



UNIVERSITY  
OF APPLIED SCIENCES

## **Bachelorarbeit**

### **Psychologie**

Thema der Bachelorarbeit:

### **Bewusstseinskomponenten und persönliche Norm als Prädiktoren der Rechtfertigung klimarelevanten Verhaltens**

**Norma Clemen**

**Matrikel-Nr. 1121438**

**Erstprüfer:**

**Christoph Heuser, B.A. M.Sc.**

**Zweitprüferin:**

**Mara Pairan, M.Sc.**

Die Bachelorarbeit ist bis zum 11.12.2023 einzureichen.

## **Abstract**

Personal norms and aspects of awareness such as problem perception or expected ability to provide relief have a significant influence on the implementation of climate-friendly behaviour. In contrast, justification arguments can directly negate climate-protecting behaviour. Until now, it was unclear whether this climate-negating justification (CNJ) could be reduced by increasing climate awareness and personal norms. Therefore, it was examined to what extent the CNJ decreases as the level of consciousness components increases. Furthermore, it was tested whether a decrease in the CNJ can be expected as personal norms increase. The study was based on a sample of people living in Germany ( $N = 2,017$ ). Female (50.7%) and male (48.9%) people from all federal states, age groups ( $M = 45.36$ ;  $SD = 17.24$ ), income and education levels were represented. The Peritia survey initiated by the European Union served as the data source and was carried out online in 2022 using a self-report questionnaire. Instruments for measuring problem awareness, options for action, ability to provide relief, responsibility, personal norms and CNJ were adapted. A hierarchical regression analysis was used to determine predictors of CNJ. An increase in problem awareness, ability to provide relief, responsibility and personal norms led to a reduction in the CNJ. Increasing personal norms also had a decreasing effect on CNJ. Options for action could not reduce CNJ in every condition context. In order to reduce climate-negating justification, measures should be promoted and evaluated that address problem perception, ability to provide relief, sense of responsibility and personal norms. Identifying options for action does not appear to be sufficient to overcome the justification barrier, which blocks climate-protective behaviour.

*Keywords:* justification, defence steps, pro-environmental behaviour, norm activation, personal norms, problem awareness, options for action, ability to provide relief, ascription of responsibility, hierarchical regression.

## Zusammenfassung

Persönliche Normen und Bewusstseinsaspekte wie Problemwahrnehmung oder erwartete Selbstwirksamkeit haben bedeutsamen Einfluss auf die Umsetzung klimafreundlichen Verhaltens. Dagegen können Rechtfertigungsargumente klimaschützendes Verhalten unmittelbar negieren. Bislang war unklar, ob diese Klimanegierende Rechtfertigung (KNR) durch eine Steigerung von Klimabewusstsein und persönlicher Norm gesenkt werden kann. Deshalb wurde geprüft, inwiefern sich mit zunehmender Ausprägung der Bewusstseinskomponenten die KNR verringert. Weiterhin wurde getestet, ob mit steigender persönlicher Norm eine Absenkung der KNR zu erwarten ist. Grundlage der Untersuchung bildete eine Stichprobe mit in Deutschland lebenden Personen ( $N = 2017$ ). Vertreten waren weibliche (50,7%) und männliche (48,9%) Personen aller Bundesländer, Altersgruppen ( $M = 45,36$ ;  $SD = 17,24$ ), Einkommens- und Bildungsniveaus. Als Datenquelle diente die von der Europäischen Union initiierte Erhebung *Peritia*, welche 2022 online mittels Selbstberichtsfragebogen durchgeführt wurde. Instrumente zur Messung von Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung, persönlicher Norm und KNR wurden adaptiert. Zur Ermittlung von Prädiktoren der KNR fand eine hierarchische Regressionsanalyse Anwendung. Erhöhung von Problembewusstsein, Selbstwirksamkeit, Verantwortung und persönlicher Norm ließen jeweils eine Senkung der KNR erwarten. Ebenso hatte die Steigerung persönlicher Norm einen mindernden Effekt auf KNR. Handlungsoptionen konnten KNR nicht in jedem Bedingungskontext reduzieren. Zum Abbau Klimanegierender Rechtfertigung sollten deshalb Maßnahmen gefördert und evaluiert werden, die Problemwahrnehmung, Selbstwirksamkeitserwartung, Verantwortungsbewusstsein und persönliche Norm adressieren. Das Aufzeigen von Handlungsoptionen erscheint nicht ausreichend, um die Rechtfertigungs-Barriere zu überwinden, welche klimaschützendes Verhalten blockiert.

*Schlüsselbegriffe:* Rechtfertigung, Rechtfertigungsargumente, Pro-Umwelt-Verhalten, Normaktivierung, persönliche Norm, Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung, hierarchische Regression.

## Inhaltsverzeichnis

Abkürzungsverzeichnis	
Tabellenverzeichnis	
Abbildungsverzeichnis	
1 Einleitung	7
2 Theorie	10
2.1 Normaktivierungsmodell als theoretischer Rahmen	11
2.2 Aktueller Forschungsstand	13
2.3 Präzisierung der Problemstellung	23
3 Methodik	24
3.1 Erhebung, Datenaufbereitung und Stichprobe	24
3.2 Messinstrumente	26
3.2.1 Rechtfertigung klimarelevanten Verhaltens	27
3.2.2 Bewusstseinskomponenten und persönliche Norm	30
3.2.3 Soziodemografische Faktoren	33
3.3 Hypothesenprüfung	34
4 Ergebnisse	37
4.1 Effekte der Bewusstseinskomponenten	38
4.2 Effekt persönlicher Norm	42
5 Diskussion	44
6 Ausblick	49
Literaturverzeichnis	51
Anlagenverzeichnis	63
Anlagen	64
Eigenständigkeitserklärung	

## Abkürzungsverzeichnis

ANOVA	Analysis Of Variance (Varianzanalyse)
AVE	Average Variance Extracted (durchschnittlich erfasste Varianz)
BMBF	Bundesministerium für Bildung und Forschung
CO <sub>2</sub>	Kohlenstoffdioxid
EU	Europäische Union
HBE	Haushaltsbruttoeinkommen (jährlich)
HO	Handlungsoptionen
ISCED	International Standard Classification of Education (Internationale Standardklassifikation des Bildungswesens)
KI	Konfidenzintervall
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin (Maß der Stichprobeneignung)
KNR	Klima-negierende Rechtfertigung
Max	Maximum
Min	Minimum
NAM	Normaktivierungsmodell
OG	Obergrenze
PB	Problembewusstsein
PEB	Pro-environmental behaviour (Pro-Umwelt-Verhalten)
PN	Persönliche Norm
$R^2_{adj}$	Adjustiertes Bestimmtheitsmaß
SW	Selbstwirksamkeit
StBA	Statistisches Bundesamt
UG	Untergrenze
VA	Verantwortung
VIF	Variance Inflation Factor

## Tabellenverzeichnis

Tabelle 1:	Pearson-Korrelation: KNR und spezifisches PEB . . . . .	28
Tabelle 2	Mustermatrix Hauptkomponenten KNR und Unterstützung politischer Maßnahmen . . . . .	29
Tabelle 3	Operationalisierung der NAM-Konstrukte. . . . .	32
Tabelle 4	Mustermatrix der Hauptkomponenten NAM . . . . .	33
Tabelle 5	Deskriptive Statistiken . . . . .	35
Tabelle 6	Bivariate Pearson-Korrelation . . . . .	39
Tabelle 7	Modellzusammenfassung linearer Regression: gebündelter Einschluss Bewusstseinskomponenten . . . . .	39
Tabelle 8	F-Statistik der ANOVA hierarchischer Regression . . . . .	39
Tabelle 9	Parameter hierarchischer Regression: soziodemografische Faktoren, gebündelte Bewusstseinskomponenten. . . . .	41
Tabelle 10	Modellzusammenfassung hierarchischer Regression mit schrittweisem Einschluss der Bewusstseinskomponenten . . . . .	42
Tabelle 11	Modellzusammenfassungen hierarchischer Regression: soziodemografische Faktoren, Bewusstseinskomponenten, persönliche Norm . . . . .	43
Tabelle 12	F-Statistik der ANOVA hierarchischer Regression nach Einbezug persönlicher Norm . . . . .	43
Tabelle 13	Regressionsparameter nach Einbezug persönlicher Norm . . . . .	44

## Abbildungsverzeichnis

Abbildung 1	Normaktivierungsmodell nach Schwartz (1977, S. 241) unter Anwendung im Klimakontext . . . . .	13
-------------	--	----

## 1 Einleitung

Im Vergleich zur vorindustriellen Zeit ist die globale Temperatur bis zum Jahr 2020 um rund 1,09 °C gestiegen. Der menschengemachte Anteil an dieser Erwärmung wird auf rund 1,07 °C geschätzt. Ursächlich hierfür sind insbesondere Aktivitäten, welche Treibhausgase wie Kohlenstoffdioxid (CO<sub>2</sub>), Methan und Distickstoffmonoxid freisetzen (Intergovernmental Panel on Climate Change [IPCC], 2023, S. 6).

Im Vergleich zu anderen alltäglichen Temperaturschwankungen scheint dies eine eher geringe Veränderung zu sein. Hieraus resultieren jedoch bereits Wetterextreme auf allen Kontinenten. Am stärksten davon betroffen sind bisher allerdings noch Länder, welche an der Erderwärmung selbst kaum beteiligt sind. Eine geografische Expansion gesellschaftlicher, wirtschaftlicher und gesundheitlicher Auswirkungen ist aber absehbar. Zur Begrenzung der Erderwärmung auf 1,5 °C oder 2,0 °C stuft der Weltklimarat die frühen 2020er Jahre als wesentlich ein (IPCC, 2023, S. 6, 56).

Auch in den Medien wird der Klimawandel zunehmend als Phänomen mit Notfallcharakter beschrieben, das über eine temporäre Krise hinausgeht (McHugh et al., 2021, S. 1, 6; Oxford Languages, o. J., o. S.). In den Jahren 2019 und 2021 nimmt die europäische und deutsche Bevölkerung den Klimawandel als wichtigstes Problem wahr, dem die Welt gegenübersteht (Europäische Kommission, 2021, S. 1; Europäisches Parlament, 2019, S. 2).

Obwohl die Gemeinschaft der Klimawissenschaftler\*innen seit den 1970er Jahren die Dringlichkeit zur Begrenzung der Klimaveränderungen betont (Ripple et al., 2020, S. 8), zeigen McHugh et al. (2021, S. 1–2, 6) ein stark verzögertes öffentliches Bewusstsein der letzten Jahre.

Trotz dieser veränderten Darstellung und Wahrnehmung (McHugh et al., 2021, S. 1–2, 6; Oxford Languages, o. J., o. S.; Europäische Kommission, 2021, S. 1; Europäisches Parlament, 2019, S. 2) besteht weiterhin eine Kluft zwischen klimafreundlichen Einstellungen und tatsächlichem Verhalten. Diese Einstellungs-Verhaltens-Lücke (*attitude-behaviour gap*) ist in jüngerer wie in früherer Forschung präsent (Zhang et al., 2023, S. 2428; Bosco, 2023, S. 73–74; Uren et al., 2021, S. 455–456; Joanes et al., 2020, S. 6; Quoquab & Mohammad, 2020, S. 305; Yamoah & Acquaye, 2019, S. 172–173; Quoquab et al., 2019, S. 793; Visser et al., 2018, S. 664–665; Sudbury-Riley & Kohlbacher, 2016, S. 2699; Carrington et al., 2014, S. 2759; Auger & Devinney, 2007, S. 362).

Psychologisch ausgerichtete Forschung zum Klimawandel ist vielfältig (Tam et al., 2021, S. 132–134). Allerdings werden diesbezügliche Veröffentlichungen von Untersuchungen zu individuellen Unterschieden wie Persönlichkeitseigenschaften dominiert. Währenddessen sind sozialpsychologische Prozesse im wissenschaftlichen Diskurs deutlich unterrepräsentiert und erscheinen marginalisiert (Tam et al., 2021, S. 138).

Aus sozialpsychologischer Sicht ist die Unterlassung klimaschützenden Verhaltens mit dem gut untersuchten Phänomen des Zuschauereffekts vergleichbar. Hierbei erfahren Personen in Notsituationen paradoxerweise weniger Unterstützung, je mehr Zuschauende anwesend sind. Obwohl Hilfe durch die Anwesenheit vieler Personen wahrscheinlicher werden sollte, sinkt gerade dadurch die wahrgenommene Verantwortung und Hilfestellung wird eher unterlassen (Chekroun & Brauer, 2002, S. 863; Walster et al., 1970, S. 202; Berscheid et al., 1969, S. 431; Darley & Latané, 1968, S. 383). Als Erklärungsgrundlage für dieses Phänomen dient sehr häufig das *Normaktivierungsmodell (NAM)* (Schwartz, 1977, S. 222, 241–242).

Hieran angelehnt hat sich das NAM auch als Erklärung für *Pro-Umwelt-Verhalten (pro-environmental behaviour [PEB])* etabliert. Dort vermutete Verknüpfungen ließen sich auf den Umweltbereich übertragen und sind mehrheitlich gut untersucht (Bouman et al., 2020, S. 3, 7; Fang et al., 2019, S. 14; Song et al., 2019, S. 220; Joanes et al., 2020, S. 6; Jakučionytė-Skodienė & Liobikienė, 2021, S. 1–2; Büchs, 2017, S. 246; Baier, 2017, S. 212).

Ein wichtiges Element des NAM ist dagegen relativ wenig erforscht. Die Rechtfertigungsabwehr (*defence steps*) ist als direkte Barriere vor helfendem Verhalten beschrieben. Sie hat demnach das Potential, Hilfeverhalten zu verhindern, obwohl es ein Bewusstsein über die Notlage gibt und Voraussetzungen zur Hilfestellung gegeben sind (Schwartz, 1977, S. 241).

Für diese Barriere fand in deutschsprachigen Veröffentlichungen der Ausdruck *Rechtfertigungsargumente* mehrfach Anwendung (Kilian, 2021, S. 158; Baier, 2017, S. 201). Das Konstrukt umfasst Begründungen, die Hilfeverhalten als nicht notwendig deklarieren und so eine Unterlassung ermöglichen (Baier, 2017, S. 204).

Konzeptionell entspricht dies dem psychischen Abwehrmechanismus der Rationalisierung. Hierbei werden unliebsame Handlungsmotive umgedeutet und durch vermeintlich vernunftgemäße Argumente ersetzt (Dorsch, o. J., o. S.).



Um begrifflich den Klimabezug abzubilden, wird hierfür in der vorliegenden Arbeit die Bezeichnung *Klima-negierende Rechtfertigung (KNR)* genutzt. Operational als synonym betrachtet werden die Formulierungen *Rechtfertigung klimarelevanter Verhaltens* sowie *Klimarechtfertigung* und sprachliche Äquivalente.

Einige Rechtfertigungskonstrukte konnten bereits mit PEB in Verbindung gebracht werden. Wie KNR vorhergesagt werden kann, ist jedoch bislang nicht genau geklärt (Tam et al., 2021, S. 133–134; Árnadóttir et al., 2021, S. 282–283; Baier, 2017, S. 209, 211; Feygina et al., 2010, S. 330–331).

Um diesen Bedarf aufzugreifen, war das Ziel der vorliegenden Arbeit, die theoretischen Einflüsse der KNR zu beleuchten. Im Fokus stand die Frage, ob Bewusstseinskomponenten und persönliche Norm als Prädiktoren der KNR fungieren. Hierzu wurde geprüft, inwiefern Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung und persönliche Norm KNR vorhersagen (Schwartz, 1977, S. 241).

Zunächst erfolgt eine detaillierte Darstellung des NAM (Schwartz, 1977, S. 241) sowie des wissenschaftlichen Kenntnisstands. Davon ausgehend werden Forschungsfrage und Hypothesen skizziert.

Im weiteren Verlauf werden Datengewinnung, Stichprobe und verwendete Instrumente deskriptiv dargelegt. Mangels größerer Studien zu Einflüssen auf KNR fand die Beantwortung der Forschungsfrage auf Basis einer größeren Erhebung statt. Der *Peritia*-Datensatz (Duffy et al., 2023, o. S.) ist eine von der Europäischen Union (EU) initiierte Querschnittsstudie des Programms *Horizon 2020* (Hewlett et al., 2022, S. 145). Anhand des Datensatzes wurde eine bestehende Skala zur KNR-Messung nach Empfehlung von Baier (2017, S. 212) angepasst. Die erfolgte Validitäts- und Reliabilitätsprüfung wird ebenfalls beschrieben.

Mit einer multiplen linearen Regression wurde KNR auf ihre Einflüsse hin untersucht. Als Kovariate flossen zunächst soziodemografische Faktoren in die Analyse ein. Nach der Hierarchie des theoretischen Modells fanden danach stufenweise die Bewusstseinskomponenten sowie persönliche Norm Einzug. Die ermittelten Ergebnisse werden dokumentiert und in der darauffolgenden Diskussion interpretiert. Sich hieraus ableitende Anschlussforschung und implizierte Anwendungsfelder werden angerissen.

## 2 Theorie

Prosoziales Verhalten ist seit Langem fester Bestandteil des psychologischen Forschungsprozesses. Anlass hierfür war ursprünglich die Erklärungsbedürftigkeit des seit den 1960er Jahren beobachteten Zuschauereffektes. Das Phänomen beschreibt das Paradox, dass sich die Wahrscheinlichkeit der Hilfestellung in Notsituationen verringert, je mehr Zuschauende anwesend sind (Darley & Latané, 1968, S. 383; Schwartz, 1977, S. 222). Im Vordergrund des Interesses stand hierbei insbesondere der Aspekt der *Unterlassung von Hilfe* in Situationen mit *Notfallcharakter* (Schwartz, 1977, S. 222).

Daran anknüpfend entwickelte Schwartz (1977, S. 222, 241) das Modell der Normaktivierung mit dem primären Ziel, ausbleibende Hilfeleistungen in Notlagen zu erklären. Die in diesem Kontext entstandene Theorie dient bis heute als Unterbau für viele Forschungsarbeiten zum Teilgebiet des Pro-Umwelt-Verhaltens (Richter & Hunecke, 2022, S. 3; Bouman et al., 2020, S. 2; Song et al., 2019, S. 220).

Doch auch andere Ansätze wurden zur Erklärung von PEB genutzt (Lu et al., 2023, S. 6917). Hierzu zählen die Theorie geplanten Verhaltens (*theory of planned behaviour*) (Ajzen, 1991, S. 182), die Wert-Überzeugungs-Norm-Theorie (*value-belief-norm theory*) (Stern et al., 1999, S. 84) sowie die Selbstbestimmungstheorie (*self-determination theory*) (Deci & Ryan, 2000, S. 237).

Die Verwendung des NAM als theoretische Basis der vorliegenden Arbeit begründet sich im Zusammenspiel zweier Aspekte:

(1) Ausgehend von der allgemein etablierten Einstufung des Klimawandels als humanitärer Notfall (*climate emergency*) (Ripple et al., 2020, S. 8; McHugh et al., 2021, S. 2, 6; Oxford Languages, o. J., o. S.; Europäische Kommission, 2021, S. 1; Europäisches Parlament, 2019, S. 2), besteht eine thematische Passung zum Zuschauereffekt (Darley & Latané, 1968, S. 383). Da das NAM zur Erklärung von Hilfeverhalten in Notfällen entwickelt wurde (Schwartz, 1977, S. 222, 242), liegt dessen Verwendung im Klimakontext nahe.

