) weibliche und 11 (2.65 %) Personen, die sich als divers identifizierten. Fünf Personen (1.2 %) machten keine Angabe zu ihrem Geschlecht. Das Durchschnittsalter der Personen lag bei 32.59 Jahren ($SD = 12.35$). Die Altersspanne reichte von 16 bis 83 Jahren. Allerdings befanden sich wesentlich mehr junge Versuchspersonen im Datensatz ($Median = 28$). Insgesamt kann die Stichprobe als gebildet beschrieben werden, da sie zu 4.8 % aus promovierten Menschen, 25.3 % aus Personen mit Master oder Diplom, 27.0 % aus Personen mit Bachelor- oder Fachhochschulabschluss, 27.5 % aus Personen mit Abitur, 2.9 % aus Personen mit Realschulabschluss und 0.7 % aus Personen mit Haupt- oder Volksschulabschluss bestand. Lediglich eine Person verfügte über keinen Bildungsabschluss und 1.0 % der Befragten machten keine Angabe zu ihrem Bildungsstatus.

Tabelle 1 zeigt deskriptive Statistiken der jeweiligen Skalen. In Bezug auf die einzelnen Skalenwerte war die berichtete climate anxiety gering ($M = 2.52$, $SD = 1.11$) und es gab bedeutsame Bodeneffekte. So erhielten 7.2 % der Befragten den kleinstmöglichen Gesamtwert von 1.0, was bedeutet, dass diese Versuchspersonen alle Items der

CCAS als auf sie *überhaupt nicht zutreffend* einstufen. Ein ähnliches Bild zeigt sich bei den Skalenwerten zu klimabezogenen Verhaltensweisen ($M = 1.70$, $SD = 0.65$). Hier erhielten 9.9 % der Befragten den kleinstmöglichen Wert von 1.0. Anders verhält es sich bei der Skala zur Erfassung des klimabezogenen Wissens. Ein Mittelwert der Gesamtskala von 0.75 ($SD = 0.16$) zeigt, dass im Schnitt 75 % der Aussagen von den Versuchspersonen korrekt als richtig oder falsch eingestuft wurden. Die Selbstwirksamkeit der Proband_innen liegt etwas über dem Mittelpunkt der Skala ($M = 28.42$, $SD = 4.82$). Die Skalenwerte des PHQ-4 lagen im niedrigen, bis leicht erhöhten Bereich ($M = 3.33$, $SD = 2.66$). Der Mittelwert ist im Vergleich zu einer Stichprobe aus der Primärversorgung leicht erhöht (Kroenke et al., 2009). Basierend auf der Einordnung der Originalautor_innen sind 43.1 % der Befragten im normalen (0–2), 40.3 % in leicht angehobenen (3–5), 11.4 % im moderat angehobenen und 5.3 % im stark angehobenen Bereich einzuordnen.

Inferenzstatistik

Climate Anxiety, Depressivität und Ängstlichkeit

In Bezug auf Hypothese 1 zeigte sich für beide Maße, dass climate anxiety mit Depressivität und Ängstlichkeit signifikant positiv zusammenhängt, $r = .442$, $p < .001$, 95 % KI für r [.36, .52]; $\rho = .444$, $p < .001$, KI für ρ [.36, .52]. Beide Effekte sind als mittelstark zu bewerten (Cohen, 1988). Die isolierten Korrelationen liegen bei $r = .365$, $p < .001$, 95 %, KI für r [.28, .45] für Depressivität respektive $r = .436$, $p < .001$, 95 % KI für r [.36, .51] für Ängstlichkeit.

Climate Anxiety und Pro-Environmental Behavior

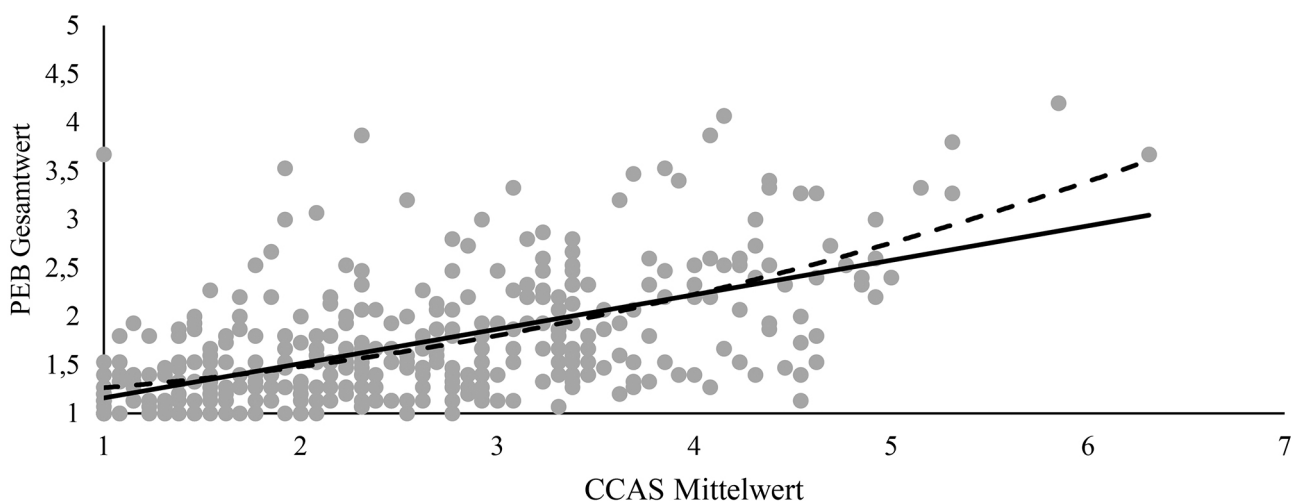
Weiterhin wurde vermutet, dass climate anxiety nur bis zu einem gewissen Punkt förderlich für klimabezogene Verhaltensweisen ist und bei zu großen Ausprägungen zu einem Verhaltensrückgang führt (Hypothese 2a). Die Ergebnisse beider Regressionsmodelle sind in Tabelle 2 abgetragen. Es zeigte sich, dass climate anxiety als Prädiktor für klimabezogene Verhaltensweisen geeignet ist. Das Modell erklärt damit einen signifikanten Anteil der Varianz der Verhaltensweisen, wobei der Anteil der aufgeklärten Varianz nach Cohen (1988) als groß zu bewerten ist.