(2) Die genannten häufig eingesetzten Erklärungsmodelle überschneiden sich teilweise hinsichtlich ihrer Elemente. So sind ähnliche Formen von Problemwahrnehmung, Kontrollüberzeugung, Verantwortung und subjektiver Norm in den meisten Modellen enthalten. Der Aspekt *Rechtfertigung* wird dagegen nur im NAM berücksichtigt (Schwartz, 1977, S. 241; Ajzen, 1991, S. 182; Stern et al., 1999, S. 84;

Deci & Ryan, 2000, S. 237). Angesichts der fortdauernden Einstellungs-Verhaltens-Kluft (z. B. Uren et al., 2021, S. 455–456; Zhang et al., 2023, S. 2428; Bosco, 2023, S. 73–74; Joanes, 2020, S. 6), erscheint der Einbezug von Rechtfertigung als Hindernis klimaschützenden Verhaltens angebracht (Tam et al., 2021, S. 134; Baier, 2017, S. 212–213).

Gemäß NAM ist Unterstützungsverhalten durch einen bestimmten vorgeschalteten kognitiven Ablauf bestimmt (Schwartz, 1977, S. 241), welcher im Folgenden dargestellt wird.

## 2.1 Normaktivierungsmodell als theoretischer Rahmen

Der Theorie des NAM folgend, zeigt sich prosoziales Verhalten nur, wenn zuvor ein spezifischer Kognitionsprozess durchlaufen wird. Zunächst muss ein Bewusstsein über das Problem sowie über eigene Handlungsmöglichkeiten, Fähigkeiten und Verantwortung existieren (Schwartz, 1977, S. 241).

Mit *Problembewusstsein* als „*Awareness of a person in a state of need*“ ist hier gemeint, dass eine Notsituation im Sinne eines Zustands der Hilfsbedürftigkeit wahrgenommen wird (Schwartz, 1977, S. 241).

Der Begriff *Handlungsoptionen* als „*Perception that there are actions which could relieve the need*“ umfasst die Kenntnis von Tätigkeiten, welche die Bedürftigkeit reduzieren können (Schwartz, 1977, S. 241).

Unter *Selbstwirksamkeit* als „*Recognition of own ability to provide relief*“ wird die erwartete Fähigkeit verstanden, unterstützende Maßnahmen herbeiführen zu können (Schwartz, 1977, S. 241).

*Verantwortung* ergibt sich in Notsituationen aus der eigenen Verbundenheit mit den Betroffenen und der Notlage. Diese kann im Rahmen vorhandener Rollenbeziehungen entstehen, aber auch in weniger strukturierten Kontakten durch einen „*sense of connection or relatedness with the person in need*“. Auch eine vermutete Ursache-Wirkungs-Beziehung im Sinne von „*Being causally connected to another's need*“ erzeugt Verantwortungsbewusstsein (Schwartz, 1977, S. 246).

Demnach können Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit und Verantwortung als *Bewusstseinskomponenten* betrachtet werden.

Sind die Bedingungen auf dieser Bewusstseinssebene erfüllt, aktiviert sich bestenfalls eine *persönliche Norm*, welche unterstützendes Verhalten nahelegt. Als interne Verhaltensregel resultiert die Norm aus dem Gefühl moralischer Verpflichtung („*generation of feelings of moral obligation*“). Sie kann sowohl vor der Notsituation bereits bestehen und lediglich mobilisiert werden – oder sie konstituiert sich erst situativ aus dem Zusammenspiel der vier Bewusstseinskomponenten (Schwartz, 1977, S. 241).

Diese Beschreibung unterscheidet sich von dem gemeinhin üblichen Verständnis *sozialer Normen* als generalisierte Verhaltenserwartungen, die sich auf alle Mitglieder einer Gruppe beziehen. *Soziale Normen* sind gewissermaßen universell und gehen über individuelle Werte und situative Rollen hinaus (Werth et al., 2020, S. 480).

Dagegen ist im Rahmen des NAM *persönliche Norm* als individuell variable Komponente charakterisiert, die sich je nach Situation unterschiedlich auswirkt (Schwartz, 1977, S. 239–241). Deshalb wird dieser Parameter in der vorliegenden Arbeit begrifflich weniger als *soziale Norm*, sondern vielmehr als *persönliche Wertvorstellung* verstanden (Schwartz et al., 2015, o. S.; Bilsky et al., 2015, S. 119–120; Schwartz, 1992, S. 4, 60).

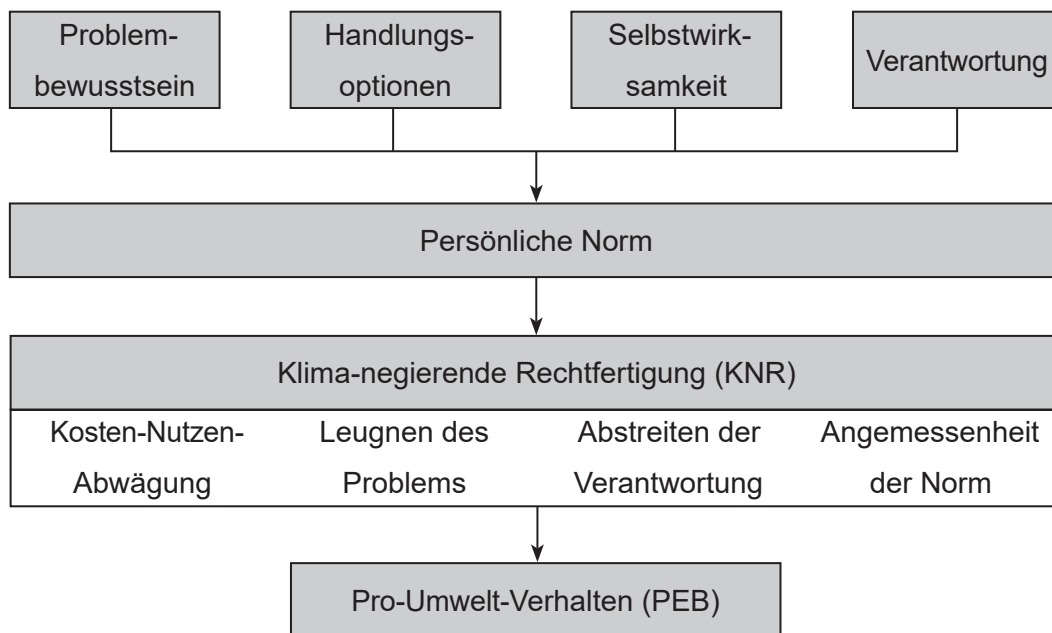
Trotz aktivierter persönlicher Norm kann die Umsetzung des notwendigen Hilfeverhaltens allerdings durch kognitive Abwehrmaßnahmen (*defence steps*) noch verhindert werden. In diesem bedeutsamen Schritt findet eine erneute Bewertung der Gegebenheiten statt. Vorangegangene Überlegungen werden hier gegebenenfalls abgewertet oder revidiert (Schwartz, 1977, S. 241).

Ansatzpunkte dieser rechtfertigenden Negierung können sein: ProbleMLEUGNUNG, Kosten-Nutzen-Beurteilung, Verantwortungszurückweisung oder ein Herabsetzen der Norm (Schwartz, 1977, S. 241) (Abbildung 1).

Der Parameter *Rechtfertigungsabwehr* ist im Rahmen der Theorie vergleichsweise umfangreich und detailliert dargestellt. Durch die Möglichkeit der Revidierung vorheriger Feststellungen sowie durch die Vielfalt der Ansatzpunkte, ergibt sich ein relativ komplexer Entscheidungsprozess. Obwohl die Instanz der Rechtfertigung aus den anderen Komponenten heraus entsteht, sind genau diese anschließend das Ziel der Dekonstruktion und dienen somit als Begründungsansätze der Unterlassung (Schwartz, 1977, S. 241).

**Abbildung 1**

*Normaktivierungsmodell nach Schwartz (1977, S. 241) unter Anwendung im Klimakontext*



*Anmerkungen.* PEB = pro-environmental behaviour; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

**2.2 Aktueller Forschungsstand**

Zur Einordnung der im Weiteren aufgeführten statistischen Kennzahlen seien kurz deren zugrunde gelegte Bewertungsmaßstäbe skizziert. Anschließend wird der umweltbezogene Stand wissenschaftlicher Erkenntnisse zu den Annahmen des NAM dargestellt. Schwerpunkte sind dabei Prädiktoren umweltrelevanten Verhaltens sowie Einflüsse auf KNR.

Die Interpretation des Regressionskoeffizienten  $R^2$  erfolgt gemäß der von Cohen (1988, S. 413–414) vorgeschlagenen Wertebereiche. So wird die Varianzaufklärung des Modells bei  $|R^2| \geq .0196$  als gering beurteilt.  $|R^2| \geq .13$  entspricht hier einer mittleren bzw. moderaten Erklärung der Varianz.  $|R^2| \geq .26$  wird als hohe bzw. starke Anpassungsgüte betrachtet. Gleiches Schema wird auf den korrigierten Koeffizienten ( $R^2_{adj}$ ) angewendet.

Korrelationskoeffizienten ( $r$ ) werden anhand der Grenzen von Funder und Ozer (2019, S. 156) für psychologische Daten bewertet:  $|r| \geq .05$  sehr gering,  $|r| \geq .10$  gering,  $|r| \geq .20$  mäßig,  $|r| \geq .30$  stark,  $|r| \geq .40$  sehr stark.

Das Signifikanzniveau wird bei  $p < .05$  als statistisch signifikant, bei  $p < .01$  sehr signifikant und bei  $p < .001$  als hoch signifikant beurteilt (Passon & von der Twer, 2020, S. 381).

Für Cronbachs Alpha ( $\alpha$ ) anderer Forschungsarbeiten gilt der gemeinhin als akzeptabel angesehene Wertebereich von  $\alpha \geq .7$  für psychologische Skalen jenseits kognitiver Tests (Field, 2009, S. 675). Die Werte werden dabei nicht als universell verstanden, sondern als abhängig von der jeweiligen Stichprobe (Appelbaum et al., 2018, S. 9). Bei selbst ermittelten Werten sind zudem Itemanzahl, Dimensionalität und Faktorladungen angegeben (Cortina, 1993, S. 103).

In Erforschung des Zuschauer effekts wurden Annahmen des NAM zu prosozialem Verhalten in zahlreichen Untersuchungen methodisch und thematisch vielfältig erforscht (Mujal et al., 2021, S. 381; Bennett et al., 2014, S. 476). Auch zur Erklärung von Pro-Umwelt-Verhalten gilt das NAM mittlerweile als feste Größe (Bouman et al., 2020, S. 3; Fang et al., 2019, S. 14; Song et al., 2019, S. 220; Joanes, 2019, S. 941).

Pro-Umwelt-Verhalten (PEB) wird als Subtyp prosozialen Verhaltens angesehen, das sich auf den Erhalt der Natur bezieht (Duong & Pensini, 2023, S. 1; Neaman et al., 2018, S. 2). Hierauf ausgerichtete Verhaltensweisen haben das Ziel, menschengemachte Umweltschäden zu minimieren (Duong & Pensini, 2023, S. 1; Lou & Li, 2023, S. 2; Kothe et al., 2019, S. 414). Obwohl der Umweltbegriff einen größeren Bezugsrahmen andeutet als der Klimabegriff, bevorzugen Forschende weiterhin den Ausdruck PEB, auch wenn das Forschungsinteresse im Klimawandel gründet und klimafreundliches Verhalten im Vordergrund steht (Borg et al., 2020, S. 595; Lou & Li, 2023, S. 1; Lange, 2023, S. 600; Dreijerink et al., 2022, S. 1–2; Chung et al., 2019, S. 1).

Dieses umwelt- bzw. klimaschonende Verhalten kann sich auf mannigfaltigen Wegen ausdrücken. Auch der persönliche Fußabdruck fällt je nach Lebensstil sehr unterschiedlich aus. Analog zu dieser Diversität gestalten sich bislang auch Methoden der PEB-Messung sehr heterogen. Aufgrund der hohen Variabilität individueller Umstände, Verhaltensweisen und -auswirkungen existiert bislang kein allumfassendes und einheitlich verwendetes Messinstrument. Vielmehr hat sich auf diesem Forschungsgebiet die gängige Praxis etabliert, Skalen-Items regelmäßig neu zu justieren und zu kombinieren (z. B. Lange, 2023, S. 600–601; Cologna et al., 2022, S. 2; Lange & Dewitte, 2019, S. 93–94; Chung et al., 2019, S. 5; Arnold et al. 2018, S. 351).

Neben der daraus resultierenden Notwendigkeit, Instrumente stets erneut auf ihre psychometrischen Eigenschaften hin zu prüfen, ist hierdurch die Vergleichbarkeit von Ergebnissen eingeschränkt. Auch das Nebengütekriterium einer Standardisierung von Skalen-Werten liegt häufig nicht vor. Zudem sind Forschungsdesigns zumeist darauf ausgerichtet, im Selbstbericht umweltfreundliches Verhalten entweder retrospektiv oder intentionsbezogen abzufragen. Beide Varianten unterliegen Unsicherheiten aufgrund von Erinnerungsverzerrungen oder Abweichungen durch sozial erwünschtes Antwortverhalten (Lange, 2023, S. 600–601; Wille & Lange, 2022, S. 4; Vesely & Klöckner, 2020, S. 5; Lange & Dewitte, 2019, S. 92–94).

Auch wenn es bislang nicht gelungen ist, ein universell einsetzbares und allgemeingültiges Messinstrument zu entwickeln (Lange & Dewitte, 2019, S. 92–93), wurde bereits ein enormer Forschungsaufwand betrieben, um PEB zu erklären und vorherzusagen (Li et al., 2019, S. 28–29).

Eine hierbei häufig vorgenommene Grobeinteilung differenziert zwischen privatem und öffentlichem PEB. Ersteres beinhaltet individuelle oder haushaltsbezogene Entscheidungen wie Recycling, Energie- und Konsumverhalten. Öffentliches Umweltverhalten adressiert dagegen die gemeinschaftliche Änderung gesetzlicher Rahmenbedingungen. Hierauf ausgerichtete Handlungen umfassen vorwiegend umweltbezogenes politisches Engagement wie Wahlverhalten oder Aktivismus (Lou & Li, 2023, S. 2–3).

Zwischen diesen beiden Kategorien scheint ein großes Ungleichgewicht in der Häufigkeit der Untersuchungen vorzuliegen. Obwohl Verhaltensänderungen von Akteur\*innen auf allen Ebenen notwendig sind (Einzelpersonen, Unternehmen, Regierungen), ist privates PEB sehr viel öfter Gegenstand der Forschung. Dagegen sind öffentlich ausgerichtete Handlungen verhältnismäßig wenig untersucht (Lou & Li, 2023, S. 3; Tam et al., 2021, S. 117, 134).

Diese Asymmetrie scheint sich auch bei der Entwicklung von Messinstrumenten niederzuschlagen. Beispielhaft genannt sei z. B. eine eindimensionale Skala von Chung et al. (2019, S. 6), welche mit 12 Items unter anderem Intentionen zur Reduzierung von Einwegprodukten, Wasser und Fleischkonsum erfasst ( $\alpha = .84$ ). Ein ähnliches Instrument wird von Richter und Hunecke (2022, S. 6) genutzt. Beide Instrumente erheben ausschließlich privat ausgerichtete Inhalte (Richter & Hunecke, 2022, S. 6; Chung et al., 2019, S. 6). Eine häufiger adaptierte und angepasste (z. B. Duong & Pensini, 2023, S. 2) 22-Punkte-Skala von Gkargkavouzi et al. (2019, S. 864–866) beinhaltet 4 Subskalen privater, aber nur 2 Subskalen

öffentlicher PEB-Verhaltensweisen. Namentlich werden die Dimensionen zivile Aktionen ( $\alpha = .80$ ), politische Unterstützung ( $\alpha = .79$ ), Recycling ( $\alpha = .73$ ), Transportmittel ( $\alpha = .77$ ), Haushalt ( $\alpha = .67$ ) und Konsum ( $\alpha = .74$ ) erfasst (Gkargkavouzi et al., 2019, S. 864–866). Abgefragt wird die selbstberichtete Häufigkeit spezifischer Handlungen auf einer 5-Punkte-Skala. Ein hoher Mittelwert der Gesamt-Skala ( $\alpha = .88$ ) wird als Hinweis auf ausgeprägteres PEB interpretiert (Duong & Pensini, 2023, S. 2–3).

Eine weitere übliche Kategorisierung adressiert Verhaltensweisen, welche starke oder weniger starke Klima-Schädigungen hervorrufen (Dreijerink et al., 2022, S. 4; Cologna et al., 2022, S. 2–3; Bruderer Enzler & Diekmann, 2019, S. 12). Cologna et al. (2022, S. 2–3) kombinierten Aktivitäten mit niedrigen, mittleren und hohen verknüpften CO<sub>2</sub>-Äquivalenten ( $\alpha = .82$ ). Geringe Auswirkungen wurden beispielsweise abgebildet durch den Einsatz effizienter Leuchtmittel. Für mittleren Ausstoß wurde unter anderem nachhaltige Ernährung abgefragt. Items zu hohen Emissionen beinhalteten genutzte Transportmittel. Dreijerink et al. (2022, S. 4) integrierten zudem Immobilien-Isolierung, das Wählen umweltfokussierter Parteien, Second-Hand-Konsum sowie vegetarische Ernährung als hochwirksames Verhalten zur CO<sub>2</sub>-Reduktion. Verkürzte Dusch- und Heizzeiten wurden als gering relevante Maßnahmen einbezogen.

Mit diesen oder ähnlichen Konzepten konnten die meisten der von Schwartz (1977, S. 241) deklarierten Annahmen in qualitativen (Schmidt et al., 2023, S. 7–8; Árnadóttir et al., 2021, S. 282–283; Richter & Hunecke, 2022, S. 10) und quantitativen Forschungsdesigns vielfach bestärkt werden (Onel, 2023, S. 15; Borg et al., 2020, S. 601; Bouman et al., 2020, S. 5; Fang et al., 2019, S. 14; Joanes, 2020, S. 6). Sehr häufig bestätigten sich hiermit die positiven Zusammenhänge zwischen den Bewusstseinsfaktoren, persönlicher Norm und PEB. Dabei wurden über verschiedene kulturelle und zeitliche Rahmen hinweg jeweils vergleichbare Ergebnisse festgestellt (Onel, 2023, S. 15; Dreijerink et al., 2022, S. 4; Cologna et al., 2022, S. 5–6; Richter & Hunecke, 2022, S. 10; Bouman et al., 2020, S. 5; Borg et al., 2020, S. 601; Fang et al., 2019, S. 14; Joanes et al., 2020, S. 5–6; van der Werff & Steg, 2016, S. 111).

Ähnlich der zahlreichen PEB-Skalen variieren auch die Instrumente zur Erfassung der anderen NAM-Konstrukte stark. Gleichzeitig erscheinen deren Grenzen zuweilen fließend (Onel, 2023, S. 10–11; Borg et al., 2020, S. 597–598; Bouman et al., 2020, S. 5; Joanes et al., 2020, S. 8; Fang et al., 2019, S. 14).



So wurde *Problembewusstsein* erfasst als erwartete Folgen des Klimawandels ( $\alpha = .92$ ;  $\alpha = .77$ ) (Fang et al., 2019, S. 4; Onwezen et al., 2013, S. 146), als Kenntnis und Besorgnis hinsichtlich fossiler Brennstoffe als klimaschädliche Treibhausgase ( $\alpha = .82$ ) (van der Werff & Steg, 2016, S. 110; Dreijerink et al., 2022, S. 4) oder als objektives Wissen um die Klimaschädlichkeit von Aktivitäten ( $\alpha = .93$ ) (Onel, 2023, S. 10; Cologna et al., 2022, S. 3; Joanes et al., 2020, S. 8).