Die Hinzunahme des quadratischen Prädiktors von climate anxiety in Modell 2 führt dazu, dass der lineare Prädiktor von climate anxiety nicht mehr signifikant wird. Der quadratische Prädiktor wird hingegen signifikant. Das Modell 2 erklärt insgesamt 37.1 % der Varianz im klimabezogenen Verhalten und das ΔR^2 von .012 deutet auf eine marginale, aber signifikante, Verbesserung der Mo-

Tabelle 2. Ergebnisse der hierarchischen Regressionsanalysen mit öffentlichen klimabezogenen Verhaltensweisen als Kriterium

Prädiktoren	B	SE(B)	β	T	p	95% KI		ΔR^2
						UG	OG	
Modell 1								.359, $p < .001$
(Konstante)	0.80	0.06		12.54	< .001	0.68	0.93	
CCAS	0.36	0.02	.60	15.22	< .001	0.31	0.40	
Modell 2								.012, $p = .005$
(Konstante)	1.15	0.14		8.34	< .001	0.88	1.42	
CCAS	0.06	0.11	.10	.56	.574	-0.15	0.27	
CCAS ²	0.05	0.02	.51	2.84	.005	0.02	0.09	

Anmerkungen: Modell 1: $N = 415$; $R^2 = .359$; kor. $R^2 = .358$; $F(1,413) = 231.503$; $p < .001$. Modell 2: $N = 415$; $R^2 = .371$; kor. $R^2 = .368$; $F(2,412) = 121.752$; $p < .001$. CCAS = Climate Change Anxiety Scale.



Anmerkungen: Die durchgezogene Linie stellt die Modellierung des Zusammenhangs durch Modell 1 dar. Die gestrichelte Linie repräsentiert Modell 2. CCAS = Climate Change Anxiety Scale. PEB = pro-environmental behavior.

Abbildung 1. Zusammenhang zwischen climate anxiety und öffentlichen klimabezogenen Verhaltensweisen.

dellanpassung hin. Wie Abbildung 1 zu entnehmen ist, scheint das zweite Modell jedoch eher stärkere Ausprägungen klimabezogener Verhaltensweisen bei höheren climate anxiety Werten vorauszusagen und nicht, wie eingangs angenommen, geringere.

Weitere Prädiktoren von Pro-Environmental Behavior neben Climate Anxiety

Die Ergebnisse der multiplen linearen Regression zur Überprüfung von Hypothese 2b sind in Tabelle 3 zusammengefasst. Insgesamt zeigt das Modell eine hohe Anpassungsgüte (Cohen, 1988). Mit Ausnahme des Interaktionsterms aus Selbstwirksamkeit und climate anxiety werden alle Prädiktoren signifikant. Es lässt sich erkennen, dass climate anxiety, gefolgt vom Wissen über den Klimawandel und Selbstwirksamkeit den stärksten Prädiktor darstellt. Die inkrementelle Varianzaufklärung von climate anxiety als Prädiktor liegt bei $\Delta R^2 = .263$, $p < .001$.

Diskussion

Die Auswirkungen der Klimaveränderungen sind vielfältig und werden auch in Zukunft weiter voranschreiten. Ein tieferes Verständnis, insbesondere für indirekte Effekte des Klimawandels, ist demnach wichtig, um einen adaptiven Umgang mit der Klimakrise zu finden. Daher war es Ziel dieser Studie, das Konstrukt climate anxiety und dessen klinische Relevanz näher zu beleuchten. In der Tat treten Symptome von Ängstlichkeit und Depressivität häufig in Kombination mit climate anxiety auf (Hypothese 1). Gleichzeitig sprechen die Daten dafür, dass climate anxiety generell förderlich für öffentliche PEB ist (Hypothese 2a) und auch unter Hinzunahme weiterer Prädiktoren signifikant zur Vorhersage dieser beiträgt (Hypothese 2b).

Tabelle 3. Ergebnisse der multiplen linearen Regression mit öffentlichen klimabezogenen Verhaltensweisen als Kriterium

Prädiktoren	B	SE(B)	β	T	p	95 % KI	
						UG	OG
(Konstante)	-0.20	0.23		-0.86	.388	-0.64	0.25
CCAS	0.35	0.03	.58	13.45	< .001	0.29	0.40
Wissen	0.76	0.17	.18	4.55	< .001	0.43	1.09
SWS	0.02	0.01	.11	2.76	.006	0.00	0.03
CCAS x SWS	-0.04	0.23	-.06	-0.86	.102	-0.08	0.01

Anmerkungen: N = 415; R² = .403; kor. R² = .397; F (4,410) = 69.251; p < .001. CCAS = Climate Change Anxiety Scale. SWS = Selbstwirksamkeit. Wissen = Wissen über den Klimawandel.