*Handlungsoptionen* wurden als gegeben angesehen, wenn subjektiv klimafreundliche Verhaltensweisen bekannt sind ( $\alpha = .94$ ) (Borg et al., 2020, S. 597; Cologna et al., 2022, S. 3), z. B. bewusst nachhaltiger Kleidungskonsum ( $\alpha = .96$ ) (Joanes et al., 2020, S. 8), Emissionsvermeidung (Mahmood et al., 2019, S. 2–3) oder die Nutzung erneuerbarer Energiesysteme ( $\alpha = .82$ ) (van der Werff & Steg, 2016, S. 110).

Items zur *Selbstwirksamkeit* beschreiben häufig die Auffassung, dass man selbst als Einzelperson den Umweltschutz voranbringen kann ( $\alpha = .83$ ), (Hamann & Reese, 2020, S. 45). Hierfür erfasst wird auch die Zuversicht, sich über unterschiedlichen Situationen hinweg umweltfreundlich verhalten zu können ( $\alpha = .75$ ) (Borg et al., 2020, S. 588–589). Ebenso kann erwartetes Potenzial eigener Aktivitäten zur Reduktion schädlicher Auswirkungen als Selbstwirksamkeit eingestuft werden ( $\alpha = .90$ ) (Cologna et al., 2022, S. 2–3).

*Verantwortung* war in den meisten Untersuchungen direkt als solche benannt und auf unmittelbare sowie weiter entfernte Umweltprobleme bezogen (Onel, 2023, S. 10–11; Fang et al., 2019, S. 5; Onwezen et al., 2013, S. 146).

*Persönliche Norm* wurde häufig abgefragt als moralisches Pflichtgefühl hinsichtlich begrenzter Ressourcen, anderer Lebewesen oder nachfolgender Generationen (Onel, 2023, S. 11; Fang et al., 2019, S. 9; Joanes, et al., 2020, S. 8). Gleichermaßen wurden die Aspekte Schuldempfinden (Onel, 2023, S. 11) und individuelle Wertvorstellungen (Onel, 2023, S. 11; Joanes, et al., 2020, S. 8) adressiert.

In diesem operational definierten Rahmen hatte beispielsweise Problembewusstsein einen Effekt auf Handlungsoptionen (van der Werff & Steg, 2016, S. 111), Verantwortungswahrnehmung (Onel, 2023, S. 15; Fang et al., 2019, S. 14), persönliche Norm (Joanes et al., 2020, S. 6; van der Werff & Steg, 2016, S. 111) sowie Pro-Umwelt-Verhalten (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Cologna et al., 2022, S. 5–6; van der Werff & Steg, 2016, S. 111).

Weiterhin wirkten Handlungsoptionen positiv auf persönliche Norm ( $N = 4591$ ) (Joanes et al., 2020, S. 6) sowie auf PEB ( $N = 1001$ ;  $N = 547$ ) (Borg et al., 2020, S. 599; Cologna et al., 2022, S. 4). In einer Interventionsstudie ( $N = 442$ ) konnte durch das Aufzeigen von Handlungsoptionen eine Reduzierung von Abgas-Emissionen erreicht werden (Mahmood et al., 2019, S. 2–3).

Auch der Einfluss von Selbstwirksamkeit auf PEB konnte mehrfach in Untersuchungen ( $N = 1143$ ;  $N = 1001$ ;  $N = 547$ ) (Hamann & Reese, 2020, S. 48; Borg et al., 2020, S. 601; Cologna et al., 2022, S. 4) ebenso wie in einem systematischen Review gezeigt werden ( $N = 12827$ ) (Kothe et al., 2019, S. 426).

Verantwortungsbewusstsein steigert die persönliche Norm (Onel, 2023, S. 15; Joanes et al., 2020, S. 6) sowie privates und öffentliches PEB (Bouman et al., 2020, S. 5; Fang et al., 2019, S. 14). Zugleich scheint Verantwortung den Effekt zwischen Problembewusstsein und persönliche Norm zu vermitteln (Steg & de Groot, 2010, S. 731).

Ein gerichteter Effekt persönlicher Norm auf PEB konnte im Querschnitt (Onel, 2023, S. 15; Fang et al., 2019, S. 14) und mittels Längsschnittuntersuchung gezeigt werden (Richter & Hunecke, 2022, S. 10).

Hinweise für einen hohen Zusammenhang zwischen persönlicher Norm und Verantwortung von  $r = .73$  (Steg & de Groot, 2010, S. 731) und  $r = .65$  (Onwezen et al., 2013, S. 148) deuteten eine eventuelle geringe Diskriminanz dieser beiden Komponenten an (Steg & de Groot, 2010, S. 731). In der Betrachtung diesbezüglicher Forschungsarbeiten fällt weiterhin auf, dass häufig *entweder* Handlungsoptionen (Borg et al., 2020, S. 597; Joanes et al., 2020, S. 3; Mahmood et al., 2019, S. 2–3; van der Werff & Steg, 2016, S. 111) *oder* Selbstwirksamkeit (Hamann & Reese, 2020, S. 48) in Modelle einbezogen wurden, selten jedoch beide Konstrukte gemeinsam (Cologna et al., 2022, S. 3–4).

Soziodemografische Faktoren fließen dagegen häufig synchron in Analysen zur Erklärung von PEB ein. Je nach Stichprobe und PEB-Spezifikation variieren diese allerdings erheblich hinsichtlich Signifikanzen, Varianzaufklärungen und Effektgrößen (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Borg et al., 2020, S. 598; Chung et al., 2019, S. 10; Fang et al., 2019, S. 6, 10; van der Werff & Steg, 2016, S. 110).

So ist Pro-Umwelt-Verhalten als Teil prosozialen Verhaltens begrifflich stark mit *Fürsorglichkeit* verknüpft, welche eine zentrale feminine Zuschreibung darstellt

(Swim et al., 2020, S. 363–364). Entsprechend wurde PEB in Studien vielfach durch das weibliche Geschlecht vorhergesagt (Swim et al., 2020, S. 363–364; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 6, 10).

Spiegelbildlich werden umweltfreundliche Verhaltensweisen, welche maskulinen Rollenstereotypen entsprechen, tendenziell eher von männlichen Personen bevorzugt. Beispielsweise betrifft dies öffentliches Engagement oder die Nutzung technischer Lösungen (Swim et al., 2020, S. 363–364; van der Werff & Steg, 2016, S. 110). Parallel zu etablierten Rollenerwartungen unterscheidet sich auch das Konsumverhalten der Geschlechter stark. Beispielsweise entscheiden sich Frauen öfter für eine fleischarme Ernährung und nehmen dies auch eher als klimafreundliches Verhalten wahr (Cologna et al. 2022, S. 5–6). Hingegen ist der Kleidungskonsum deutlich ausgeprägter bei weiblichen als bei männlichen Personen ( $\beta = .96$ ;  $p < .001$ ) (Joanes et al., 2020, S. 6).

Der Einfluss der Variable Geschlecht scheint dementsprechend stark von den untersuchten Verhaltensweisen abhängig zu sein. Insbesondere die wahrgenommene Passung der Handlung zur eigenen Geschlechtsidentität ist hierbei offenbar relevant. Auch die angestrebte Konformität mit geschlechtsspezifischen Rollenerwartungen scheint umweltbezogene Entscheidungen zu tangieren (Swim et al., 2020, S. 363–364).

Trotz dieser Unterschiede identifiziert die Mehrheit der Untersuchungen das weibliche Geschlecht als positiv auf PEB wirkenden Faktor. Obwohl kleinere Studien gelegentlich das Geschlecht nicht als signifikant ermittelten (Chung et al., 2019, S. 10), zeigte sich insbesondere in größeren Stichproben dessen Bedeutsamkeit (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 6, 10; Joanes et al., 2020, S. 6).

Auch für das Einkommen begründet Evidenz die Annahme eines positiven Effekts auf PEB (Mikuła et al., 2021, S. 15; Fang et al., 2019, S. 6, 10). Wiederum gilt dies nicht für alle Verhaltensweisen gleichermaßen, da höheres Einkommen zum Beispiel Kleidungskonsum und Mobilität eher begünstigt (Joanes et al., 2020, S. 6; Bruderer Enzler & Diekmann, 2019, S. 12). Eine umfangreiche und vielschichtige Forschungsarbeit zum PEB in den 27 Mitgliedstaaten der Europäischen Union (EU) ermittelte auf der Makroebene insgesamt positive Zusammenhänge zwischen PEB und Einkommen. Grundlage dieser Auswertung waren Daten des Eurostat-Portals der EU (Mikuła et al., 2021, S. 1, 15).

Obwohl das Lebensalter sehr häufig in statistische Analysen zum PEB einfluss, liefert die Forschung diesbezüglich bisher unterschiedliche Ergebnisse (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Mikuła et al., 2021, S. 1, 15; Fang et al., 2019, S. 10; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 6, 10; Joanes et al., 2020, S. 6; Chung et al., 2019, S. 10; van der Werff & Steg, 2016, S. 110).

Eine Metaanalyse zum Umweltverhalten am Arbeitsplatz ( $k = 135$ ;  $N = 47442$ ) in diesem Bereich konstatierte sehr schwache, aber insgesamt positive Zusammenhänge ( $r = .08$ ) mit der Variable Alter (Katz et al., 2022, S. 1150, 1153). Dies unterstützte eine frühere Metaanalyse ( $k = 22$ ;  $N = 4676$ ), welche bereits ähnliche Befunde ergab und damit Stereotype gegenüber älteren Personen in Frage stellte (Wiernik et al., 2016, S. 7, 11). Privates PEB korrelierte zudem in Taiwan mäßig positiv mit dem Alter ( $r = .165$ ;  $N = 7567$ ) (Fang et al., 2019, S. 6, 10). Ein gerichteter positiver Effekt von Alter auf PEB wurde für Australien gezeigt ( $\beta = .37$ ;  $p < .001$ ;  $N = 1001$ ) (Borg et al., 2020, S. 599).

Im Ländervergleich der EU-Staaten gelangten Mikuła et al. (2021, S. 13) mit sehr grob klassierten Altersausprägungen zu anderen Ergebnissen. Die Altersspanne von 25 bis 49 Jahren korrelierte auf Makroebene sehr stark negativ mit privatem PEB ( $r = -.606$ ). Andere Altersgruppen waren hier nicht mit Pro-Umwelt-Verhalten assoziiert. Keinen Effekt des Alters auf PEB erhielten Dreijerink et al. (2022, S. 9) ( $N = 1536$ ) sowie van der Werff und Steg (2016, S. 110) ( $N = 205$ ) in den Niederlanden und Chung et al. (2019, S. 10) ( $N = 518$ ) in den USA.

Tam et al. (2021, S. 132) merkten in einer systematischen Übersichtsarbeit an, dass Lebensalter in Studien zum PEB gewöhnlich auf sehr verschiedene Weise festgehalten wird. Spannweite, Verteilung, Mittelwert oder Altersgruppen werden beispielsweise nur einzeln oder in lediglich einer Kombination dokumentiert. Dies bringt einen erheblichen Informationsverlust mit sich und schränkt die Vergleichbarkeit der Ergebnisse ein.

Wie beim Alter differieren auch Forschungsergebnisse zum Verhältnis zwischen Bildung und PEB. Zudem hängen diese von der Operationalisierung sowie dem Einbezug anderer Variablen ab. Die Metaanalyse von Katz et al. (2022, S. 1150, 1153) ergab insgesamt sehr schwache Korrelationen ( $r = .06$ ) des PEB mit dem Bildungsniveau. Dies entspricht anderen Befunden, in denen Bildung zwar häufig signifikanten Einfluss auf PEB hatte, allerdings in eher geringem Ausmaß (Chung et al., 2019, S. 4; Dreijerink et al., 2022, S. 9).

Der Vergleich der EU-Länder zeigte dagegen keine signifikante Korrelation zwischen höherem Bildungsabschluss und privatem PEB (Mikuła et al., 2021, S. 1, 15). Auch in anderen größeren Untersuchungen war Bildung regelmäßig nicht signifikant, insbesondere wenn auch persönliche Einstellungen oder Werte einbezogen waren (Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 10). Wurde PEB als Nutzung smarter Energiesysteme operationalisiert, war wiederum die Umsetzung mit höherem Bildungsniveau wahrscheinlicher (van der Werff & Steg, 2016, S. 110).

Neben soziodemografischen Faktoren war die negativ konnotierte *Rechtfertigung* häufig in Untersuchungen zum PEB einbezogen (Tam et al., 2021, S. 133–134). Verschiedene Rechtfertigungskonstrukte gelten als Barrieren vor der Umsetzung von PEB. So wird die generelle Systemrechtfertigung (Kay & Jost, 2003, S. 828) in vielen Studien mit einer 8-Item-Skala ( $\alpha = .81$ ) abgefragt (Feygina et al., 2010, S. 331; Tam et al., 2021, S. 133–134). Hiermit verwandt ist die ökonomische Systemrechtfertigung (Jost & Thompson, 2000, S. 209), die mit einer 16-item-Skala gemessen werden kann ( $\alpha = .80$ ) (Feygina et al., 2010, S. 331).

Generelle Systemrechtfertigung korrelierte positiv mit dem Leugnen von Umweltproblemen ( $r = .394$ ) sowie negativ mit PEB ( $r = -.142$ ) (Feygina et al., 2010, S. 331). In gleicher Richtung hing ökonomische Systemrechtfertigung mit Leugnung ( $r = .324$ ) und PEB ( $r = -.212$ ) zusammen ( $p$  jeweils  $< .01$ ) (Feygina et al., 2010, S. 331). Generelle Systemrechtfertigung beeinflusste das Leugnen spezifischer Umweltprobleme mit Effekten von  $\beta = .26$  bis  $\beta = .49$  ( $b = .18$  bis  $b = .31$ ;  $SE = .02$ – $.04$ ;  $p < .001$ ) (Feygina et al., 2010, S. 330).

Personen, die einen Rückgang des sozioökonomischen Status durch Klima-Maßnahmen erwarten, zeigten sehr hohe Assoziationen zum Leugnen des Klimawandels hinsichtlich Existenz ( $r = .58$ ), Ursache ( $r = .61$ ) und Auswirkung ( $r = .63$ ) (Clarke et al., 2019, S. 354). Wurde in Regressionsanalysen die vermutete Anstrengung einer klimafreundlichen Tätigkeit einbezogen, zeigte sich diese als enormes Hindernis der Umsetzung von PEB. Dies gilt gleichermaßen für PEB mit niedrigem ( $\beta = .42$ ;  $b = .48$ ) und hohem ( $\beta = .44$ ;  $b = .51$ ) Emissionsausstoß (Cologna et al., 2022, S. 4). Diese Aspekte lassen sich in der Logik des NAM als Ansatzpunkte zur Rechtfertigung einstufen (Schwartz, 1977, S. 241) (Abbildung 1).

Neben *genereller* und *ökonomischer* Systemrechtfertigung konnten auch bereits für *Klima-negierende* Rechtfertigung ungerichtete und gerichtete Zusammenhänge mit PEB festgestellt werden (Kilian, 2021, S. 153, 158; Árnadóttir et al., 2021, S. 282–283; Baier, 2017, S. 211; McDonald et al., 2015, S. 1518).

Qualitative Studien zur Nutzung des Flugverkehrs zeigte vielfältige Begründungen (Schmidt et al., 2023, S. 7–8; Timmer & van der Deijl, 2023, S. 16–17; Árnadóttir et al., 2021, S. 282–283; McDonald et al., 2015, S. 1518). Essenzielle Argumente waren hier die verkürzte Reisedauer, niedrigere Kosten sowie private oder berufliche Zusammenkünfte. Auch persönliche Weiterentwicklung und Wohlbefinden wurden oft genannt (Schmidt et al. 2023, S. 7–8; McDonald et al., 2015, S. 1512–1513; Timmer & van der Deijl, 2023, S. 3, 16–17). Die dort gefundenen Hauptaussagen reihen sich systematisch in die von Schwartz (1977, S. 241) postulierten Ansätze der Rechtfertigungsabwehr ein. Neben dem Infragestellen von Problem, Verantwortung, Norm und Nutzen sind im Flugverkehr zudem kompensierende Ausgleichszahlungen möglich (Schmidt et al., 2023, S. 8). Timmer und van der Deijl (2023, S. 14–17) gaben hier zu bedenken, dass bei Flugreisen das Argument *Wohlbefinden* keine per se unmoralische Begründung ist. Moralische Gewichte ergäben sich erst in Kombination von Streckenweite und Flug-Häufigkeit. Wichtiger sei es, Umweltwissen überlegt und verantwortungsvoll zu nutzen.

Quantitativ erworbene Daten im Bereich der Energienutzung ließen ebenfalls Zusammenhänge zwischen Klima-negierender Rechtfertigung und PEB vermuten (Kilian, 2021, S. 153; Baier, 2017, S. 209, 211). So waren bei einer kleineren deutschen Stichprobe ( $N = 312$ ) Rechtfertigungen des Energieverhaltens negativ assoziiert mit der Kaufbereitschaft für energieschonende Geräte ( $r = -.42$ ), dem Engagement für Energieschutz ( $r = -.29$ ) sowie dem Vermeiden energieintensiver Tätigkeiten ( $r = -.29$ ) (Baier, 2017, S. 211). Eine Regressionsanalyse zeigte, dass steigende KNR die Bereitschaft mindert, energieschonende Geräte anzuschaffen ( $\beta = -.32$ ;  $b = -.28$ ;  $SE = 0,05$ ;  $p < .01$ ) (Baier, 2017, S. 211–212).

Auch auf eine vermutete Vermittlerrolle der KNR wurde hingewiesen. So beeinflusst das Begehren eines Produkts normalerweise das moralische Urteil darüber ( $\beta = -.44$ ;  $p < .001$ ). Nach Einbezug von KNR ist dieser Effekt nicht mehr vorhanden ( $\beta = -.08$ ;  $p < .36$ ;  $N = 324$ ) (Kilian, 2021, S. 83, 153).

Wie für PEB wurden hierbei auch für KNR Zusammenhänge mit soziodemografischen Faktoren ermittelt. So zeigte sich eine negative Assoziation zwischen KNR und erreichtem Bildungsabschluss ( $r = -.19$ ). Die Richtung des Zusammenhangs zwischen KNR und dem Lebensalter war hier positiv ( $r = .19$ ), was darauf hindeuten könnte, dass Rechtfertigung im Energie-Kontext mit steigendem Lebensalter möglicherweise häufiger auftritt. Zudem war KNR bei weiblichen Personen in diesem Rahmen geringfügig niedriger ausgeprägt ( $r = -.13$ ) als bei männlichen Personen ( $p$  jeweils  $< .01$ ) (Baier, 2017, S. 210).

### 2.3 Präzisierung der Problemstellung

Zusammenhänge der *Bewusstseinskomponenten* untereinander sowie gegenüber *persönlicher Norm* und *PEB* sind seit langer Zeit Gegenstand der Forschung und wurden bereits auf vielfältige Weise untersucht (Onel, 2023, S. 10–11; Borg et al., 2020, S. 601; Bouman et al., 2020, S. 5; Joanes et al., 2020, S. 8; Fang et al., 2019, S. 14; van der Werff & Steg, 2016, S. 111).