Climate Anxiety, Depressivität und Ängstlichkeit

Anhand der vorliegenden Daten lässt sich der vermutete positive Zusammenhang zwischen climate anxiety und Depressivität, beziehungsweise Ängstlichkeit (Hypothese 1) unterstützen. Die Ergebnisse können damit die Befunde aus vielen vorangegangenen Arbeiten replizieren (u. A. Clayton & Karazsia, 2020; Stewart, 2021; Whitmarsh et al., 2022; Wullenkord et al., 2021), stehen aber auch im Widerspruch zu anderen vorangegangenen Studien (Berry & Peel, 2015; Verplanken & Roy, 2013). Eine mögliche Erklärung könnte in der Befragungsart liegen: Hierzu ist im Fall von Berry und Peel (2015) allerdings zu kritisieren, dass wesentliche statistische Kennwerte nicht in der Veröffentlichung angegeben sind, was die Nachvollziehbarkeit der Ergebnisse erschwert. Auffallend bei Verplanken und Roy (2013) ist, dass dort, verglichen mit den übrigen Studien, keine einheitliche Skala zur Messung der Ängste und Sorgen in Bezug auf den Klimawandel benutzt wurde. Stattdessen wurden Versuchspersonen instruiert, sofern sie sich schon einmal Sorgen über das Klima gemacht hatten, diese aufzuschreiben und anschließend mithilfe des *Habit Index of Negative Thinking* (Verplanken et al., 2007) einzuordnen. Jenes Vorgehen könnte eine mögliche Erklärung für die gegensätzlichen Befunde dieser und anderer Studien sein.

In unserer Studie zeigte sich für die Werte der CCAS, dass verglichen mit anderen Daten aus Deutschland (Wullenkord et al., 2021), die Werte bei der hier betrachteten Stichprobe im Mittel leicht erhöht sind. Grade im Vergleich zu der Studie von Wullenkord et al. (2021) ist auch die von uns gefundene Korrelation als vergleichsweise hoch einzuordnen, wenngleich andere Studien ebenfalls eine vergleichbar hohe Korrelation finden (Clayton & Karazsia, 2020). Mögliche Gründe für die Höhe der hier gefunden Korrelation, könnte der vergleichsweise hohe Anteil weiblicher Personen und das geringere mittlere Alter sein. So konnten Verplanken et al. (2020) bereits zeigen, dass weibliche Personen signifikant höhere Werte für

pathologische Sorgen berichten. Dieselbe Studie kommt außerdem zu dem Ergebnis, dass ein jüngeres Alter mit signifikant mehr Sorgen einhergeht. Außerdem gibt es Hinweise, dass junge Menschen höhere Ausprägungen von climate anxiety aufweisen (Hickman et al., 2021).

Trotz des Hinweises auf eine potenzielle Bedeutsamkeit sollte betont werden, dass die Untersuchung der hier vorliegenden Stichprobe nicht zwangsläufig darauf schließen lässt, dass climate anxiety selbst ein Ausdruck eines psychopathologischen Phänomens ist. Das liegt zum einen an der Stichprobenzusammensetzung, zum anderen aber auch daran, dass aufgrund von Korrelationen keine Aussage über die Wirkrichtung des gefundenen Zusammenhangs getroffen werden kann. Es ist plausibel, anzunehmen, dass eine bestehende psychische Störung, beziehungsweise eine erhöhte psychopathologische Symptombelastung ein Risikofaktor für das Erleben von climate anxiety ist. In der Tat haben Forschende bereits darauf hingewiesen, dass Menschen mit psychischen Störungen verwundbarer für Auswirkungen des Klimawandels sind (Hickman, 2020; Page & Howard, 2010). Hierauf lassen sich auch theoretische Überlegungen zu Depressionen übertragen. Diese gehen oft mit negativen Denkmustern und pessimistischen Sichtweisen einher. In Bezug auf den Klimawandel könnten betroffene Menschen eher dazu neigen, sich Sorgen zu machen und negative Zukunftsszenarien zu erwarten. Ein prominentes Rahmenmodell, welches im Einklang mit dieser Überlegung steht, ist die *kognitive Triade* (Beck, 1987). Menschen mit depressiver Stimmung können dazu tendieren, den Klimawandel durch pessimistische Selbstwahrnehmung, bedrohliche Umweltbilder und düstere Zukunftserwartungen verstärkt als beunruhigend zu erleben. Umgekehrt ist es hingegen genauso denkbar, dass sich negative Kognitionen und Emotionen bezüglich des Klimawandels bei Betroffenen zu einer generellen depressiven oder ängstlichen Symptomatik steigern. Wie Clayton und Karazsia (2020) bereits angemerkt haben, ist auch Rumination ein wesentlicher Bestandteil von climate anxiety. Aufbauend auf dieser Prämisse, gibt es bereits Forschung, die zeigt, dass emotions-

gesteuertes Grübeln stärker mit Angstsymptomen verbunden ist (Olatunji et al., 2013). Es lässt sich vermuten, dass zumindest bei einigen Personen, die hohe Depressivitäts- oder Ängstlichkeitsausprägungen aufweisen, Sorgen und Ängste über den Klimawandel zu einer erhöhten psychopathologischen Belastung beitragen.

Eine wesentliche Einschränkung in der Interpretierbarkeit unserer Ergebnisse ist die fehlende Bestätigung der faktoriellen Validität der CCAS. Ähnlich wie in vorangegangenen Studien (Cruz & High, 2022; Innocenti et al., 2021; Wullenkord et al., 2021) konnten wir die Faktorenstruktur dieses Instruments nicht bestätigen. Dies wirft Zweifel darüber auf, ob die vorliegende Studie tatsächlich ein valides Maß für climate anxiety verwendet hat. Zukünftige Forschung sollte bestrebt sein, verlässliche Messungen von climate anxiety zu verwenden.

Climate Anxiety und Pro-Environmental Behavior

Ein zentrales Merkmal vieler psychischer Störungen ist, dass sie mit Leiden oder Beeinträchtigungen in wichtigen Funktionsbereichen einhergehen. Daher wurde in der hier durchgeführten Studie PEB als ein möglicherweise eingeschränkter Funktionsbereich untersucht (Hypothese 2a). Gerade im Hinblick auf Personen mit starken klimabezogenen Ängsten hätte ein Verhaltensrückgang als Indikator für mögliche klinische Relevanz sein können.

Auf Basis der Ergebnisse lässt sich diese Hypothese jedoch nicht bestätigen. Die Ergebnisse zeigen einen klar positiven Zusammenhang zwischen climate anxiety und PEB. Dies widerspricht zunächst den Befunden der Originalautor_innen der CCAS, die keinen Zusammenhang mit klimabezogenen Verhaltensweisen finden (Clayton & Karazsia, 2020). Dies ist jedoch vermutlich durch die Operationalisierung von Verhaltensweisen zu erklären. Clayton und Karazsia (2020) beziehen sich in den von ihnen verwendeten Items hauptsächlich auf private Verhaltensweisen, während die gegenwärtige Studie bewusst öffentliche Verhaltensweisen untersucht hat. Dementsprechend stehen die Ergebnisse im Einklang mit früheren Studien, die sich auf öffentliches Verhalten beziehen (Verplanken et al., 2020; Verplanken & Roy, 2013; Whitmarsh et al., 2022; Wullenkord et al., 2021). Die Argumentation der genannten Autor_innen kann als Grund für das Ergebnis dieser Studie herangezogen werden. Diese verwenden oft den Begriff der *practical anxiety* (Kurth, 2018). Demnach ist climate anxiety in dem Sinne „praktisch“, da sie dazu führt, dass Menschen sich für das Klima einsetzen. Gerade beim Betrachten der Items der CCAS (z. B. „Meine Sorgen um den Klimawandel untergraben meine Fähigkeit, mein volles Potential auszuschöpfen [...]“) fällt

es jedoch schwer, ein solches Konstrukt als „praktisch“ zu bezeichnen. Aufgrund dessen sollten weitere Erklärungsmöglichkeiten für die gefundenen Ergebnisse in Betracht gezogen werden.

Es fällt auf, dass die Ausprägungen der climate anxiety zwar höher waren als in vergleichbaren Studien, jedoch allgemein betrachtet immer noch als gering zu bezeichnen sind. Daher ist es denkbar, dass eine allgemein höhere Intensität der Angst tatsächlich zu der vermuteten Beeinträchtigung, also zu einem Rückgang der PEB, geführt hätte. Hierfür wäre mehr Varianz, sowohl in Ausprägungen der climate anxiety als auch in PEB wünschenswert gewesen, weshalb wir die hier vorliegenden Ergebnisse mit Vorsicht interpretieren. Darüber hinaus ist Klima-Aktivismus, beziehungsweise sind PEB im Generellen, sicherlich eine Möglichkeit, seinen Ängsten und Sorgen bezüglich der Klimakrise im Sinne von problemorientiertem Coping (Lazarus & Folkman, 1984) zu begegnen. Ojala (2012) konnte in einer Studie mit Kindern zeigen, dass problemorientiertes Coping mit mehr PEB, aber auch mit einem stärkeren negativen Affekt einhergeht. Demnach könnten Proband_innen dieser Studie mehrheitlich diese Coping-Strategien angewendet haben, was zum einen die gefundene Korrelation zwischen climate anxiety und den PHQ-4 Werten, zum anderen den Zusammenhang mit PEB erklären würde. Zukünftige Untersuchungen sollten daher Coping-Strategien als moderierende Variable des Zusammenhangs zwischen climate anxiety und PEB aufnehmen, da sich in der Modifikation der Coping-Strategie auch eine mögliche therapeutische Intervention abzeichnet.

Weitere Prädiktoren von Pro-Environmental Behavior neben Climate Anxiety

Um die Bedeutsamkeit von climate anxiety zu untermauern, wurde schließlich vermutet, dass diese auch unter Hinzunahme weiterer Prädiktoren PEB signifikant vorher sagt (Hypothese 2b). Diese Hypothese fand anhand der vorliegenden Daten Unterstützung. In dem berechneten Regressionsmodell stellt climate anxiety den mit Abstand stärksten Prädiktor dar. Dies ist im Einklang mit Studien, die diesen Zusammenhang bivariat untersucht haben (Verplanken et al., 2020; Verplanken & Roy, 2013; Whitmarsh et al., 2022; Wullenkord et al., 2021). Aufbauend auf den Ergebnissen früherer Studien (Hamann & Reese, 2020; Tobler et al., 2012) konnte neben climate anxiety zusätzlich die Bedeutsamkeit weiterer Konstrukte zur Vorhersage von PEB bestätigt werden. Hierzu zählten unter anderem Wissen über den Klimawandel und Selbstwirksamkeit. Mithilfe des verwendeten Interaktionsterms aus Selbstwirksamkeit und climate anxiety sollte die

aufgestellte Vermutung von Verplanken und Roy (2013) empirisch fundiert werden. Demnach sollten sich hohe Ausprägungen in beiden Konstrukten überadditiv positiv auf PEB auswirken. Diese Vermutung konnte allerdings nicht bestätigt werden. Es sei an dieser Stelle darauf verwiesen, dass, neben den in der Studie verwendeten, weitere etablierte Prädiktoren für PEB existieren, wie zum Beispiel eine kollektive Wirksamkeit (Hamann & Reese, 2022), die politische Einstellung (Neumayer, 2004) und eine „grüne Identität“ (Whitmarsh & O’Neill, 2010). Aufgrund der limitierten Länge des verwendeten Fragebogens waren diese nicht Teil der Analyse, was den Umfang unserer Ergebnisse entsprechend einschränkt. Eine genauere Untersuchung dieser und weiterer Prädiktoren im Zusammenhang mit PEB stellt daher ein vielversprechendes Forschungsfeld dar. Abschließend lässt sich festhalten, dass climate anxiety auch unter Hinzunahme weiterer Konstrukte von zentraler Bedeutung für die Vorhersage von PEB ist. Dies mag auch daran liegen, dass sich beide Konstrukte auf dasselbe Thema beziehen, während andere im Modell verwendete Prädiktoren wie Selbstwirksamkeit eher allgemeiner definiert sind.