Auch die Beziehung zwischen *KNR* und *PEB* wurde aus verschiedenen Perspektiven untersucht. Die entstandenen Forschungsergebnisse weisen auf die Bedeutsamkeit von Rechtfertigung als Hindernis für klimaschützendes Verhalten hin (Baier, 2017, S. 209, 211; Cologna et al., 2022, S. 4; Clarke et al., 2019, S. 354; Kilian, 2021, S. 153; Schmidt et al., 2023, S. 7–8; Tam et al., 2021, S. 133–134; Árnadóttir et al., 2021, S. 282–283; McDonald et al., 2015, S. 1512–1513).

Obwohl das NAM (Schwartz, 1977, S. 241) sehr häufig als theoretischer Unterbau für *PEB* genutzt wird, sind die dort deklarierten *Einflussgrößen* auf den wichtigen Parameter *Rechtfertigung* noch nicht genau beleuchtet. Theoriebasierte Mechanismen, welche *KNR* tangieren könnten, fanden bisher nur wenig Überprüfung. So ist bislang ungeklärt, inwiefern die *Bewusstseinskomponenten* *KNR* vorhersagen können. Ebenso ist der angenommene Effekt *persönlicher Norm* auf *KNR* in vergangenen Untersuchungen nicht ausreichend adressiert (Bouman et al., 2020, S. 3, 7; Fang et al., 2019, S. 14; Song et al., 2019, S. 220; Joanes et al., 2020, S. 6; Baier, 2017, S. 212).

Aus dem Zusammenspiel dieser Forschungslücke bei gleichzeitig weiter andauernder Einstellungs-Verhaltens-Kluft (Uren et al., 2021, S. 455–456; Zhang et al., 2023, S. 2428; Bosco, 2023, S. 73–74; Joanes, 2020, S. 6) erscheint es notwendig, gerade das Barriere-Element des NAM besser zu untersuchen. Deshalb lag die Zielsetzung dieser Arbeit in der Erklärung Klima-negierender Rechtfertigung. Als Ansatzpunkte dienten dabei die Elemente, welche laut NAM der Rechtfertigungsabwehr vorangehen (Schwartz, 1977, S. 241). Entsprechend waren die Effekte der vier *Bewusstseinskomponenten* Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit und Verantwortung sowie *persönlicher Norm* auf *KNR* zu prüfen. Ausgehend vom Normaktivierungsmodell sowie anknüpfend an den aktuellen Forschungsstand ergab sich folgende Forschungsfrage:

Fungieren *Bewusstseinskomponenten* und *persönliche Norm* als Prädiktoren der Rechtfertigung klimarelevanten Verhaltens?

Zu deren strukturierter Beantwortung wurden die Hypothesen formuliert:

(H1) Die Klima-negierende Rechtfertigung sinkt mit zunehmender Ausprägung der vier Bewusstseinskomponenten (H1). Diese sind Problembewusstsein (H1a), Handlungsoptionen (H1b), Selbstwirksamkeit (H1c) und Verantwortung (H1d).

(H2) Je höher die persönliche Norm, desto geringer ist die Klima-negierende Rechtfertigung ausgeprägt.

### **3 Methodik**

Die genutzten Querschnittsdaten werden zunächst deskriptiv hinsichtlich Erhebungsmethode, Datenaufbereitung und Häufigkeitsverteilungen dargestellt (Duffy et al., 2023, o. S.). Zudem werden Operationalisierungen relevanter Merkmale und gegebenenfalls deren Gütekriterien abgebildet. Im Anschluss wird das Vorgehen skizziert, mit dessen Hilfe KNR auf ihre Abhängigkeit von soziodemografischen Faktoren, Bewusstseins-elementen und persönlicher Norm geprüft wurde. Zu statistischen Analysen diente die Software *IBM SPSS Statistics* in der Version 27.0.

#### **3.1 Erhebung, Datenaufbereitung und Stichprobe**

Das Projekt *Peritia* (Duffy et al., 2023, o. S.) beinhaltet eine Panel-Erhebung im Rahmen des Forschungsprogramms *Horizon 2020* (Europäische Kommission & CORDIS, 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 5, 145). Umfangreiche Stichproben aus sieben europäischen Ländern sind im Datensatz enthalten (Duffy et al., 2023, o. S.). Ein breites Variablenspektrum deckte auch klimarelevante Einstellungen und Verhaltensweisen ab. In vorangegangener qualitativer und quantitativer Forschung wurden die Konzepte des Selbstberichtsfragebogens länderübergreifend auf ihre Validität und Reliabilität getestet (Hewlett et al., 2022, S. 5–7).

Für den deutschen Stichprobenanteil fand die querschnittliche Befragung mit dem finalen Fragenkatalog online im Zeitraum vom 4. bis 13. Januar 2022 statt. Die Rücklaufquote betrug 37 % (Hewlett et al., 2022, S. 20). Rekrutiert wurden Teilnehmende auf unterschiedlichen Wegen, z. B. direkt nach der Partizipation an anderen Forschungsprojekten, mit Online-Kampagnen oder durch Mixed-Mode-Marketing. Um den persönlichen Standort zu bestimmen, fand eine Geo-IP-Verifizierung statt. Zudem bestätigte eine Double-Opt-In-Validierung die angegebene E-Mail-Adresse (Hewlett et al., 2022, S. 19).



Zur Qualitätssicherung wurde die Umfrageplattform zuerst für mobile Endgeräte entwickelt und anschließend auf Desktop-Varianten erweitert. Barrierefreiheit lag auf der Konformitätsstufe AA der *Web Content Accessibility Guidelines 2.1*, womit gute Zugänglichkeit gewährleistet war (Hewlett et al., 2022, S. 19).

Die Befragten füllten den Fragebogen selbstständig online aus (Hewlett et al., 2022, S. 19). Datensätze von Personen, welche eine bestimmte Zeitgrenze beim Ausfüllen unterschritten, fanden keine Berücksichtigung. Diese Grenze lag bei einem Median von 30 % des gesamten Datensatzes (Hewlett et al., 2022, S. 20).

Nach Ende der Erhebung wurde für jedes Land eine Stichprobe erstellt, welche die jeweilige Landesbevölkerung widerspiegelte. Bezugsgrößen waren hier Lebensalter, Geschlecht (*gender*), Region, Bildung und Haushaltseinkommen. Als Referenzen für die in Deutschland lebende Population dienten Daten des Statistischen Bundesamtes und des statistischen Amtes der Europäischen Union (Hewlett et al., 2022, S. 19). Der Forschungsdatensatz sowie zugehörige Informationen sind seit Februar 2023 in der Version 1.0.0 mit einer Registrierung zugänglich (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 2).

Um Verzerrungen der Ergebnisse durch länderspezifisch differierende Rahmenbedingungen in diesem Forschungsstadium zu vermeiden, fand in der vorliegenden Untersuchung ausschließlich der für Deutschland erhobene Stichprobenanteil mit dem Ländercode 4 Berücksichtigung ( $N = 2017$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.).

Zur Aufbereitung der Daten wurde im Rahmen dieser Arbeit zunächst ein Abgleich von Werten der Variablenansicht mit denen der Datenansicht sowie mit der Dokumentation vorgenommen (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 44–64). In der Variablenansicht des Datensatzes waren fehlende Werte nicht vollständig vergeben, weshalb diese vorrangig auf Grundlage der Wertebeschriftungen nachgepflegt wurden. Die Variable *Alter* war vollständig unbeschriftet. Die Ziffer 99 kam hier unverhältnismäßig häufig vor und wurde entsprechend der Logik anderer Zeilen als fehlender Wert interpretiert. Haushaltseinkommen war länderspezifisch unterschiedlich klassiert (Duffy et al., 2023, o. S.).

Wertebereiche von 10 bis 19 erhielten im Zuge einer Rekodierung der Variable zur besseren Übersichtlichkeit den Bereich 1 (Minimum) bis 10 (Maximum). Ebenso wurde die Plausibilität und Richtigkeit der Skalenniveaus kontrolliert. Mehrfaches Vorkommen von Datenzeilen lag nach automatisierter Prüfung durch SPSS nicht vor (Duffy et al., 2023, o. S.).

Die Verteilung von Teilnehmenden in Bezug auf die Bundesländer erschienen annähernd vergleichbar mit Daten des Statistischen Bundesamtes (StBA, 2022, o. S.) (Anlage 1).

Nahezu deckungsgleich waren auch die gegenübergestellten Verteilungen der Geschlechtsidentifikation (Duffy et al., 2023, o. S.) bzw. des Geschlechts (StBA, o. J. a, o. S.). Im Peritia-Fragebogen wurde mit der Frage nach der Identifikation semantisch der Begriff *Gender* impliziert (Hewlett et al., 2022, S. 44), während das Statistische Bundesamt den Begriff *Geschlecht* nutzte und hier tabellarisch *männlich* und *weiblich* abbildete (StBA, o. J. a, o. S.). So waren in der Stichprobe weibliche Personen mit 48,9% vertreten; männliche Personen haben Anteil von 50,7%. Nicht-binär (0,1%) und anders identifizierte (0,1%) Personen machten zusammen rund 0,2% der Teilnehmenden aus (Duffy et al., 2023, o. S.) (Anlage 2).

Hinsichtlich des Parameters *Lebensalter* ergaben sich partielle Abweichungen von den Daten des StBA (o. J. c, o. S.) bei der Gruppe der 18–24-Jährigen. Im Peritia-Datensatz (Duffy et al., 2023, o. S.) machte diese Gruppe 14,5% der Befragten aus, wogegen das StBA (o. J. c, o. S.) eine Häufigkeit von 8,8% angab. Ebenso waren Personen ab einem Alter von 65 Jahren in der Peritia-Erhebung mit 16,6% geringer vertreten im Vergleich zur behördlichen Nennung von 26,4% (Duffy et al., 2023, o. S.; StBA, o. J. c, o. S.) (Anlage 3). Diese leichten Differenzen im Lebensalter spiegeln sich in den Verteilungen des jährlichen Haushaltsbruttoeinkommens (Anlage 4) und des Bildungsabschlusses (Anlage 5) wider. So waren 25–64-Jährige mit Abschlüssen der ISCED-Stufen 0–2 mit 20,3% im Peritia-Datensatz leicht überrepräsentiert. Währenddessen waren Personen dieser Altersgruppe mit den ISCED-Stufen 3–5 mit 17,2% unterrepräsentiert (Anlage 5) (Duffy et al., 2023, o. S.; Statistische Ämter des Bundes und der Länder, 2022, S. 14).

Bei der Religionszugehörigkeit war das Christentum am häufigsten mit 47,8% vertreten. Islam (6,5%), Buddhismus (1,4%), Judentum (1,2%) und anderen Religionen (2,7%) fühlen sich insgesamt 11,8% zugehörig. 36,7% der Teilnehmenden geben an, konfessionslos zu sein (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 64) (Anlage 6).

### **3.2 Messinstrumente**

Im Folgenden werden Operationalisierungen einbezogener Konstrukte dargestellt sowie gegebenenfalls Hinweise zur Validität und Reliabilität abgebildet.

### 3.2.1 Rechtfertigung klimarelevanten Verhaltens

Das hier verwendete Instrument zur Messung Klima-negierender Rechtfertigung basierte auf der Anpassung einer bestehenden Skala von Baier (2017, S. 209). Wegen einer moderaten Spannweite schlug Baier (2017, S. 208, 212) vor, die Items mit weicheren Formulierungen zu versehen. Als Ausgangspunkt für diese Korrektur boten sich mehrere Items des *Peritia*-Datensatzes an, die zugleich hohe inhaltliche Kongruenz zur theoretisch ausgearbeiteten Beschaffenheit des Konstrukts aufwiesen (Schwartz, 1977, S. 241; Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 50) (Anlage 7).

So konnte die Kosten-Nutzen-Abwägung operationalisiert werden mit der Aussage *„Es ist einfach zu schwierig für jemanden wie mich, viel gegen den Klimawandel zu bewirken“*. Leugnung der Bedürftigkeit wurde abgebildet mit *„Es gibt wichtigere Dinge im Leben, als über den Klimawandel nachzudenken“*. Verantwortungsdiffusion fand Berücksichtigung mit dem Satz *„Es hat keinen Sinn, mein Verhalten zu ändern, um den Klimawandel zu bekämpfen, da es sowieso nichts bewirken wird“*. Das Herabsetzen persönlicher Norm trotz vorhandenem Problembewusstsein adressierte die Aussage *„Der Klimawandel ist nicht mehr aufzuhalten – es ist zu spät, etwas dagegen zu tun“* (Hewlett et al., 2022, S. 50; Schwartz, 1977, S. 241).

Eingeleitet wurden die Items mit der Frage *„Inwieweit stimmen Sie den folgenden Aussagen zu bzw. nicht zu?“*. Antworten konnten jeweils auf einer 5-Punkte-Skala gegeben werden von *„Stimme überhaupt nicht zu“* (1) bis *„Stimme voll und ganz zu“* (5) (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 50).

Aufgrund der weitgehenden Übereinstimmung mit den theoriebasierten Inhalten des Konstrukts (Hewlett et al., 2022, S. 50; Schwartz, 1977, S. 241), wurde eine inhaltliche Validität der Skala angenommen.

Zwei auf Deutschland bezogene Items wurden in der 4-Item-Version nicht genutzt (Baier, 2017, S. 209). Zudem wurden konkrete wissenschaftliche und politische Zuschreibungen vermieden. Wie von Baier (2017, S. 212) vorgeschlagen, waren die Items offener und intuitiver formuliert (Hewlett et al., 2022, S. 50) (Anlage 7).

Bezogen auf die 6-Item-Skala liefert Baier (2017, S. 208–210) Hinweise zur Validität des Konstrukts und der Reliabilität der Skala anhand einer kleineren Stichprobe ( $N = 312$ ).

Dabei legten Hauptachsenfaktorenanalyse und Screeplot eine eindimensionale Struktur nahe mit Einzelladungen von .52 bis .78. Ein starker negativer Zusammenhang ( $r = -.39$ ;  $p < .01$ ) mit internaler Verantwortungszuschreibung deutete konvergente Validität an (Baier, 2017, S. 209–210).

Demgegenüber korrelierte die externale Verantwortungszuschreibung nur gering ( $r = -.12$ ;  $r = -.14$ ;  $p < .05$ ), was diskriminante Validität implizierte. Cronbachs Alpha der 6-Item-Skala ist mit  $\alpha = .83$  zufriedenstellend ( $M = 2,41$ ;  $SD = 1,15$ ) (Baier, 2017, S. 210–212).

Die vorgeschlagene einfaktorielle Struktur der KNR (Baier, 2017, S. 209) wurde für die 4-Item-Skala durch Hauptachsenfaktorenanalyse (Anlage 8) und Screeplot (Anlage 9) ebenfalls nahegelegt. Alle Items luden auf einen Faktor, wobei die Faktor-Item-Korrelationen von .845 bis .510 reichten ( $p < .001$ ;  $N = 1897$ ; Kaiser-Meyer-Olkin [KMO] = .722; Eigenwert  $> 1$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.).

KNR war zudem negativ mit verschiedenen klimarelevanten Verhaltensweisen assoziiert, was die konkurrente Kriteriumsvalidität nahelegt (Field, 2009, S. 784). Der Zusammenhang war hinsichtlich der Wahl umweltpolitischer Parteien am stärksten ( $r = -.233$ ), gefolgt von Vermeidung von Einwegplastik ( $r = -.229$ ), Recycling ( $r = -.216$ ) und der Nutzung umweltschonender Verkehrsmittel ( $r = -.143$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 50–51) (Tabelle 1).

**Tabelle 1**

*Pearson-Korrelation: KNR und spezifisches PEB (Duffy et al., 2023, o. S.)*

	1	2	3	4	5	6
1 KNR						
2 Recycling	-.216**					
3 ÖPNV/Fahrrad statt Auto	-.143**	.257**				
4 Einwegplastik vermeiden	-.229**	.519**	.288**			
5 Gemeinde-Aktionen	-.007	.109**	.243**	.190**		
6 Klima-Hilfsorganisationen	.046	-.070**	.145**	.062*	.369**	
7 Umweltpolitische Parteien	-.233**	.163**	.255**	.259**	.307**	.382**

*Anmerkungen.* \*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ ;  $N = 1338$ – $1845$ : KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; PEB = pro-environmental behaviour.

Obwohl dieser Zusammenhang bei der Wahl von Parteien mit umweltfreundlichen Zielen am höchsten war, ermittelte eine Hauptkomponentenanalyse KNR

und *Unterstützung politischer Klimamaßnahmen* als zwei divergente Komponenten. Die durchschnittlich erfasste Varianz (Average Variance Extracted [AVE]) der Komponenten sowie der AVE-Mittelwert überstiegen den Wert 0,5. Gleichzeitig war die quadrierte Korrelation der Komponenten kleiner als die AVE (Duffy et al., 2023, o. S.), was für die diskriminante Konstruktvalidität spricht (Fornell & Larcker, 1981, S. 46) (Tabelle 2; Anlage 10).

Aufgrund der Eindimensionalität der KNR-Skala (Duffy et al., 2023, o. S.) konnten Gesamt-Reliabilitätswerte (Cronbachs Alpha) von  $\alpha = .74$  für die gesamte Stichprobe ( $N = 12730$ ) und  $\alpha = .73$  für den deutschen Anteil ( $N = 1897$ ) festgehalten werden.

Die Split-Half-Reliabilitäten nach Guttman und Spearman-Brown liegen jeweils bei  $.75$  ( $N = 12730$ ) und  $.75$  ( $N = 1897$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.). Demnach kann die Reliabilität der Skala insgesamt als akzeptabel eingestuft werden.

## Tabelle 2

*Mustermatrix Hauptkomponenten KNR und Unterstützung politischer Maßnahmen (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Konstrukte	Komponente	
	1	2
Unterstützung politischer Maßnahmen ( $\alpha = .75$ )		
CO <sub>2</sub> -Normen neuer Fahrzeuge	.854	
Investitionen (Gebäude, Verkehrsmittel)	.812	
Besteuerung schädlicher Kraftstoffe	.792	
Schutz und Pflanzung neuer Bäume	.554	
KNR ( $\alpha = .73$ )		
Verhaltensänderung bewirkt nichts		.796
Klimawandel nicht mehr aufzuhalten		.751
Einfach zu schwierig		.720
Gibt wichtigere Dinge		.696
Mittelwert Ladungen ( $M$ )	.753	.741
Durchschnittlich erfasste Varianz (AVE) ( $M^2$ )	.567	.5487
Mittelwert AVE der Komponenten	.5579	
Komponentenkorrelation $r$ ( $r^2$ )	-.275 (.076)	

*Anmerkungen.* Rotationsmethode: Promax; Kaiser-Meyer-Olkin =  $.767$  ( $p < .001$ );  $N = 1790$ ; CO<sub>2</sub> = Kohlenstoffdioxid; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; AVE = Average Variance Extracted.

Auf Grundlage der vier Items wurde die KNR-Skala als gesonderte Variable anhand des Mittelwert-Scores berechnet ( $N = 1897$ ;  $M = 2,81$ ;  $SD = 0,94$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.). Infolgedessen kann deren Skalenniveau als quasi-metrisch betrachtet werden (Bortz & Schuster, 2010, S. 23).

Ausgehend vom NAM (Schwartz, 1977, S. 241) ließen sich weitere Teile des Peritia-Datensatzes (Duffy et al., 2023, o. S.) für die vorläufige Analyse operational einsetzen, welche im Folgenden dargestellt werden.