Limitationen und Ausblick

Aufgrund des Rekrutierungsprozesses bestand die Stichprobe zu einem großen Teil aus Studierenden mit moderaten bis geringen Ausprägungen, sowohl im PHQ-4 als auch in den Werten für climate anxiety und PEB. Dies schränkt die Übertragbarkeit und Interpretierbarkeit der gefundenen Zusammenhänge, insbesondere hinsichtlich der Beurteilung der klinischen Relevanz, erheblich ein. Es ist beispielsweise nicht auszuschließen, dass bereits die Bekanntgabe des Forschungsthemas innerhalb des Rekrutierungsprozesses zu einer Selbstselektion geführt hat. Außerdem lassen die hier erhobenen querschnittlichen Daten keine kausalen Rückschlüsse zu. Darüber hinaus schränkt die Heterogenität der Konstrukte und Messmethoden die Vergleichbarkeit und Generalisierbarkeit der Ergebnisse der durchgeführten Studien ein. Hinzu kommen die verwendeten Messinstrumente, besonders für PEB und Wissen über den Klimawandel. Diese stellen einige der wenigen auf Deutsch verfügbaren Instrumente dar, bedürfen in der hier verwendeten Form aber einer dezidierten Validierung. Zusätzlich möchten wir aus Gründen der Transparenz darauf hinweisen, dass die vorliegende Studie nicht präregistriert wurde.

Im Hinblick auf zukünftige Forschung lässt sich sagen, dass in vielen Arbeiten oft vernachlässigt wird, dass es sich bei Sorgen und Angst, welche beide als Teil von climate anxiety angesehen werden, letztlich um verschiedene Reaktionen handelt. Daher ist unklar, ob diese Stu-

die climate anxiety überhaupt adäquat gemessen hat. Neuere Forschung zeigt beispielsweise, dass neben Angst auch andere Emotionen wie Ärger eine Rolle spielen (Stanley et al., 2021). Eine klare Unterscheidung zu Konstrukten wie beispielsweise climate worry erscheint sinnvoll, um spezifische Mechanismen zu identifizieren. Entsprechende Skalen existieren bereits (Stewart, 2021). Gleiches gilt für die Unterscheidung zwischen privatem und öffentlichem Umweltverhalten (Stern, 2000). Eine weitere Schwäche dieser Studie stellt die verwendete PHQ-4 Skala dar. Wenngleich diese ein etabliertes Screening-Verfahren zur Erfassung einer generalisierten Angststörung beziehungsweise von Depressivität ist, sind hohe Werte in diesem Messinstrument nicht zwangsläufig mit pathologischen Ängsten oder dem Vorhandensein einer depressiven Störung gleichzusetzen. Zukünftige Studien mit Personen, die tatsächlich an einer diagnostizierten Angststörung leiden, könnten dazu beitragen, die Beziehung zwischen einer manifestierten klinisch relevanten Form von Angst und climate anxiety genauer zu untersuchen.

Fazit

Die durchgeführte Studie hat untersucht, ob und wann es sich bei dem Phänomen climate anxiety um eine adaptive Reaktion oder eine mögliche Variante dysfunktionaler Ängstlichkeit und Depressivität handelt. Die gefundenen Korrelationen sprechen für eine potenzielle klinische Bedeutsamkeit, welche allerdings an einer entsprechenden Stichprobe erneut überprüft werden sollte. In Bezug auf PEB scheint climate anxiety eher förderlich zu sein, auch wenn weitere Prädiktoren hinzugezogen werden. Eine kategoriale Einordnung in dysfunktional oder adaptiv ist daher nicht ohne Weiteres möglich. Wenngleich diese Arbeit zeigt, dass climate anxiety statistisch gesehen einen eher verhaltensfördernden Effekt hat, kann nicht ausgeschlossen werden, dass sich einige Individuen durch ihre klimabezogene Angst gehemmt fühlen. Weitergehende Forschungsansätze mit einer größeren Varianz in den Ausprägungen von climate anxiety und PEB sowie die Erfassung von Coping-Strategien als mögliche Moderatoren stellen mögliche Ansätze dar, um dieser Frage weiter nachzugehen. Eine genauere Definition des Konstrukts nebst längsschnittlichen Designs können ebenfalls dazu beitragen. Abseits dieser theoretischen Implikationen lassen sich aus dieser Studie auch einige praktische Schlüsse ziehen: Der Zusammenhang zwischen climate anxiety und Depressivität sowie Ängstlichkeit zeigt, dass Sorgen und Ängste über den Klimawandel auch relevant für die therapeutische Praxis sein könnten. Sich klimafreundlich zu verhalten könnte hierbei eine wich-

tige Coping-Strategie sein, um diesen Ängsten zu begegnen. Psychologische Forschung und psychotherapeutische Praxis sollten daher die zukünftigen Herausforderungen bezüglich des Klimawandels im Blick behalten, um den daraus resultierenden Problemen für das psychische Wohlbefinden adäquat begegnen zu können.