### 3.2.2 Bewusstseinskomponenten und persönliche Norm

*Problembewusstsein* wird zumeist gleichgesetzt mit dem Wissen um negative Konsequenzen (*awareness of consequences*) (Zhang et al., 2023, S. 4; Steg & de Groot, 2010, S. 725; Schwartz, 1977, S. 229) und konnte entsprechend konzeptualisiert werden mit dem antizipierten Beginn schädlicher Auswirkungen des Klimawandels. Die Frage „*Wann wird der Klimawandel Ihrer Meinung nach gegebenenfalls negative Auswirkungen haben auf ...?*“ war in die Items „... die Menschheit im Allgemeinen“, „... Ihr Land“ und „... Sie persönlich“ gegliedert (Hewlett et al., 2022, S. 48–49) (Tabelle 3).

Jeweils konnte mit einer 6-Punkt-Skala von „*Nie*“ (1) bis „*Er hat bereits negative Auswirkungen*“ (6) geantwortet werden (Hewlett et al., 2022, S. 48–49). Cronbachs Alpha lag für den deutschen Anteil der Stichprobe bei  $\alpha = .83$  ( $p < .001$ ;  $N = 1780$ ;  $M = 4,76$ ;  $SD = 1,38$ ) (Hewlett et al., 2022, S. 48–49; Duffy et al., 2023, o. S.).

*Handlungsoptionen* werden von Schwartz (1977, S. 244) als die Wahrnehmung von Möglichkeiten beschrieben, welche in der schwierigen Situation ergriffen werden können. Dieser Aspekt war im Datensatz abgebildet mit der Aussage „*Ich weiß, was ich tun kann, um einen Beitrag zur Verhinderung des Klimawandels zu leisten, da es eindeutige Informationen dazu gibt, was die Öffentlichkeit tun kann, um zu helfen*“ (Hewlett et al., 2022, S. 50) (Tabelle 3).

Geantwortet wurde in 5 Punkten von „*Stimme überhaupt nicht zu*“ (1) bis „*Stimme voll und ganz zu*“ (5) ( $N = 1949$ ;  $M = 3,53$ ;  $SD = 1,06$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 50).

*Selbstwirksamkeit* ist gemäß Schwartz (1977, S. 244) die selbst eingeschätzte Fähigkeit, bei der Verbesserung der Situation mitwirken zu können. Diese Einschätzung wurde adressiert mit der Frage „*Inwieweit haben Sie das Gefühl, dass*

*Sie bei den Maßnahmen zur Bekämpfung des Klimawandels ein Mitspracherecht haben?*“ (Hewlett et al., 2022, S. 49) (Tabelle 3). In einer 11-Punkt-Likert-Skala war der Wert 1 gleichgesetzt mit „*Ich habe überhaupt kein Mitspracherecht*“, der Wert 11 entsprach dabei der Aussage „*Ich habe ein Mitspracherecht*“ ( $N = 1971$ ;  $M = 4,73$ ;  $SD = 2,90$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 49).

*Verantwortungsbewusstsein* basiert auf einem antizipierten kausalen Zusammenhang mit den Bedürfnissen anderer. Es konstituiert sich demnach aus der Ursachenzuschreibung von Problemen, welche durch individuelles Verhalten entstehen (Schwartz, 1977, S. 426; Steg & de Groot, 2010, S. 726). Diesen Aspekt deckte die Aussage „*Der Klimawandel wird hauptsächlich durch menschliche Aktivitäten verursacht*“ ab und konnte mit „*Wahr*“ oder „*Falsch*“ beantwortet werden (Hewlett et al., 2022, S. 50) (Tabelle 3). Um Einheitlichkeit zu den anderen Bewusstseinskomponenten herzustellen, wurden die Item-Werte dem Sinnzusammenhang gemäß rekodiert in 1 („*Falsch*“) und 2 („*Wahr*“) ( $N = 1824$ ;  $M = 1,78$ ;  $SD = 0,41$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.).

*Persönliche Norm* ist begrifflich als individueller Unterschied gefasst, der Personen immanent ist und sich je nach Situation auf verschiedene Weise auswirkt (Schwartz, 1977, S. 239–241). Ausgehend von dieser Semantik, wurde diese Variable nicht als universelle soziale Norm (Werth et al., 2020, S. 480), sondern als persönliche Wertvorstellung operationalisiert (Schwartz, 1992, S. 4, 60).

Analog dazu fand ein Item des gut untersuchten *Portrait Values Questionnaire* (PVQ-21) Anwendung, welches sich auf Natur- und Umweltschutz bezieht (Charalampi et al., 2021, S. 34–35, 48–50; Davidov et al., 2008, S. 420). Hiermit wurde persönliche Norm mit der Aussage abgebildet „*Sie sind der festen Überzeugung, dass die Menschen die Natur schützen sollten. Der Umweltschutz ist für sie wichtig.*“ (Tabelle 3). Antwortmöglichkeiten umfassten 6 Punkte von „*Ist mir überhaupt nicht ähnlich*“ (1) bis „*Ist mir sehr ähnlich*“ (6) ( $N = 1940$ ;  $M = 4,59$ ;  $SD = 1,32$ ) (Hewlett et al., 2022, S. 60–61; Duffy et al., 2023, o. S.).

Die Elemente des NAM (Schwartz, 1977, S. 241) wurden anhand des vorliegenden Datensatzes auch empirisch als voneinander getrennt ermittelt. So ergab eine modellbasierte Hauptkomponentenanalyse, dass die Items der Konstrukte Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung, persönliche Norm sowie KNR jeweils auf deren theoretisch angenommene Komponenten laden (Duffy et al., 2023, o. S.). Dies ist ein weiterer Hinweis für die diskriminante Validität der Konstrukte (Fornell & Larcker, 1981, S. 46) (Tabelle 4).

**Tabelle 3**

*Operationalisierung der NAM-Konstrukte (Hewlett et al., 2022, S. 48–50, 60–61; Schwartz, 1977, S. 241)*

Konstrukt	Range
<b>Problembewusstsein</b>	
„Wann wird der Klimawandel Ihrer Meinung nach gegebenenfalls negative Auswirkungen haben auf ...?“	
(1) „... die Menschheit im Allgemeinen“	5
(2) „... Ihr Land“	5
(3) „... Sie persönlich“	5
<b>Handlungsoptionen</b>	
(1) „Ich weiß, was ich tun kann, um einen Beitrag zur Verhinderung des Klimawandels zu leisten, da es eindeutige Informationen dazu gibt, was die Öffentlichkeit tun kann, um zu helfen“	4
<b>Selbstwirksamkeit</b>	
(1) „Inwieweit haben Sie das Gefühl, dass Sie bei den Maßnahmen zur Bekämpfung des Klimawandels ein Mitspracherecht haben?“	10
<b>Verantwortung</b>	
(1) „Der Klimawandel wird hauptsächlich durch menschliche Aktivitäten verursacht“	1
<b>Persönliche Norm</b>	
(1) „Sie sind der festen Überzeugung, dass die Menschen die Natur schützen sollten. Der Umweltschutz ist für sie wichtig.“	5
<b>Klima-negierende Rechtfertigung (KNR)</b>	
<i>Abwägung Kosten/Nutzen</i>	
(1) „Es ist einfach zu schwierig für jemanden wie mich, viel gegen den Klimawandel zu bewirken“	4
<i>Leugnen der Bedürftigkeit</i>	
(2) „Es gibt wichtigere Dinge im Leben, als über den Klimawandel nachzudenken“	4
<i>Abstreiten der Verantwortung</i>	
(3) „Es hat keinen Sinn, mein Verhalten zu ändern, um den Klimawandel zu bekämpfen, da es sowieso nichts bewirken wird“	4
<i>Angemessenheit der Norm</i>	
(4) „Der Klimawandel ist nicht mehr aufzuhalten – es ist zu spät, etwas dagegen zu tun“	4

Anmerkungen. NAM = Normaktivierungsmodell.



**Tabelle 4***Mustermatrix der Hauptkomponenten NAM (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Konstrukt	Komponente					
	1	2	3	4	5	6
Problembewusstsein ( $\alpha = .83$ )						
Auswirkungen: Persönlich	.879					
Auswirkungen: Eigenes Land	.838					
Auswirkungen: Menschheit	.839					
Handlungsoptionen						
Weiß, wie Beitrag leisten		.986				
Selbstwirksamkeit						
Mitsprache Maßnahmen			.941			
Verantwortung						
Menschengemacht				.967		
Persönliche Norm						
Natur schützen					.989	
KNR ( $\alpha = .73$ )						
Angemessenheit der Norm						.832
Abstreiten der Verantwortung						.719
Abwägung Kosten/Nutzen						.626
Leugnen der Bedürftigkeit						.609
Komponentenkorrelation KNR	-.182	-.090	-.134	-.126	-.234	1

*Anmerkungen.* Extraktionsmethode: Hauptkomponentenanalyse; Rotationsmethode: Oblimin; zu extrahierende Faktoren: 6;  $p < .001$ ; Kaiser-Meyer-Olkin = .809; Signifikanz nach Bartlett  $\leq .001$ ; Anti-Image-Korrelationen  $\geq .600$ ;  $N = 1518$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; NAM = Normaktivierungsmodell.

### 3.2.3 Soziodemografische Faktoren

Neben den Faktoren Alter, Geschlecht und höchstem formalen Bildungsabschluss wurde auch das jährliche Haushaltseinkommen als Kovariate in die multiple lineare Regression einbezogen (Duffy et al., 2023, o. S.).

Lebensalter wurde in einer Verhältnisskala von 15 bis 99 abgefragt (Hewlett et al., 2022, S. 44). Der vorliegende Datensatz enthält für die deutsche Stichprobe Fälle mit einem angegebenen Alter von 18 bis 94 Jahren ( $N = 2013$ ;  $M = 45,36$ ;  $SD = 17,24$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 5).

Eine Identifikation mit einem Geschlecht wurde nominal skaliert erhoben durch die Frage „*Identifizieren Sie sich selbst als männlich, weiblich, nicht-binär oder auf eine andere Weise?*“ (Hewlett et al., 2022, S. 44). Im Datensatz lagen vergleichsweise geringe Fallzahlen mit den Ausprägungen *nicht-binär* (2 Fälle) und *anders identifiziert* (3 Fälle) vor (Duffy et al., 2023, o. S.) (Anlage 2).

Die Interpretierbarkeit dieser beiden Ausprägungen ist auf quantitativer Ebene durch die geringe Fallzahl nur unzureichend möglich. Um einen daraus resultierenden Informationsverlust und Verzerrungen im Hinblick auf die statistischen Berechnungen zu vermeiden, war eine Anpassung der Variable notwendig. In Anlehnung an die methodische Handhabung des StBA (o. J. b, o. S.) erfolgte eine zufällige Aufteilung der betroffenen Kategorien auf die Ausprägungen *Männlich* (1) oder *Weiblich* (2). Gleiches Schema wurde auf 3 Fälle mit fehlenden Werten angewendet. Der Erwartungswert betrug hierbei jeweils 0,5 (Anlage 2; Anlage 11).

Jährliches Haushaltsbruttoeinkommen (HBE) war in zehn Stufen ordinalskaliert, beginnend mit „*Weniger als 20.000 €*“ (1) bis hin zu „*150.000 € oder mehr*“ (10) (Hewlett et al., 2022, S. 44; Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 5; Anlage 4).

Auf ähnliche Weise war der höchste Bildungsabschluss abgebildet. Aufgrund der hohen Diversität von Abschlüssen lagen diese Angaben klassiert vor mit drei Ausprägungen. Gebündelt waren jeweils die Stufen ISCED 0–2 (1), ISCED 3–4 (2) und ISCED 5–8 (3) (Bundesministerium für Bildung und Forschung [BMBF], 2023, S. 84–87; Hewlett et al., 2022, S. 44–45; Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 5).

### **3.3 Hypothesenprüfung**

Zur Testung der Hypothesen wurde eine multiple lineare Regressionsanalyse verwendet (Field, 2009, S. 225). KNR fungierte dabei mit quasi-metrischer Skalierung als abhängige Variable (Duffy et al., 2023, o. S.; Bortz & Schuster, 2010, S. 23). Ausgehend von der Ebenenstruktur des NAM war die Berechnung hierarchisch konzipiert (Schwartz, 1977, S. 241). Soziodemografische Aspekte wurden dabei als prädisponierende Faktoren verstanden und dementsprechend in gebündelter Form den weiteren Prädiktoren vorangestellt (Chung et al., 2019, S. 4). Ein weiteres Cluster bildete die Bewusstseinssebene des NAM. Deren vier Komponenten flossen zunächst ebenfalls gruppiert in die Berechnung ein, um den Ebenenoutput zu ermitteln (*H1*). Zuletzt wurde persönliche Norm als unmittelbare Instanz vor der Rechtfertigungsabwehr hinzugefügt (*H2*) (Schwartz, 1977, S. 241).

**Tabelle 5***Deskriptive Statistiken (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Variable	N (%)	Range	Min	Max	M	SD
Lebensalter	2013	76	18	94	45,36	17,25
18–24 Jahre	292 (14,5)					
25–34 Jahre	381 (18,9)					
35–44 Jahre	338 (16,8)					
45–54 Jahre	233 (11,6)					
55–64 Jahre	435 (21,6)					
Ab 65 Jahre	335 (16,6)					
Geschlecht*	2013	1	1	2	1,51	0,50
Männlich	990 (49,2)					
Weiblich	1023 (50,8)					
Haushaltsbruttoeinkommen	2013	9	1	10	3,31	2,23
Bildungsabschluss	2013	2	1	3	1,96	0,63
ISCED 0–2	444 (22,1)					
ISCED 3–4	1215 (60,4)					
ISCED 5–8	354 (17,6)					
Problembewusstsein ( $\alpha = .83$ )	1780	5	1	6	4,76	1,19
Menschheit	1949	5	1	6	5,02	1,26
Eigenes Land	1933	5	1	6	4,85	1,32
Persönlich	1815	5	1	6	4,42	1,56
Handlungsoptionen	1949	4	1	5	3,53	1,06
Selbstwirksamkeit	1971	10	1	11	4,73	2,90
Verantwortung**	1824	1	1	2	1,78	0,41
Persönliche Norm	1940	5	1	6	4,59	1,32
KNR*** ( $\alpha = .73$ )	1897	4	1	5	2,81	0,94
Abwägung Kosten/Nutzen	1964	4	1	5	3,18	1,23
Leugnen Bedürftigkeit	1982	4	1	5	2,71	1,29
Abstreiten Verantwortung	1976	4	1	5	2,58	1,32
Angemessenheit Norm	1956	4	1	5	2,82	1,25

*Anmerkungen.* \*männliche Personen = 1, weibliche Personen = 2; \*\*rekodierte Wertebereiche; \*\*\*auf Grundlage der 4 Items berechnete quasi-metrische Skala (nur Fälle mit Beantwortung aller KNR-Items); ISCED = International Standard Classification of Education; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; Min = Minimum; Max = Maximum.

Einzelbeiträge der Bewusstseinskomponenten zur Anpassungsgüte ergaben sich anschließend in einem wiederholten Durchlauf unter schrittweisem Einbezug von Problem-, Handlungs-, Selbstwirksamkeits- und Verantwortungsbewusstsein (*H1a–H1d*) (Schwartz, 1977, S. 241).

Auf Basis der Regressionsanalyse wurde geprüft, ob und inwiefern Bewusstseinsparameter und persönliche Norm die Varianz der Klimarechtfertigung erklärten. Waren F-Werte hinsichtlich Änderung der Anpassungsgüte ( $\Delta R^2$ ) und Modell-Daten-Passungen (ANOVA) signifikant, konnten Signifikanzen der Regressionsgewichte berichtet werden. Waren diese ebenfalls signifikant, war ein gerichteter Zusammenhang der jeweiligen Variablen anzunehmen (Field, 2009, S. 237–238).

Ausgehend von der Annahme, KNR verringere sich mit zunehmender Ausprägung der Bewusstseinsfaktoren (*H1*), kann die Nullhypothese bei signifikant negativen Regressionsgewichten der Komponenten Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit und Verantwortung abgelehnt werden. Hierfür muss das Signifikanzniveau jeweils bei  $p \geq .05$  liegen. Gleiches gilt für den negativen Einfluss persönlicher Norm auf KNR (*H2*), deren Vorhersagewahrscheinlichkeit im dritten Modell getestet wurde. Hat der Regressionskoeffizient ein negatives Vorzeichen und ist zudem signifikant, ist auch hier die Nullhypothese als unwahrscheinlich einzustufen (Field, 2009, S. 27).

Darüber hinaus war auch eine partielle Ablehnung der Nullhypothese für *Hypothese H1* möglich. Sofern die vermeintlichen Prädiktoren Problembewusstsein (*H1a*), Handlungsoptionen (*H1b*), Selbstwirksamkeit (*H1c*) oder Verantwortung (*H1d*) diese Kriterien nicht vollumfänglich erfüllten, kam eine teilweise Bestätigung von *H1* in Betracht.

Im Vorfeld dieser beschriebenen multiplen hierarchischen Regressionsanalyse fand eine Identifikation von Ausreißern sowie eine Voraussetzungsprüfung linearer Regression statt. Da Ausreißer die Ergebnisse verzerren können, wurden diese in mehreren Vorab-Durchläufen mit fallweiser Diagnose standardisierter Residuen ermittelt. Im Rahmen dieses Iterationsverfahrens wurden Fälle mit Residuen außerhalb von drei Standardabweichungen als Ausreißer definiert und von den weiteren Analysen ausgeschlossen. Nicht deutlich mehr als 1 % der verbleibenden Fälle sollten Residuen über 2,6 Standardabweichungen aufweisen, um von einer adäquaten Fehlerquote des Modells ausgehen zu können (Field, 2009, S. 216). Die Regressionsvoraussetzungen fanden eine Beurteilung nach dem im Folgenden skizzierten Schema (Berry, 1993, zitiert nach Field, 2009, S. 220–221).

(1) Abwesenheit von Multikollinearität wurde mittels bivariater Korrelation geprüft, wobei die Beträge der Korrelationen kleiner als 0,8 sein sollten. Zum anderen erfolgte eine Kollinearitätsprüfung anhand der Toleranz sowie des VIF (Variance Inflation Factor). Hier sollten die Werte  $> 0,1$  (Toleranz) bzw.  $< 10$  (VIF) betragen (Field, 2009, S. 224).

(2) Vorliegen einer Normalverteilung der Variablen-Residuen wurde durch das P-P-Diagramm begutachtet. Sofern sich die Punkte nahe der Diagonalen ausrichteten, galt diese Voraussetzung als erfüllt (Field, 2009, S. 248–249).

(3) Um Varianzhomogenität festzustellen, wurde ein Streudiagramm standardisierter Residuen und prognostizierter Werte erstellt. Eine symmetrische Anordnung der Punkte war ein erster Hinweis auf die Homogenität der Varianz. Bei Normalverteilung der Residuen dient ein Breusch-Pagan-Test auf Heteroskedastizität unterstützend (Wooldridge, 2016, S. 251–252).

(4) Unabhängigkeit der Beobachtungs-Residuen wurde durch die Durbin-Watson-Statistik ermittelt. Werte um den Bereich von 2 deuten auf nicht vorhandene Autokorrelation hin (Field, 2009, S. 229).

(5) Lineare Zusammenhänge zwischen abhängiger und erklärender Variablen wurde ermittelt durch optische Betrachtung der Streudiagramme. Zur erleichterten Einschätzung der Linearität wurde den Diagrammen eine Anpassungslinie im Loess-Verfahren hinzugefügt (Field, 2009, S. 230).

Bedingungen intervallskalierter abhängige Variable (7), Spannweiten entsprechend der Abstände möglicher Ausprägungen (8) sowie Standardabweichungen von ungleich Null (9) ergeben sich bereits aus der quasi-metrischen KNR-Skalierung und deskriptiver Darstellung der Instrumente (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 5).

#### **4 Ergebnisse**

Im Zuge der Ausreißer-Identifikation wurden vier Fälle von der weiteren Analyse ausgeschlossen (ID: 53726917, 53396090, 53490330, 53572424). Anschließend hatte die Stichprobe einen Umfang von  $N = 1511$  Personen. Die Fallquote mit standardisierten Residuen von  $SD \geq 2,6$  liegt mit 16 Fällen bei 1,05% im akzeptablen Bereich (Duffy et al., 2023, o. S.). Die darauf basierenden Ergebnisse der Voraussetzungsprüfung multipler linearer Regression sind im Folgenden abgebildet.

(1) Lineare Zusammenhänge der Prädiktorvariablen lagen in der Matrix bivariater Korrelation nach Pearson bei  $r \leq .386$  ( $p < .01$ ) (Tabelle 6). Zudem befanden sich die Werte der Kollinearitätsstatistik mit 0,780 bis 0,949 (Toleranz) und 1,054 bis 1,282 (VIF) jeweils in den gültigen Bereichen, um hohe Multikollinearität auszuschließen (Anlage 12). (2) Diagonal ausgerichtete Punkte des P-P-Diagramms implizierten normalverteilte Residuen (Anlage 13). Die Häufigkeitsverteilung der Residuen unterstützte diese Vermutung (Anlage 14). (3) Im Streudiagramm standardisierter Residuen und prognostizierter Werte ordneten sich die Punkte annähernd in einer parallelen Form an, was auf Homoskedastizität hindeutete (Anlage 15). Der Breusch-Pagan-Test unterstützte die Vermutung, dass Heteroskedastizität nicht vorliegt ( $p = .926$ ). (4) Ein Durbin-Watson-Wert von 1,88 legte die Unabhängigkeit der Beobachtungs-Residuen und somit die Abwesenheit von Autokorrelation nahe. (5) Optische Betrachtungen der Streudiagramme mit Loess-Linie ließen vermuten, dass KNR mit den Prädiktorvariablen jeweils näherungsweise linear zusammenhängt (Anlagen 16–24) (Duffy et al., 2023, o. S.).

**Tabelle 6**

*Bivariate Pearson-Korrelation (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Variable	KNR	1	2	3	4	5	6	7	8
KNR	–								
1 PN	–.317**								
2 PB	–.282**	.342**							
3 HO	–.176**	.233**	.249**						
4 SW	–.187**	.083**	.059*	.167**					
5 VA	–.223**	.189**	.386**	.181**	.115**				
6 Alter	–.198**	.187**	.155**	.092**	–.062**	.074**			
7 Geschlecht	–.066**	.048*	.067**	.024	–.015	.025	–.140**		
8 HBE	–.075**	–.010	–.006	.017	.070**	.003	.074**	–.100**	
9 Bildung	–.074**	.058*	.024	.030	.049*	.054*	.148**	–.016	.273**

*Anmerkungen.* \*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; PN = persönliche Norm; PB = Problembewusstsein; HO = Handlungsoptionen; SW = Selbstwirksamkeit; VA = Verantwortung; HBE = Haushaltbruttoeinkommen.

#### 4.1 Effekte der Bewusstseinskomponenten

Bei geclustertem Einschluss soziodemografischer Faktoren und Bewusstseinsparametern wurden zwei Regressionsmodelle erzeugt. Es lagen Signifikanzen der

F-Statistiken bezogen auf  $\Delta R^2$  ( $p < .001$ ) (Tabelle 7) sowie hinsichtlich Modell-Passungen vor ( $p < .001$ ) (Tabelle 8). Soziodemografische Faktoren (*Modell 1*) liefern für sich genommen einen geringen Beitrag zur Varianzaufklärung mit  $R^2 = .066$  (adjustiertes  $R^2 [R^2_{adj}] = .064$ ;  $SE = .922$ ;  $F[4, 1506] = 26,729$ ;  $p < .001$ ). (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 7).

Hinzufügen der gebündelten Bewusstseinskomponenten (*Modell 2*) evozierte mit einem Zuwachs von  $\Delta R^2 = .110$  eine gesteigerte moderate Anpassungsgüte von  $R^2 = .176$  ( $R^2_{adj} = .172$ ;  $SE = .868$ ;  $F[8, 1502] = 40,183$ ;  $p < .001$ ). Soziodemografische und Bewusstseinsfaktoren erklärten demgemäß insgesamt 17,6% der Varianz Klima-negierender Rechtfertigung (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 7). Hierbei trugen alle enthaltenen Regressionskoeffizienten der Prädiktoren ein negatives Vorzeichen (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

**Tabelle 7**

*Modellzusammenfassung linearer Regression: gebündelter Einschluss Bewusstseinskomponenten (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Modell	R	$R^2$	$R^2_{adj}$	SE Schätzer	$\Delta R^2$	$p \Delta F$
1	.257	.066	.064	.922	.066	.000
2	.420	.176	.172	.868	.110	.000

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung; hinzugefügte Variablen: (1) Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung, (2) Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung;  $\Delta R^2 =$  Änderung  $R^2$ ;  $p \Delta F =$  Signifikanz Änderung  $F$ .

**Tabelle 8**

*F-Statistik der ANOVA hierarchischer Regression (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Modell		df	F	p
1	Regression	4	26,729	.000
	Nicht standardisierte Residuen	1506		
	Gesamt	1510		
2	Regression	8	40,110	.000
	Nicht standardisierte Residuen	1502		
	Gesamt	1510		

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung; hinzugefügte Variablen: (1) Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung, (2) Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung; ANOVA = analysis of variance.

Die Prädiktoren Alter und Geschlecht sagten in beiden Modellen auf einem Signifikanzniveau von  $p < .001$  das Kriterium KNR voraus. Haushaltsbruttoeinkommen war auf einem Niveau von  $p < .05$  signifikant, während der Bildungsgrad nach klassierten ISCED-Stufen mit  $p > .05$  keinen signifikanten Wert erreichte (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Lebensalter wies in *Modell 1* den ausgeprägtesten standardisierten Koeffizienten auf mit  $\beta = -.235$  ( $b = -.013$ ; 95% KI  $[-.016, -.010]$ ;  $SE = .001$ ). Mit jedem zusätzlichen Lebensjahr war eine Verringerung des KNR-Wertes um  $b = -.013$  Einheiten festzustellen. Entsprechend war eine Dekade an Lebenszeit mit gesenkter KNR um  $b = -.130$  Punkte assoziiert (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Ein Koeffizient von  $b = -.227$  ( $\beta = -.120$ ; 95% KI  $[-.322, -.131]$ ;  $SE = .049$ ) der Variable Geschlecht legte nahe, dass unter den konstant gehaltenen Bedingungen von *Modell 1* weibliche oder weiblich identifizierte Personen durchschnittlich  $b = -.227$  Punkte weniger auf der KNR-Skala verzeichneten als männliche oder männlich identifizierte Personen (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Jährliches Haushaltsbruttoeinkommen zeigte in diesem Kontext den geringsten signifikanten Effekt mit  $b = -.024$  ( $\beta = -.057$ ; 95% KI  $[-.045, -.002]$ ;  $SE = .011$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Unter Einbezug der Bewusstseinskomponenten in *Modell 2* verringerten sich die Effektstärken der soziodemografischen Variablen Alter ( $b = -.011$ ;  $\beta = -.193$ ; 95% KI  $[-.013, -.008]$ ;  $SE = .001$ ;  $p < .001$ ), Geschlecht ( $b = -.190$ ;  $\beta = -.100$ ; 95% KI  $[-.281, -.100]$ ;  $SE = .046$ ;  $p < .001$ ) und Einkommen ( $b = -.021$ ;  $\beta = -.051$ ; 95% KI  $[-.042, -.001]$ ;  $SE = .050$ ;  $p < .05$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Problembewusstsein, Selbstwirksamkeit und Verantwortung sagten hier KNR auf einem Niveau von  $p < .001$  voraus. Handlungsoptionen erreichten in diesem Rahmen ein Signifikanzniveau von  $p < .01$  ( $F[8, 1502] = 40,11$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Unter den Bewusstseinsfaktoren zeigte der standardisierte Koeffizient des Problembewusstseins den ausgeprägtesten negativen Betrag mit  $\beta = -.190$  ( $b = -.159$ ; 95% KI  $[-.201, -.117]$ ;  $SE = .022$ ;  $p < .001$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Ebenfalls negativ gerichtete Zusammenhänge mit KNR zeigten Selbstwirksamkeit mit  $\beta = -.142$  ( $b = -.046$ ; 95% KI  $[-.062, -.031]$ ;  $SE = .008$ ;  $p < .001$ ), Verantwor-



tung mit  $\beta = -.122$  ( $b = -.291$ ; 95% KI  $[-.409, -.172]$ ;  $SE = .061$ ;  $p < .001$ ) und Handlungsoptionen mit  $\beta = -.074$  ( $b = -.067$ ; 95% KI  $[-.111, -.023]$ ;  $SE = .022$ ;  $p < .01$ ) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

**Tabelle 9**

*Parameter hierarchischer Regression: soziodemografische Faktoren, gebündelte Bewusstseinskomponenten (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Variable	b	95% KI		SE b	$\beta$	p	$R^2$	$(R^2_{adj})$	$\Delta R^2$
		UG	OG						
Modell 1							.066	(.064)	.067
Konstante	3,881	3,428	3,894	.119		.000			
Alter	-.013	-.016	-.010	.001	-.235	.000			
Geschlecht*	-.227	-.322	-.131	.049	-.119	.000			
HBE	-.024	-.045	-.002	.011	-.056	.031			
Bildung	-.054	-.132	.024	.040	-.035	.174			
Modell 2							.176	(.172)	.110
Konstante	5,455	5,122	5,788	.170		.000			
Alter	-.011	-.013	-.008	.001	-.193	.000			
Geschlecht*	-.190	-.281	-.100	.046	-.100	.000			
HBE	-.021	-.042	-.001	.010	-.050	.040			
Bildung	-.044	-.118	.029	.037	-.029	.237			
PB	-.159	-.201	-.117	.022	-.190	.000			
HO	-.067	-.111	-.023	.022	-.074	.003			
SW	-.046	-.062	-.031	.008	-.142	.000			
VA	-.290	-.409	-.172	.061	-.122	.000			

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung (KNR); \*männlich = 1, weiblich = 2;  $N = 1511$ ;  $F_1(4,1506) = 26,860$  ( $p < .001$ );  $F_2(8,1502) = 40,183$  ( $p < .001$ ); HBE = Haushaltsbruttoeinkommen; PB = Problembewusstsein; HO = Handlungsoptionen; SW = Selbstwirksamkeit; VA = Verantwortung; PN = Persönliche Norm; KI = Konfidenzintervall; UG = Untergrenze; OG = Obergrenze;  $R^2_{adj}$  = adjustiertes  $R^2$ .

Dementsprechend gingen mit zunehmenden Punktwerten der Bewusstseinskomponenten jeweils sinkende Werte auf der KNR-Skala einher. Erhöhte sich Problembewusstsein um einen Punkt, verringerte sich demgemäß KNR um  $b = -.159$  Einheiten. Gleiche Effekt-Richtungen ließen sich für *Selbstwirksamkeit* mit  $b = -.046$ , Verantwortung mit  $b = -.291$  und Handlungsoptionen mit  $b = -.067$  in Bezug auf KNR feststellen (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9).

Wurden die Bewusstseinsfaktoren nicht in gebündelter Form, sondern schrittweise hinzugefügt, kristallisierten sich deren Einzelleistungen zur Varianzaufklärung des Modells deutlicher heraus. So verdoppelte sich das korrigierte Bestimmtheitsmaß von *Modell 1* ( $R^2_{\text{adj}} = .064$ ;  $\Delta R^2 = .066$ ) alleine durch Berücksichtigung des Problembewusstseins in *Modell 2a* ( $R^2_{\text{adj}} = .128$ ;  $\Delta R^2 = .064$ ). Dagegen fiel der partielle Zuwachs durch die weiteren Komponenten mit  $\Delta R^2 = .011$  bis  $\Delta R^2 = .022$  vergleichsweise gering aus (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 10).

**Tabelle 10**

*Modellzusammenfassung hierarchischer Regression mit schrittweisem Einschluss der Bewusstseinskomponenten (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Modell	$R$	$R^2$	$R^2_{\text{adj}}$	SE Schätzer	$\Delta R^2$	$p \Delta F$
1	.257	.066	.064	.922	.066	.000
2a	.361	.130	.128	.890	.064	.000
2b	.376	.141	.138	.885	.011	.000
2c	.404	.163	.160	.874	.022	.000
2d	.420	.176	.172	.868	.013	.000

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung (KNR); hinzugefügte Prädiktoren Modelle: (1) Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung, (2a) Problembewusstsein, (2b) Handlungsoptionen, (2c) Selbstwirksamkeit, (2d) Verantwortung;  $p \Delta F$  = Signifikanz Änderung  $F$ .

#### 4.2 Effekte persönlicher Norm

Im Rahmen der hierarchischen Regression mit den Ebenen (1) soziodemografische Faktoren, (2) gebündelte Bewusstseinsparameter und (3) persönliche Norm wurden drei Regressionsmodelle erzeugt. Auch nach Inklusion der Variable persönliche Norm waren in *Modell 3* Signifikanzen der  $F$ -Statistiken bezüglich  $\Delta R^2$  ( $p < .001$ ) (Tabelle 11) und Modellanpassung ( $p < .001$ ) gegeben (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 12).

Gegenüber *Modell 2* betrug die zusätzliche Varianzaufklärung der dritten Hierarchie-Ebene  $\Delta R^2 = .036$  bei einer mittelgradigen Anpassungsgüte von  $R^2 = .212$  ( $R^2_{\text{adj}} = .207$ ;  $SE = .849$ ;  $F[9, 1501] = 44,905$ ;  $p < .001$ ). Die in *Modell 3* einbezogenen Variablen erklärten dementsprechend 21,2% der Varianz Klima-negierender Rechtfertigung (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 11).

**Tabelle 11**

*Modellzusammenfassungen hierarchischer Regression: soziodemografische Faktoren, Bewusstseinskomponenten, persönliche Norm (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Modell	<i>R</i>	<i>R</i> <sup>2</sup>	<i>R</i> <sup>2</sup> <sub>adj</sub>	<i>SE</i> Schätzer	$\Delta R^2$	<i>p</i> $\Delta F$
1	.258	.067	.064	.923	.066	.000
2	.420	.176	.172	.868	.110	.000
3	.461	.212	.207	.849	.036	.000

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung (KNR); unabhängige Variablen: (1) Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung, (2) Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung, (3) persönliche Norm; *p*  $\Delta F$  = Signifikanz Änderung in *F*; *N* = 1511.

**Tabelle 12**

*F-Statistik der ANOVA hierarchischer Regression nach Einbezug persönlicher Norm (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Modell		<i>df</i>	<i>F</i>	<i>p</i>
3	Regression	9	44,905	.000
	Nicht standardisierte Residuen	1501		
	Gesamt	1510		

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung; unabhängige Variablen: Alter, Geschlecht, Einkommen, Bildung, Problembewusstsein, Handlungsoptionen, Selbstwirksamkeit, Verantwortung, persönliche Norm; ANOVA = analysis of variance; *N* = 1511.

Persönliche Norm hatte ein negatives Regressionsgewicht von  $b = -.154$  ( $\beta = -.205$ ; 95% KI  $[-.190, -.118]$ ;  $SE = .019$ ;  $p < .001$ ). Steigende Punktwerte persönlicher Norm waren assoziiert mit dezimierten KNR-Werten. Bei einer Steigerung persönlicher Norm um einen Skalenpunkt, konnte eine Senkung der KNR um durchschnittlich  $b = -.154$  Einheiten erwartet werden (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 13).

Die Ausprägung des standardisierten Koeffizienten persönlicher Norm überstieg mit  $\beta = -.205$  die der anderen inkludierten Variablen. Im Vergleich zu *Modell 2* waren Effekte soziodemografischer und bewusstseinsbezogener Faktoren in *Modell 3* gemindert. Darüber hinaus war der Parameter Handlungsoptionen auf der letzten Hierarchie-Ebene nach Einschluss persönlicher Norm mit  $p > .05$  nicht mehr signifikant (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9; Tabelle 13).

**Tabelle 13***Regressionsparameter nach Einbezug persönlicher Norm (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Variable	b	95% KI		SE b	$\beta$	p	R <sup>2</sup> (R <sup>2</sup> <sub>adj</sub> )	$\Delta R^2$
		UG	OG					
Modell 3							.212 (.208)	.036
Konstante	5,732	5,400	6,064	.169		.000		
Alter	-.009	-.012	-.006	.001	-.163	.000		
Geschlecht*	-.169	-.258	-.081	.045	-.089	.000		
HBE	-.025	-.045	-.005	.010	-.059	.014		
Bildung	-.033	-.105	.039	.037	-.022	.368		
PB	-.118	-.161	-.076	.022	-.142	.000		
HO	-.043	-.086	.001	.022	-.047	.053		
SW	-.044	-.059	-.029	.008	-.134	.000		
VA	-.271	-.387	-.155	.059	-.114	.000		
PN	-.154	-.190	-.118	.019	-.205	.000		

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung; \*männlich = 1, weiblich = 2; N = 1511; HBE = Haushaltsbruttoeinkommen; PB = Problembewusstsein; HO = Handlungsoptionen; SW = Selbstwirksamkeit; VA = Verantwortung; PN = Persönliche Norm; KI = Konfidenzintervall; UG = Untergrenze; OG = Obergrenze; R<sup>2</sup><sub>adj</sub> = adjustiertes R<sup>2</sup>.

## 5 Diskussion

Vor dem Hintergrund einer anhaltenden Einstellungs-Verhaltens-Lücke (Joanes, 2020, S. 6) stellt Rechtfertigung eine zu wenig untersuchte Barriere des Pro-Umwelt-Verhaltens (PEB) dar (Baier, 2017, S. 213). Ziel dieser Arbeit ist es, einen Beitrag zur Erklärung Klima-negierender Rechtfertigung (KNR) zu leisten. Anhand der Ergebnisse ist anzunehmen, dass diese Faktoren die Rechtfertigung senken. Insgesamt kann die Forschungsfrage, ob Bewusstseinskomponenten und persönliche Norm als Prädiktoren der KNR fungieren, bejaht werden hinsichtlich Problembewusstsein, Selbstwirksamkeit, Verantwortung und persönlicher Norm. In diesem Kontext können die Alternativhypothesen *H1a*, *H1c*, *H1d* und *H2* angenommen und deren Nullhypothesen verworfen werden (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 13).

Die Forschungslandschaft liefert bislang nur wenige Erkenntnisse zu den Einflussfaktoren der KNR, weshalb die Ergebnisse mit vorhandener KNR-Forschung nur punktuell verglichen werden können. Da KNR theoretisch und praktisch ein direktes Hindernis umweltfreundlichen Verhaltens ist (Schwartz, 1977, S. 241; Baier,

2017, S. 213), dient PEB als stellvertretender Bezugspunkt, um eine übersichtliche Einordnung zu ermöglichen. An dieser Stelle gefundene KNR-Prädiktoren Problembewusstsein, Selbstwirksamkeit, Verantwortung und persönliche Norm wurden bereits vielfach als PEB-Prädiktoren bestätigt (Onel, 2023, S. 15; Richter & Hunecke, 2022, S. 10; Hamann & Reese, 2020, S. 48; Borg et al., 2020, S. 601; Bouman et al., 2020, S. 5; Fang et al., 2019, S. 14; Joanes, 2019, S. 941). Im Unterschied zu deren Effekten auf PEB wirken sich diese auf KNR negativ aus, was dem Barriere-Charakter des Konstrukts entspricht (Duffy et al., 2023, o. S.; Schwartz, 1977, S. 241).