Literatur

- Albrecht, G. (2011). Chronic environmental change: Emerging 'psychoterratic' syndromes. In I. Weissbecker (Eds.), *Climate change and human well-being: Global challenges and opportunities* (pp. 43–56). New York, NY: Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4419-9742-5_3
- Albrecht, G. A. (2012). Psychoterratic conditions in a scientific and technological world. In P. Kahn & P. Hasbach (Eds.), *Ecopsychology: Science, totems, and the technological species* (pp. 241–264). Cambridge, MA: MIT Press.
- Alisat, S. & Riemer, M. (2015). The environmental action scale: Development and psychometric evaluation. *Journal of Environmental Psychology*, 43, 13–23. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.05.006>
- Beck, A. T. (1987). Cognitive models of depression. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 1(1), 5–37.
- Berry, H. L. & Peel, D. (2015). Worrying about climate change: Is it responsible to promote public debate? *BJPsych International*, 12(2), 31–32. <https://doi.org/10.1192/s2056474000000234>
- Chen, M. (2016). Impact of fear appeals on pro-environmental behavior and crucial determinants. *International Journal of Advertising*, 35(1), 74–92. <https://doi.org/10.1080/02650487.2015.1101908>
- Clayton, S. (2020). Climate anxiety: Psychological responses to climate change. *Journal of Anxiety Disorders*, 74, 102263. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102263>
- Clayton, S. & Karazsia, B. T. (2020). Development and validation of a measure of climate change anxiety. *Journal of Environmental Psychology*, 69, 101434. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101434>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd Ed.). Mahwah, NJ: Erlbaum Associates.
- Cruz, S. M. & High, A. C. (2022). Psychometric properties of the climate change anxiety scale. *Journal of Environmental Psychology*, 84, 101905. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2022.101905>
- Cunsolo, A. & Ellis, N. R. (2018). Ecological grief as a mental health response to climate change-related loss. *Nature Climate Change*, 8(4), 275–281. <https://doi.org/10.1038/s41558-018-0092-2>
- Dietz, T., Stern, P. C. & Guagnano, G. A. (1998). Social structural and social psychological bases of environmental concern. *Environment and Behavior*, 30(4), 450–471. <https://doi.org/10.1177/001391659803000402>
- Dodds, J. (2021). The psychology of climate anxiety. *The British Journal of Psychiatry*, 45(4), 222–226. <https://doi.org/10.1192/bjb.2021.18>
- Doherty, T. J. & Clayton, S. (2011). The psychological impacts of global climate change. *The American Psychologist*, 66(4), 265–276. <https://doi.org/10.1037/a0023141>
- Hamann, K. & Reese, G. (2020). My influence on the world (of others): Goal efficacy beliefs and efficacy affect predict private, public, and activist pro-environmental behavior. *Journal of Social Issues*, 76(1), 35–53. <https://doi.org/10.1111/josi.12369>
- Hamann, K. & Reese, G. (2022). *My Influence on the World (of Others): Supplements, Data, and Script*. <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/UBJJC3>
- Hickman, C. (2020). We need to (find a way to) talk about ... Eco-anxiety. *Journal of Social Work Practice*, 34(4), 411–424. <https://doi.org/10.1080/02650533.2020.1844166>
- Hickman, C., Marks, E., Pihkala, P., Clayton, S., Lewandowski, R. E., Mayall, E. E., Wray, B., Mellor, C. & van Susteren, L. (2021). Climate anxiety in children and young people and their beliefs about government responses to climate change: A global survey. *The Lancet Planetary Health*, 5(12), e863–e873. [https://doi.org/10.1016/S2542-5196\(21\)00278-3](https://doi.org/10.1016/S2542-5196(21)00278-3)
- Higginbotham, N., Connor, L., Albrecht, G., Freeman, S. & Agho, K. (2007). Validation of an environmental distress scale. *Eco-Health*, 3(4), 245–254. <https://doi.org/10.1007/s10393-006-0069-x>
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30(2), 179–185. <https://doi.org/10.1007/BF02289447>
- Innocenti, M., Santarelli, G., Faggi, V., Castellini, G., Manelli, I., Magrini, G., Galassi, F. & Ricca, V. (2021). Psychometric properties of the Italian version of the Climate Change Anxiety Scale. *The Journal of Climate Change and Health*, 3, 100080. <https://doi.org/10.1016/j.joclim.2021.100080>
- IPCC. (2022). *Global Warming of 1.5 °C: IPCC Special Report on impacts of global warming of 1.5 °C above pre-industrial levels in context of strengthening response to climate change, sustainable development, and efforts to eradicate poverty* (1st Ed.). Cambridge: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/9781009157940>
- Jerusalem, M. & Schwarzer, R. (2003). SWE – Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung. *ZPID (Leibniz Institute for Psychology Information) – Testarchiv*. <https://doi.org/10.23668/PSYCHARCHIVES.307>
- Kroenke, K., Spitzer, R. L., Williams, J. B. W. & Löwe, B. (2009). An ultra-brief screening scale for anxiety and depression: The PHQ-4. *Psychosomatics*, 50(6), 613–621. <https://doi.org/10.1176/appi.psy.50.6.613>
- Kurth, C. (2018). *The anxious mind: An investigation into the varieties and virtues of anxiety*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Kurth, C. & Pihkala, P. (2022). Eco-anxiety: What it is and why it matters. *Frontiers in Psychology*, 13, 981814. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.981814>
- Lazarus, R. S. & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. New York, NY: Springer Publishing Company.
- LeDoux, J. E. (1998). *The emotional brain: The mysterious underpinnings of emotional life*. New York, NY: Simon & Schuster.
- Leiner, D. J. (2019). Too fast, too straight, too weird: Non-reactive indicators for meaningless data in internet surveys. *Survey Research Methods*, 229–248. <https://doi.org/10.18148/SRM/2019.V13I3.7403>
- Leiner, D. J. (2022). *SoSci Survey* (3.4.03) [Software]. <https://www.sosicurvey.de>
- Lovibond, P. F. & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour Research and Therapy*, 33(3), 335–343. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(94\)00075-U](https://doi.org/10.1016/0005-7967(94)00075-U)
- Löwe, B., Wahl, I., Rose, M., Spitzer, C., Glaesmer, H., Wingenfeld, K., Schneider, A. & Brähler, E. (2010). A 4-item measure of depression and anxiety: Validation and standardization of the Patient Health Questionnaire-4 (PHQ-4) in the general population. *Journal of Affective Disorders*, 122(1–2), 86–95. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2009.06.019>
- Loy, L. S., Hamann, K. R. S. & Reese, G. (2020). Navigating through the jungle of information. Informational self-efficacy predicts

- climate change-related media exposure, knowledge, and behaviour. *Climatic Change*, 163(4), 2097–2116. <https://doi.org/10.1007/s10584-020-02918-9>
- Luszczynska, A., Scholz, U. & Schwarzer, R. (2005). The General Self-Efficacy Scale: Multicultural validation studies. *The Journal of Psychology*, 139(5), 439–457. <https://doi.org/10.3200/JRLP.139.5.439-457>
- Neumayer, E. (2004). The environment, left-wing political orientation and ecological economics. *Ecological Economics*, 51(3), 167–175. <https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2004.06.006>
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 32(3), 396–402. <https://doi.org/10.3758/BF03200807>
- Ojala, M. (2012). How do children cope with global climate change? Coping strategies, engagement, and well-being. *Journal of Environmental Psychology*, 32(3), 225–233. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2012.02.004>
- Olatunji, B. O., Naragon-Gainey, K. & Wolitzky-Taylor, K. B. (2013). Specificity of rumination in anxiety and depression: A multimodal meta-analysis. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 20(3), 225–257. <https://doi.org/10.1111/cpsp.12037>
- Page, L. A. & Howard, L. M. (2010). The impact of climate change on mental health (but will mental health be discussed at Copenhagen?). *Psychological Medicine*, 40(2), 177–180. <https://doi.org/10.1017/S0033291709992169>
- Pihkala, P. (2020). Anxiety and the ecological crisis: An analysis of eco-anxiety and climate anxiety. *Sustainability*, 12(19), 7836. <https://doi.org/10.3390/su12197836>
- Reese, G., Rosenmann, A. & Cameron, J. E. (2019). Chapter 7—Social identity and responses to global environmental crises. In G. Reese, A. Rosenmann & J. E. Cameron (Hrsg.), *The psychology of globalization* (S. 157–181). Cambridge, MA: Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-812109-2.00007-0>
- Rimm, H. & Jerusalem, M. (1999). Adaptation and validation of an estonian version of the general self-efficacy scale (ESES). *Anxiety, Stress & Coping*, 12(3), 329–345. <https://doi.org/10.1080/10615809908250481>
- Schwarzer, R., Jerusalem, M., Weinman, J., Wright, S. & Johnston, M. (1995). Generalized Self-Efficacy Scale. *Measures in Health Psychology: A User's Portfolio. Causal and control beliefs Windsor*.
- Stanley, S. K., Hogg, T. L., Leviston, Z. & Walker, I. (2021). From anger to action: Differential impacts of eco-anxiety, eco-depression, and eco-anger on climate action and wellbeing. *The Journal of Climate Change and Health*, 1, 100003. <https://doi.org/10.1016/j.joclhm.2021.100003>
- Steg, L. & Vlek, C. (2009). Encouraging pro-environmental behaviour: An integrative review and research agenda. *Journal of Environmental Psychology*, 29(3), 309–317. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2008.10.004>
- Stern, P. C. (2000). New environmental theories: Toward a coherent theory of environmentally significant behavior. *Journal of Social Issues*, 56(3), 407–424. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00175>
- Stewart, A. E. (2021). Psychometric properties of the Climate Change Worry Scale. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(2), Article 2. <https://doi.org/10.3390/ijerph18020494>
- Swim, J., Clayton, S., Doherty, T., Gifford, R., Howard, G., Reser, J., Stern, P. & Weber, E. (2009). *Psychology and global climate change: Addressing a multi-faceted phenomenon and set of challenges. A report by the American Psychological Association's task force on the interface between psychology and global climate change*. Washington, D.C.: American Psychological Association. <https://www.apa.org/science/about/publications/climate-change-booklet.pdf>
- Tobler, C., Visschers, V. H. M. & Siegrist, M. (2012). Consumers' knowledge about climate change. *Climatic Change*, 114(2), 189–209. <https://doi.org/10.1007/s10584-011-0393-1>
- Verplanken, B., Friborg, O., Wang, C. E., Trafimow, D. & Woolf, K. (2007). Mental habits: Metacognitive reflection on negative self-thinking. *Journal of Personality and Social Psychology*, 92(3), 526–541. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.92.3.526>
- Verplanken, B., Marks, E. & Dobromir, A. I. (2020). On the nature of eco-anxiety: How constructive or unconstructive is habitual worry about global warming? *Journal of Environmental Psychology*, 72, 101528. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101528>
- Verplanken, B. & Roy, D. (2013). "My worries are rational, climate change is not": Habitual ecological worrying is an adaptive response. *PLoS ONE*, 8(9), e74708. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0074708>
- Watts, N., Adger, W. N., Agnolucci, P., Blackstock, J., Byass, P., Cai, W., Chaytor, S., Colbourn, T., Collins, M., Cooper, A., Cox, P. M., Depledge, J., Drummond, P., Ekins, P., Galaz, V., Grace, D., Graham, H., Grubb, M., Haines, A. et al. (2015). Health and climate change: Policy responses to protect public health. *The Lancet*, 386(10006), 1861–1914. [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(15\)60854-6](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(15)60854-6)
- Whitmarsh, L. & O'Neill, S. (2010). Green identity, green living? The role of pro-environmental self-identity in determining consistency across diverse pro-environmental behaviours. *Journal of Environmental Psychology*, 30(3), 305–314. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2010.01.003>
- Whitmarsh, L., Player, L., Jiongco, A., James, M., Williams, M., Marks, E. & Kennedy-Williams, P. (2022). Climate anxiety: What predicts it and how is it related to climate action? *Journal of Environmental Psychology*, 83, 101866. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2022.101866>
- Wullenkord, M. C., Tröger, J., Hamann, K. R. S., Loy, L. S. & Reese, G. (2021). Anxiety and climate change: A validation of the Climate Anxiety Scale in a German-speaking quota sample and an investigation of psychological correlates. *Climatic Change*, 168(3), 20. <https://doi.org/10.1007/s10584-021-03234-6>

Onlineveröffentlichung: 26.07.2024

Danksagung

Wir danken Verena Bernhardt, Marie-Louise Cunningham, Franziska Engels und Anne Weber für ihre Unterstützung bei Entwicklung und Realisierung der Online-Datenerhebung für diese Studie. Außerdem danken wir Till Walter und Majbrit Sommer für kritische Anmerkungen zu einer früheren Version dieses Manuskripts.