So ist unter den geprüften Bedingungen mit wachsendem Problembewusstsein (*H1a*) eine Verringerung der KNR zu erwarten. Kann der Klimawandel als wahrhaftig zerstörerisch für die Menschheit, für das eigene Land und für die Person selbst erkannt werden, sinkt die Tendenz, klimaschützendes Verhalten argumentativ abzulehnen. Unter den Bewusstseinskomponenten weist Problembewusstsein den größten verhältnismäßigen Effekt auf, was dessen Bedeutsamkeit unterstreicht (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 13). Frühere Forschung ermittelte Problembewusstsein bereits als effektiv zur Vorhersage von PEB (Cologna et al., 2022, S. 4). Besonders, wenn über Klimawissen hinaus auch die eigene Betroffenheit vom Schaden adressiert war, gehörte Problembewusstsein zu den einflussreichsten Prädiktoren. Der erwarteten Nähe der Auswirkungen scheint demnach eine wichtige Rolle bei der Vorhersage von KNR und PEB zuzukommen (Duffy et al., 2023, o. S.; Dreijerink et al., 2022, S. 9; van der Werff & Steg, 2016, S. 111).

Ebenfalls ist eine steigende Selbstwirksamkeitserwartung (*H1c*) in diesem Rahmen mit verringerter KNR verknüpft. Existiert die Einschätzung, Maßnahmen aktiv mitgestalten zu können, um den Klimawandel einzudämmen, schmälert dies die Rechtfertigungsabwehr (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9; Tabelle 13). Wie bereits in früherer Forschung, illustrieren auch diese Ergebnisse, wie wichtig es ist, das Gefühl eigener Mitwirkung und Fähigkeiten hinsichtlich klimatischer Auswirkungen zu stärken (Duffy et al., 2023, o. S.; Cologna et al., 2022, S. 4; Hamann & Reese, 2020, S. 51; Borg et al., 2020, S. 601; Kothe et al., 2019, S. 426).

Weiterhin lässt erhöhtes Verantwortungsbewusstsein (*H1d*) sinkende KNR erwarten. Entsprechend wirkt eine den Menschen zugeschriebene Verantwortung für den Klimawandel mildernd auf Argumente gegen den Klimaschutz (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 9; Tabelle 13). Andere Forschungsarbeiten stellten diesen gerichteten Zusammenhang bereits mit unterschiedlichen Instrumenten dar (Bouman et al., 2020, S. 5; Fang et al., 2019, S. 14).

Für die Komponente Handlungsoptionen (*H1b*) gilt dies nicht in jedem Bedingungs-kontext, da diese nach Berücksichtigung persönlicher Norm hier nicht mehr signifikant ist (Tabelle 13). Die prädiktive Wirkung von Handlungsoptionen scheint also nicht konstant von PEB auf KNR übertragbar zu sein (Duffy et al., 2023, o. S.). Es findet deshalb eine vorläufige partielle Ablehnung der Hypothese *H1* in Bezug auf die Subhypothese *H1b* statt. Als Erklärung kommt eine vollständige Vermittlung des Zusammenhangs zwischen Handlungsoptionen und KNR durch persönliche Norm in Betracht (Baron & Kenny, 1986, S. 1177). Die ausbleibende Signifikanz könnte zudem in den verwendeten Operationalisierungen begründet sein (Lange & Dewitte, 2019, S. 93–94). So bleibt fraglich, ob Handlungsoptionen und Selbstwirksamkeit in der praktischen Anwendung trennscharf abgrenzbar sind. Obwohl Handlungsoptionen und Selbstwirksamkeit bisher selten gemeinsam in Modelle einbezogen wurden, gibt es Hinweise, dass deren Effekte teils nicht gleichzeitig signifikant sind (Borg et al., 2020, S. 602–603).

Für einen Effekt persönlicher Norm auf PEB bei gleichzeitigem Einbezug der inhaltlich verwandten Komponente Verantwortung gibt es dagegen gute Evidenz (Onel, 2023, S. 15; Richter & Hunecke, 2022, S. 10; Fang et al., 2019, S. 14). Vereinzelt gemessene hohe Korrelationen der beiden Faktoren (Onwezen et al., 2013, S. 148; Steg & de Groot, 2010, S. 731) können hier nicht festgestellt werden, was auf eine ausreichende Diskriminanz hindeutet. Unter den einbezogenen Faktoren zeigt persönliche Norm insgesamt den größten standardisierten Effekt auf KNR (Tabelle 13). Mit Entwicklung einer umweltschützenden Wertvorstellung ist somit die stärkste Absenkung der Rechtfertigungsabwehr zu erwarten (*H2*) (Duffy et al., 2023, o. S.) (Tabelle 13).

Wird Rechtfertigung verstanden als rationalisierender Abwehrmechanismus, der unangenehme Motive aushaltbar machen soll (Dorsch, o. J., o. S.), erscheint es nicht direkt logisch, dass Bewusstsein und Werte diese Abwehrhaltung senken. Denn aus dieser Sicht hat Rechtfertigung den Nutzen, aversive Gefühle zu mildern, die durch eine Kluft zwischen Einstellung und Verhalten entstehen (Dorsch, o. J., o. S.). Steigerung von Werten und Bewusstsein vergrößert die Diskrepanz zum tatsächlichen Verhalten, welche Rechtfertigung sogar noch notwendiger machen würde. Die Ergebnisse dieser Arbeit deuten aber eher darauf hin, dass mit erweiterten Bewusstseinsfaktoren und Werten Rechtfertigungsargumente ihre subjektive Gültigkeit verlieren.

Die ermittelten Zusammenhänge zwischen KNR und soziodemografischen Faktoren entsprechen weitgehend quantitativer PEB-Forschung mit größerem Umfang.

Dies betrifft die Variablen Alter (Katz et al., 2022, S. 1150, 1153; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 10; Wiernik et al., 2016, S. 7, 11), weibliches Geschlecht (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 6, 10) sowie Einkommen (Mikuła et al., 2021, S. 15; Fang et al., 2019, S. 6, 10). Wie zuvor in positiver Richtung für Pro-Umwelt-Verhalten nahegelegt, sind diese hier spiegelbildlich negativ mit Klima-negierender Rechtfertigung verknüpft.

Als Erklärung für umweltfreundlicheres Verhalten mit steigendem Alter nannten andere Autor\*innen eine mögliche Besorgnis älterer Personen gegenüber jüngeren Generationen (Katz et al., 2022, S. 1146; Wiernik et al., 2016, S. 13). Analog zu diesem vermuteten erweiterten Blickfeld ist auch ein reifender Kohärenzsinn denkbar, dessen Ausbau über die Lebensspanne wahrscheinlicher wird (Feldt et al., 2011, S. 75). Die größeren Effektstärken des Alters auf KNR (Duffy et al., 2023, o. S.) verglichen mit PEB (Katz et al., 2022, 1150, 1153; Fang et al., 2019, S. 6, 10; Wiernik et al., 2016, S. 7, 11) könnten ebenfalls davon tangiert werden. Als vermittelnder Faktor ist zudem das mit steigendem Alter sinkende Misstrauen in die Klimawissenschaft möglich (Azevedo & Jost, 2021, S. 533).

Für den Zusammenhang insbesondere des weiblichen Geschlechts mit PEB diene bereits die bekannte Attribution und Verhaltenserwartung der Fürsorglichkeit als Erklärung (Swim et al., 2020, S. 363–364). Da in der hiesigen Untersuchung KNR ohne Bezug zu tendenziell geschlechtsspezifischem Verhalten abgefragt wurde, erscheint die Äquivalenz zu anderen Ergebnissen plausibel (Dreijerink et al., 2022, S. 9; Borg et al., 2020, S. 599; Joanes et al., 2020, S. 6; Fang et al., 2019, S. 6, 10). Swim et al. (2020, S. 363–364) argumentieren, dass geschlechtsbezogene Verhaltenserwartungen großes Potential haben, notwendige Klimamaßnahmen zu verhindern. Einerseits werden auf individueller Ebene möglicherweise Kapazitäten nicht genutzt, um soziale Sanktionen zu vermeiden. Andererseits könnten widersprüchliche Intentionen innerhalb von Haushaltsgemeinschaften umweltfreundlichem Verhalten entgegenwirken (Swim et al., 2020, S. 363–364). Gemeinschaftliches Hinterfragen vermeintlich vorbestimmter Eigenschaften unterstützt eventuell auf indirektem Wege das wichtige Ziel, den Klimawandel einzudämmen.

Auch der Effekt des Einkommens auf KNR entspricht häufigen Befunden zu dessen Einfluss auf PEB (Mikuła et al., 2021, S. 15; Fang et al., 2019, S. 6, 10). Es wird vermutet, dass ein höheres Einkommensniveau Raum schafft, sich weniger mit direkten wirtschaftlichen und mehr mit umweltbezogenen Problemen zu befassen (Mikuła et al., 2021, S. 15). Obwohl die Datenlage Einkommen weitgehend als anzunehmenden PEB-Prädiktor impliziert, kann die davon abgeleitete Sicht eines

privilegierten Umweltschutzes kritisch betrachtet werden. So wurde unter anderem argumentiert, dass intentional berichtetes PEB nicht den tatsächlichen Emissionsausstoß einzelner Personen abbilde. Dieser sei im Gegenteil stark positiv mit steigendem Einkommen korreliert (Bruderer Enzler & Diekmann, 2019, S. 12–13). Da die vorliegende Arbeit den Einfluss auf das Konzept Rechtfertigung untersucht, kann nur dieser Zusammenhang beurteilt werden. Auffällig ist hier, dass Einkommen den kleinsten standardisierten Effekt hat (Tabelle 13). Entsprechend deuten alle anderen signifikanten Faktoren größeres Potenzial an, Klima-negierende Rechtfertigung abzuschwächen (Duffy et al., 2023, o. S.).

Dazu scheinbar im Widerspruch stehen die Werte der Komponente Bildung in dieser Arbeit. Vergangene Forschung zeigte häufig eher geringe Effekte des Bildungsgrads auf PEB (Katz et al., 2022, S. 1150, 1153; Dreijerink et al., 2022, S. 9) oder auch gar keine Effekte (Mikuła et al., 2021, S. 15; Borg et al., 2020, S. 599; Fang et al., 2019, S. 6, 10). Als Erklärungsansatz für die ausbleibende Signifikanz der Bildung im EU-Ländervergleich vermuten Mikuła et al. (2021, S. 15) eine mangelnde beigemessene Relevanz des Umweltwissens in Bildungsinstitutionen. Dieses Argument stützen auch die Daten von Cologna et al. (2022, S. 5–6), nach welchen PEB durchaus begünstigt wird durch konkretes klimabezogenes Wissen.

Die Gültigkeit und Unabhängigkeit der gefundenen Ergebnisse ist limitiert durch die querschnittliche Datenerhebung mittels Internetbefragung als Selbstberichtsfragebogen (Hewlett et al., 2022, S. 5–7; Lange, 2023, S. 600–601). So können aufgrund des einmaligen Messzeitpunkts (Hewlett et al., 2022, S. 5) prognostische Aussagen nur angenommen werden, obwohl die dargestellten Erklärungsmodelle theoretisch begründet sind (Schwartz, 1977, S. 241). Fraglich bleibt auch, ob die Erkenntnisse auf Personengruppen anwendbar sind, welche eingeschränkten Zugang zum Internet haben. Gleichbleibende Randbedingungen bei der Beantwortung des Fragebogens und die damit verbundene Durchführungsobjektivität entziehen sich hierbei im Gegensatz zu experimentellen Forschungsdesigns weitgehend der Kontrolle. Zudem könnten im Vergleich zu Beobachtungsstudien im Selbstbericht stärkere Verzerrungen durch sozial erwünschtes Antwortverhalten oder Erinnerungsunschärfen vorliegen (Lange, 2023, S. 600–601; Vesely & Klöckner, 2020, S. 5; Lange & Dewitte, 2019, S. 93–94).

Bei der Interpretation der Ergebnisse zu berücksichtigen sind weiterhin die Validität und Reliabilität der Instrumente, Angemessenheit und Umfang der Stichprobe sowie deren Generalisierbarkeit auf die Grundgesamtheit (Appelbaum et al., 2018, S. 8). So wurde die Validität der KNR-Skala in der hier verwendeten Form für



die Beantwortung der Fragestellung erstmalig geprüft und bedarf einer ausführlicheren Begutachtung. Diesbezügliche Kennwerte deuten jedoch darauf hin, dass Rechtfertigung im Klimakontext ein thematisch bedeutsames, eigenständiges und messbares Konstrukt darstellt. Interne Konsistenzen der Skalen KNR und Problembewusstsein waren akzeptabel. Die Messung von Selbstwirksamkeit, Handlungsoptionen und Verantwortung fand je mittels Ein-Item-Skala statt, wodurch eventuell die Messgenauigkeit durch Antwortverzerrung reduziert ist (Duffy et al., 2023, o. S.).

Einschränkend ist eine fehlende Abfrage von Berufsgruppen oder Branchen im Peritia-Fragenkatalog zu erwähnen (Duffy et al., 2023, o. S.). Rückschlüsse auf die diesbezügliche Repräsentativität können entsprechend nicht gezogen werden. Häufigkeitsverteilungen der Stichprobe hinsichtlich der Kriterien Alter, Bildungsabschluss, Geschlecht und Bundesland weisen aber größtenteils eine hohe Ähnlichkeit auf zur Grundgesamtheit der in Deutschland lebenden Erwachsenen. Inkongruenzen beziehen sich auf bestimmte Altersgruppen und Bildungsabschlüsse. Personen im Alter ab 65 Jahren sind unterrepräsentiert, während Personen bis 24 Jahre leicht überrepräsentiert sind (Duffy et al., 2023, o. S.; StBA, o. J. c, o. S.). Ursprung hiervon mag die online durchgeführte Datenerhebung sein (Hewlett et al., 2022, S. 5). Zugleich könnten Abweichungen in diesen Altersgruppen erklären, weshalb höhere Bildungsabschlüsse weniger häufig vertreten sind.

Letztlich ist auch die theoretische Perspektive, auf welcher die Ergebnisse basieren, zugleich ein argumentativ notwendiger und ein limitierender Faktor. So finden hier beispielsweise Lernprozesse oder soziales Umfeld keine direkte Berücksichtigung (Wille & Lange, 2022, S. 4). Nichtsdestoweniger geht der Aspekt Rechtfertigung bereits über Elemente anderer verbreiteter Erklärungsstrategien hinaus (Schwartz, 1977, S. 241) und zeigt sich als beeinflussbare Stellschraube im Kontext des Klimaverhaltens (Duffy et al., 2023, o. S.).

## **6 Ausblick**

Aus den gewonnenen Ergebnissen lassen sich vielfältige Ansatzpunkte für künftige Forschungsprojekte sowie Praxisbezüge ableiten. Aufgrund der essentiellen Dringlichkeit, klimafreundliches Verhalten zu fördern (Ripple et al., 2020, S. 8) und die damit verbundene Einstellungs-Verhaltens-Lücke zu überwinden (Joanes et al., 2020, S. 6), sollte insbesondere Klima-negierender Rechtfertigung eine höhere Priorität im wissenschaftlichen Forschungsprozess zukommen.

Zunächst ist eine erweiterte Validierung der KNR-Skala wünschenswert, um die Aussagefähigkeit der hiermit gewonnenen Erkenntnisse zu stärken. Eine erneute Validitätsprüfung sollte erweitert werden an den Punkten externe Konstruktvalidität sowie Repräsentativität der Stichprobe. Weiterhin sollte geprüft werden, ob sich die implizierten Prädiktoren der KNR bestätigten, wenn die unabhängigen Variablen anders als in der hier verwendeten Form operationalisiert sind. Vorrangig die genutzten Ein-Item-Skalen sollten in nachfolgenden Untersuchungen als detailliertere Instrumente einbezogen werden.

Eine vollständige statistische Modellierung des gesamten NAM erscheint angebracht, insbesondere mit Einbezug der Barriere-Komponente KNR und PEB. Vermittelnde oder moderierende Funktionen der Variablen Handlungsoptionen und persönliche Norm gegenüber KNR sollten ebenfalls untersucht werden. Zu prüfen ist außerdem eine vermittelnde Funktion der KNR zwischen den signifikanten Bewusstseinskomponenten und PEB sowie zwischen persönlicher Norm und PEB.

Gerade durch das unerwartete Ausbleiben des Einflusses von Handlungsoptionen auf KNR nach Hinzufügen persönlicher Norm ergeben sich zahlreiche mögliche Anwendungsfelder. Einerseits können Maßnahmen hinterfragt werden, welche darauf abzielen klimafreundliches Verhalten alleine durch Handlungsempfehlungen zu fördern. Andererseits wird dadurch die Bedeutung der signifikanten Komponenten deutlich. Insbesondere persönliche Norm und Problembewusstsein, aber auch Selbstwirksamkeit und Verantwortungsbewusstsein erscheinen als sinnvolle Ansatzpunkte für Maßnahmen zum Abbau von Klimarechtfertigung.

Schnittstellen wie Politik, Medien, Organisationen, Verbände sowie Bildungs- und Erziehungsinstitutionen können wichtige Impulse setzen, Klimabewusstsein und umweltfreundliche Werte zu schaffen. Aufgrund des Wertecharakters persönlicher Norm ist zu deren nachhaltiger Förderung sicherlich mit einem hohen Aufwand zu rechnen. Dagegen könnte Problembewusstsein ein effektiver Interventionsansatz sein. Da hierbei die wahrgenommene eigene Betroffenheit bedeutsam zu sein scheint, könnte unter anderem die Herstellung von Nähe zu betroffenen Personen ein sinnvoller Ansatzpunkt sein. Selbstwirksamkeit im Sinne des erwarteten Verhaltenspotenzials kann auf effiziente Weise anhand von Wissen um die Emissionslast einzelner Handlungen vermittelt werden. Ebenso ist Verantwortungsbewusstsein durch beispielhafte Ursache-Wirkungs-Beziehungen als gut förderbare Komponente vorstellbar.