Ethische Richtlinien

Das Prozedere wurde apriori von der Ethikkommission des Psychologischen Instituts der Johannes-Gutenberg Universität Mainz als ethisch unbedenklich eingestuft (Genehmigungsnummer: 2022-JGU-psychEK-S027).

Open Data

Ergänzende Unterlagen inklusive des verwendeten Datensatzes und Analyseskripts sind im Open Science Framework (OSF) zu finden: <https://osf.io/683kh/>

Förderung

Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch die Johannes Gutenberg-Universität Mainz.

ORCID

Michael Witthöft

 <https://orcid.org/0000-0002-4928-4222>**Lukas Wagner**

Abteilung für Klinische Psychologie, Psychotherapie und

Experimentelle Psychopathologie

Psychologisches Institut

Johannes Gutenberg-Universität Mainz

Wallstraße 3

55122 Mainz

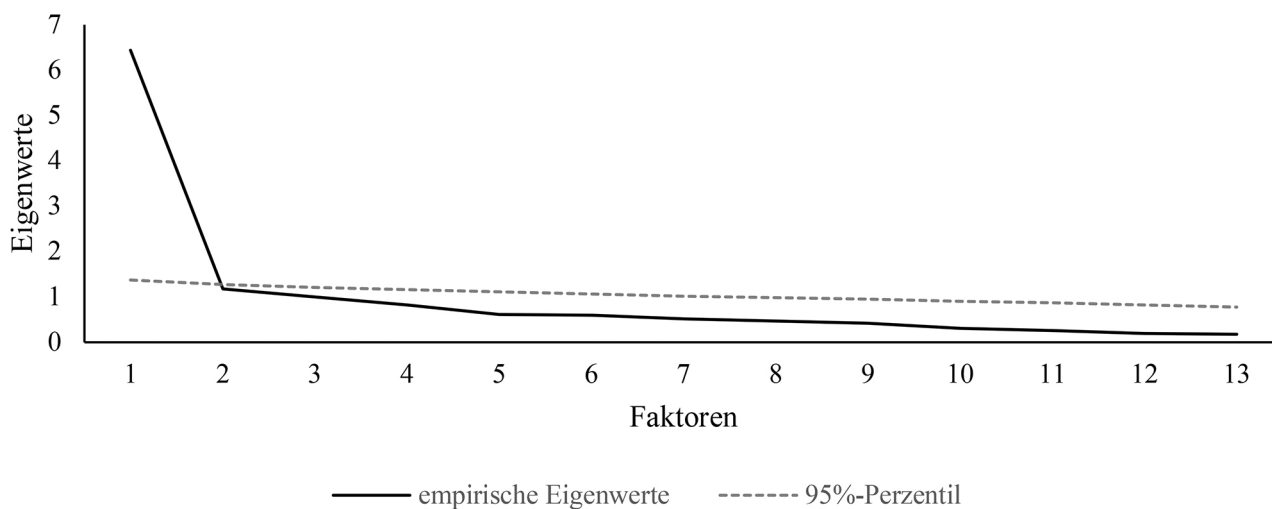
Deutschland

lukas.wagner@students.uni-mainz.de

Anhang A

Parallelanalyse – *Climate Change Anxiety Scale*

Da die Clayton und Karazsia (2020) im Original berichtete Faktorenstruktur in anderen Validierungsstudien teilweise nicht repliziert werden konnte (z. B. Cruz & High, 2022; Innocenti et al., 2021; Wullenkord et al., 2021), wurde zunächst die Struktur des Instruments mittels einer exploratorischen Faktorenanalyse geprüft. Sowohl der Bartlett-Test ($\chi^2(78) = 3001.81$ $p < .001$) als auch der Kaiser-Meyer-Olkin Koeffizient ($KMO = .913$) weisen darauf hin, dass sich die Variablen grundsätzlich faktorieren lassen. Wie bei Clayton und Karazsia (2020) wurde daher auch hier eine Hauptfaktorenanalyse (PFA) mit direkter Oblimin-Rotation durchgeführt. Demnach existieren zwar drei Faktoren mit Eigenwerten größer als eins, jedoch zeigt der Eigenwerteverlauf einen eindeutig dominanten Faktor mit einem Eigenwert von 6.43, der allein bereits 49.52% der Gesamtvarianz erklärt. Da eine Auswahl von extrahierten Faktoren anhand des Screeplots subjektiv sein kann, wurde zusätzlich eine Parallelanalyse nach Horn (1965) mithilfe des SPSS-Makros von O'Connor (2000) durchgeführt. Hierzu wurde eine Hauptachsenanalyse (PCA) gerechnet. Die Ergebnisse bestätigen das Ergebnis des Screeplots, da hier nur der erste Faktor über dem 95%-Perzentil der zufällig generierten Daten liegt (Abbildung A1). Aus diesem Grund wurden alle 13 Items der Skala zu einem Gesamtmittelwert zusammengefasst.



Anmerkungen: Eigenwerteverlauf basierend auf einer Hauptachsenanalyse (PCA) der 13 Items der Climate Change Anxiety Scale. Die gestrichelte Linie repräsentiert das 95%-Perzentil der Zufallseigenwerte (basierend auf 3000 Iterationen).

Abbildung A1. Parallelanalyse der Climate Change Anxiety Scale.