## Literaturverzeichnis

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179–211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T)
- Appelbaum, M., Cooper, H., Kline, R. B., Mayo-Wilson, E., Nezu, A. M. & Rao, S. M. (2018). Journal article reporting standards for quantitative research in psychology: The APA Publications and Communications Board task force report. *The American psychologist*, 73(1), 3–25. <https://doi.org/10.1037/amp0000191>
- Árnadóttir, Á., Czepkiewicz, M. & Heinonen, J. (2021). Climate change concern and the desire to travel: How do I justify my flights? *Travel Behaviour and Society*, 24, 282–290. <https://doi.org/10.1016/j.tbs.2021.05.002>
- Arnold, O., Kibbe, A., Hartig, T. & Kaiser, F. G. (2018). Capturing the Environmental Impact of Individual Lifestyles: Evidence of the Criterion Validity of the General Ecological Behavior Scale. *Environment and Behavior*, 50(3), 350–372. <https://doi.org/10.1177/0013916517701796>
- Auger, P. & Devinney, T. M. (2007). Do What Consumers Say Matter? The Misalignment of Preferences with Unconstrained Ethical Intentions. *Journal of Business Ethics*, 76(4), 361–383. <https://doi.org/10.1007/s10551-006-9287-y>
- Azevedo, F. & Jost, J. T. (2021). The ideological basis of antiscientific attitudes: Effects of authoritarianism, conservatism, religiosity, social dominance, and system justification. *Group Processes & Intergroup Relations*, 24(4), 518–549. <https://doi.org/10.1177/1368430221990104>
- Baier, M. (2017). Zurückweisung von Verantwortung als Hindernis nachhaltiger Bereitschaften. In K.-D. Altmeppen, F. Zschaler, H.-M. Zademach & C. Böttigheimer (Hrsg.), *Nachhaltigkeit in Umwelt, Wirtschaft und Gesellschaft. Interdisziplinäre Perspektiven* (S. 201–216). Springer. [https://doi.org/10.1007/978-3-658-14439-5\\_8](https://doi.org/10.1007/978-3-658-14439-5_8)
- 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>

- Bennett, S., Banyard, V. L. & Garnhart, L. (2014). To act or not to act, that is the question? Barriers and facilitators of bystander intervention. *Journal of interpersonal violence*, 29(3), 476–496. <https://doi.org/10.1177/0886260513505210>
- Berry, W. (1993). *Understanding Regression Assumptions*. Sage. <https://doi.org/10.4135/9781412986427>
- Berscheid, E., Walster, E. & Barclay, A. (1969). Effect of time on tendency to compensate a victim. *Psychological reports*, 25(2), 431–436. <https://doi.org/10.2466/pr0.1969.25.2.431>
- Bilsky, W., Gollan, T., Roccas, S., Grad, H., Teixeira, M. L. M., Rodriguez, M., Schweiger Gallo, I. & Segal-Caspi, L. (2015). On the Relative Importance of Personal Values. *Journal of Individual Differences*, 36(2), 119–129. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a000162>
- Borg, K., Curtis, J. & Lindsay, J. (2020). Social norms and plastic avoidance: Testing the theory of normative social behaviour on an environmental behaviour. *Journal of Consumer Behaviour*, 19(6), 594–607. <https://doi.org/10.1002/cb.1842>
- Bortz, J. & Schuster, C. (2010). *Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-12770-0>
- Bosco, L. (2023). Mandatory social label system as a super-nudge to reduce intention-behaviour gap and increase responsible consumption. *International Social Science Journal*, 73(247), 73–87. <https://doi.org/10.1111/issj.12394>
- Bouman, T., Verschoor, M., Albers, C. J., Böhm, G., Fisher, S. D., Poortinga, W., Whitmarsh, L. & Steg, L. (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, Artikel 102061, 1–12. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2020.102061>
- Bruderer Enzler, H. & Diekmann, A. (2019). All talk and no action? An analysis of environmental concern, income and greenhouse gas emissions in Switzerland. *Energy Research & Social Science*, 51, 12–19. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2019.01.001>

- Büchs, M. (2017). The role of values for voluntary reductions of holiday air travel. *Journal of Sustainable Tourism*, 25(2), 234–250. <https://doi.org/10.1080/09669582.2016.1195838>
- Bundesministerium für Bildung und Forschung. (2023, Januar). *Bildung und Forschung in Zahlen 2022. Ausgewählte Fakten aus dem Daten-Portal des BMBF*. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von [https://www.datenportal.bmbf.de/portal/de/bildung\\_und\\_forschung\\_in\\_zahlen\\_2022.pdf](https://www.datenportal.bmbf.de/portal/de/bildung_und_forschung_in_zahlen_2022.pdf)
- Carrington, M. J., Neville, B. A. & Whitwell, G. J. (2014). Lost in translation: Exploring the ethical consumer intention-behavior gap. *Journal of Business Research*, 67(1), 2759–2767. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2012.09.022>
- Charalampi, A., Tsouparopoulou, E., Tsiganou, J. & Michalopoulou, C. (2021). Creating Overall Measurements of Unidimensional Constructs for Comparative Research: A Methodological Study. *Ask: Research and Methods*, 30(1), 25–56. <https://doi.org/10.18061/ask.v30i1.0002>
- Chekroun, P. & Brauer, M. (2002). The bystander effect and social control behavior: the effect of the presence of others on people's reactions to norm violations. *European Journal of Social Psychology*, 32(6), 853–867. <https://doi.org/10.1002/ejsp.126>
- Chung, M. G., Kang, H., Dietz, T., Jaimes, P. & Liu, J. (2019). Activating values for encouraging pro-environmental behavior: the role of religious fundamentalism and willingness to sacrifice. *Journal of Environmental Studies and Sciences*, 9(4), 371–385. <https://doi.org/10.1007/s13412-019-00562-z>
- Clarke, E. J. R., Ling, M., Kothe, E. J., Klas, A. & Richardson, B. (2019). Mitigation system threat partially mediates the effects of right-wing ideologies on climate change beliefs. *Journal of Applied Social Psychology*, 49(6), 349–360. <https://doi.org/10.1111/jasp.12585>
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2. Aufl.). Erlbaum.

- Cologna, V., Berthold, A. & Siegrist, M. (2022). Knowledge, perceived potential and trust as determinants of low- and high-impact pro-environmental behaviours. *Journal of Environmental Psychology*, 79, Artikel 101741. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101741>
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78(1), 98–104. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.78.1.98>
- Darley, J. M. & Latané, B. (1968). Bystander intervention in emergencies: diffusion of responsibility. *Journal of Personality and Social Psychology*, 8(4), 377–383. <https://doi.org/10.1037/h0025589>
- Davidov, E., Schmidt, P. & Schwartz, S. H. (2008). Bringing Values Back In: The Adequacy of the European Social Survey to Measure Values in 20 Countries. *Public Opinion Quarterly*, 72(3), 420–445. <https://doi.org/10.1093/poq/nfn035>
- Deci, E. L. & Ryan, R. M. (2000). The “What” and “Why” of Goal Pursuits: Human Needs and the Self-Determination of Behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227–268. [https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104\\_01](https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01)
- Dorsch. (o. J.). Rationalisierung, Rationalisation. In M. A. Wirtz (Hrsg.), *Dorsch Lexikon der Psychologie*. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von <https://dorsch.hogrefe.com/stichwort/rationalisierung-rationalisation/>
- Dreijerink, L., Handgraaf, M. & Antonides, G. (2022). The impact of personal motivation on perceived effort and performance of pro-environmental behaviors. *Frontiers in psychology*, 13, Artikel 977471. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.977471>
- Duffy, B., Hewlett, K., Paturyan, Y. & Benson, R. (2023). *Public Trust in Expertise in the Context of Climate Change and COVID-19 (PERITIA)* (Version 1.0.0) [Datensatz]. <https://doi.org/10.7802/2487>
- Duong, M. & Pensini, P. (2023). The role of connectedness in sustainable behaviour: A parallel mediation model examining the prosocial foundations of pro-environmental behaviour. *Personality and Individual Differences*, 209, Artikel 112216, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2023.112216>

Europäische Kommission. (2021, Juli). *Spezial-Eurobarometer 513: Klimawandel* (Factsheet Germany; Nr. 2273/SP513). Abgerufen am 6. Dezember 2023, von <https://europa.eu/eurobarometer/api/deliverable/download/file?deliverableId=75846>

Europäische Kommission & CORDIS. (2023, 22. Januar). *Horizon 2020. Policy, Expertise, and Trust in Action. Project description* (ID Finanzhilfvereinbarung Nr. 870883). <https://doi.org/10.3030/870883>

Europäisches Parlament. (2019, 29. November). *Europäisches Parlament ruft Klimanotstand aus* (Nr. 20191121IPR67110) [Pressemitteilung]. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von <https://www.europarl.europa.eu/news/de/press-room/20191121IPR67110/europaisches-parlament-ruft-klimanotstand-aus>

Fang, W. T., Chiang, Y. T., Ng, E. & Lo, J. C. (2019). Using the Norm Activation Model to Predict the Pro-Environmental Behaviors of Public Servants at the Central and Local Governments in Taiwan. *Sustainability*, 11(13), 3712. <https://doi.org/10.3390/su11133712>

Feldt, T., Leskinen, E., Koskenvuo, M., Suominen, S., Vahtera, J. & Kivimäki, M. (2011). Development of sense of coherence in adulthood: a person-centered approach. The population-based HeSSup cohort study. *Quality of life research: an international journal of quality of life aspects of treatment, care and rehabilitation*, 20(1), 69–79. <https://doi.org/10.1007/s11136-010-9720-7>

Feygina, I., Jost, J. T. & Goldsmith, R. E. (2010). System justification, the denial of global warming, and the possibility of “system-sanctioned change”. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 36(3), 326–338. <https://doi.org/10.1177/0146167209351435>

Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS (and sex and drugs and rock 'n' roll)* (3. Aufl.). Sage.

Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39. <https://doi.org/10.2307/3151312>

- Funder, D. C. & Ozer, D. J. (2019). Evaluating Effect Size in Psychological Research: Sense and Nonsense. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 2(2), 156–168. <https://doi.org/10.1177/2515245919847202>
- Gkargavouzi, A., Halkos, G. & Matsiori, S. (2019). A Multi-dimensional Measure of Environmental Behavior: Exploring the Predictive Power of Connectedness to Nature, Ecological Worldview and Environmental Concern. *Social Indicators Research*, 143(2), 859–879. <https://doi.org/10.1007/s11205-018-1999-8>
- Hamann, K. R. S. & 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>
- Hewlett, K., Duffy, B. & Benson, R. (2022, 25. Februar). *PERITIA. Policy, Expertise and Trust. Survey: Technical Report & Questionnaire* (Deliverable D8.2; Version 0.1). GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften e. V. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von [https://search.gesis.org/research\\_data/SDN-10.7802-2487](https://search.gesis.org/research_data/SDN-10.7802-2487)
- Intergovernmental Panel on Climate Change. (2023). *Synthesis report of the IPCC sixth Assessment Report (AR6). Longer report*. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von [https://report.ipcc.ch/ar6syr/pdf/IPCC\\_AR6\\_SYR\\_LongerReport.pdf](https://report.ipcc.ch/ar6syr/pdf/IPCC_AR6_SYR_LongerReport.pdf)
- Jakučionytė-Skodienė, M. & Liobikienė, G. (2021). Climate change concern, personal responsibility and actions related to climate change mitigation in EU countries: Cross-cultural analysis. *Journal of Cleaner Production*, 281, 1–13. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2020.125189>
- Joanes, T. (2019). Personal norms in a globalized world: Norm-activation processes and reduced clothing consumption. *Journal of Cleaner Production*, 212, 941–949. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.11.191>
- Joanes, T., Gwozdz, W. & Klöckner, C. A. (2020). Reducing personal clothing consumption: A cross-cultural validation of the comprehensive action determination model. *Journal of Environmental Psychology*, 71, Artikel 101396. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101396>



- Jost, J. T. & Thompson, E. P. (2000). Group-Based Dominance and Opposition to Equality as Independent Predictors of Self-Esteem, Ethnocentrism, and Social Policy Attitudes among African Americans and European Americans. *Journal of Experimental Social Psychology*, 36(3), 209–232. <https://doi.org/10.1006/jesp.1999.1403>
- Katz, I. M., Rauvola, R. S., Rudolph, C. W. & Zacher, H. (2022). Employee green behavior: A meta-analysis. *Corporate Social Responsibility and Environmental Management*, 29(5), 1146–1157. <https://doi.org/10.1002/csr.2260>
- Kilian, S. (2021). *Consumer Social Responsibility am Point of Purchase*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-34235-7>
- Kothe, E. J., Ling, M., North, M., Klas, A., Mullan, B. A. & Novoradovskaya, L. (2019). Protection motivation theory and pro-environmental behaviour: A systematic mapping review. *Australian Journal of Psychology*, 71(4), 411–432. <https://doi.org/10.1111/ajpy.12271>
- Lange, F. (2023). Behavioral paradigms for studying pro-environmental behavior: A systematic review. *Behavior Research Methods*, 55(2), 600–622. <https://doi.org/10.3758/s13428-022-01825-4>
- Lange, F. & Dewitte, S. (2019). Measuring pro-environmental behavior: Review and recommendations. *Journal of Environmental Psychology*, 63, 92–100. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2019.04.009>
- Li, D., Zhao, L., Ma, S., Shao, S. & Zhang, L. (2019). What influences an individual's pro-environmental behavior? A literature review. *Resources, Conservation and Recycling*, 146, 28–34. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2019.03.024>
- Lou, X. & Li, L. M. W. (2023). The relationship of environmental concern with public and private pro-environmental behaviours: A pre-registered meta-analysis. *European Journal of Social Psychology*, 53(1), 1–14. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2879>
- Lu, H., Zhang, W., Diao, B., Liu, Y., Chen, H., Long, R. & Cai, S. (2023). The progress and trend of pro-environmental behavior research: a bibliometrics-based visualization analysis. *Current Psychology*, 42(8), 6912–6932. <https://doi.org/10.1007/s12144-021-01809-1>

- Mahmood, L., Abrams, D., Meleady, R., Hopthrow, T., Lalot, F., Swift, H. & van de Vyver, J. (2019). Intentions, efficacy, and norms: The impact of different self-regulatory cues on reducing engine idling at long wait stops. *Journal of Environmental Psychology*, 66, Artikel 101368. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2019.101368>
- McDonald, S., Oates, C. J., Thyne, M., Timmis, A. J. & Carlile, C. (2015). Flying in the face of environmental concern: why green consumers continue to fly. *Journal of Marketing Management*, 31(13-14), 1503–1528. <https://doi.org/10.1080/0267257X.2015.1059352>
- McHugh, L. H., Lemos, M. C. & Morrison, T. H. (2021). Risk? Crisis? Emergency? Implications of the new climate emergency framing for governance and policy. *WIREs Climate Change*, 12(6). <https://doi.org/10.1002/wcc.736>
- Mikuła, A., Raczkowska, M. & Utzig, M. (2021). Pro-Environmental Behaviour in the European Union Countries. *Energies*, 14(18), Artikel 5689. <https://doi.org/10.3390/en14185689>
- Mujal, G. N., Taylor, M. E., Fry, J. L., Gochez-Kerr, T. H. & Weaver, N. L. (2021). A Systematic Review of Bystander Interventions for the Prevention of Sexual Violence. *Trauma, Violence & Abuse* 22(2), 381–396. <https://doi.org/10.1177/1524838019849587>
- Neaman, A., Otto, S. & Vinokur, E. (2018). Toward an Integrated Approach to Environmental and Prosocial Education. *Sustainability*, 10(3), 583. <https://doi.org/10.3390/su10030583>
- Onel, N. (2023). Transforming consumption: The role of values, beliefs, and norms in promoting four types of sustainable behavior. *Journal of Consumer Behaviour*, Artikel cb.2212. <https://doi.org/10.1002/cb.2212>
- Oxford Languages. (o. J.). *Word of the Year 2019*. Abgerufen am 6. Dezember 2023, von <https://languages.oup.com/word-of-the-year/2019/#:~:text=The%20Oxford%20Word%20of%20the%20Year%202019%20is%20climate%20emergency,>
- Passon, O. & von der Twer, T. (2020). Evidenz, Signifikanz und das kleine p. *Zeitschrift für Bildungsforschung*, 10(3), 377–395. <https://doi.org/10.1007/s35834-020-00282-3>

- Quoquab, F. & Mohammad, J. (2020). A Review of Sustainable Consumption (2000 to 2020): What We Know and What We Need to Know. *Journal of Global Marketing*, 33(5), 305–334. <https://doi.org/10.1080/08911762.2020.1811441>
- Quoquab, F., Mohammad, J. & Sukari, N. N. (2019). A multiple-item scale for measuring “sustainable consumption behaviour” construct. *Asia Pacific Journal of Marketing and Logistics*, 31(4), 791–816. <https://doi.org/10.1108/APJML-02-2018-0047>
- Richter, N. & Hunecke, M. (2022). Mindfulness, connectedness to nature, personal ecological norm and pro-environmental behavior: A daily diary study. *Current Research in Ecological and Social Psychology*, 3, Artikel 100038. <https://doi.org/10.1016/j.cresp.2022.100038>
- Ripple, W. J., Wolf, C., Newsome, T. M., Barnard, P. & Moomaw, W. R. (2020). World Scientists’ Warning of a Climate Emergency. *BioScience*, 70(1), 8–12. <https://doi.org/10.1093/biosci/biz088>
- Schmidt, F., Sidders, A., Czepkiewicz, M., Árnadóttir, Á. & Heinonen, J. (2023). ‘I am not a typical flyer’: narratives about the justified or excessive character of international flights in a highly mobile society. *Journal of Sustainable Tourism*, [Online-Vorveröffentlichung]. <https://doi.org/10.1080/09669582.2023.2214344>
- Schwartz, S. H. (1977). Normative Influences on Altruism. In L. Berkowitz (Hrsg.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Bd. 10, S. 221–279). Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60358-5](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60358-5)
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the Content and Structure of Values: Theoretical Advances and Empirical Tests in 20 Countries. *Advances in Experimental Social Psychology*, 25, 1–65. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60281-6](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60281-6)
- Schwartz, S. H., Breyer, B. & Danner, D. (2015). *Human Values Scale (ESS)*. <https://doi.org/10.6102/ZIS234>
- Song, Y., Zhao, C. & Zhang, M. (2019). Does haze pollution promote the consumption of energy-saving appliances in China? An empirical study based on norm activation model. *Resources, Conservation and Recycling*, 145, 220–229. <https://doi.org/10.1016/j.resconrec.2019.02.041>

- Statistische Ämter des Bundes und der Länder. (2022, Oktober). *Internationale Bildungsindikatoren im Ländervergleich: Ausgabe 2022 – Tabellenband*. Abgerufen am 9. Dezember 2023, von <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bildung-Forschung-Kultur/Bildungsstand/Publikationen/Downloads-Bildungsstand/bildungsindikatoren-1023017227004.html>
- Statistisches Bundesamt. (o. J. a). *Bevölkerungsstand. Bevölkerung nach Nationalität und Geschlecht (Quartalszahlen). 2021*. Abgerufen am 9. Dezember 2023, von <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Tabellen/liste-zensus-geschlecht-staatsangehoerigkeit.html#486090>
- Statistisches Bundesamt. (o. J. b). *Bevölkerungsstand. Wie wird mit den Daten von Personen mit den Geschlechtsausprägungen ‚unbekannt‘ oder ‚divers‘ verfahren?* Abgerufen am 10. Dezember 2023, von <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Methoden/Erlauterungen/geschlechtsauspraegungen.html>
- Statistisches Bundesamt. (o. J. c). *Genesis-Online. Ergebnis 12411-0005. Bevölkerung: Deutschland, Stichtag, Altersjahre*. Abgerufen am 9. Dezember 2023, von <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?sequenz=tabelleErgebnis&selectionname=12411-0005#abreadcrumb>
- Statistisches Bundesamt. (2022, 20. Juni). *Bevölkerungsstand: Bevölkerung nach Nationalität und Bundesländern*. Abgerufen am 10. Dezember 2023, von <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Tabellen/bevoelkerung-nichtdeutsch-laender.html>
- Steg, L. & de Groot, J. (2010). Explaining prosocial intentions: testing causal relationships in the norm activation model. *British Journal of Social Psychology*, 49(4), 725–743. <https://doi.org/10.1348/014466609X477745>
- Stern, P. C., Dietz, T., Abel, T. D., Guagnano, G. A. & Kalof, L. (1999). A Value-Belief-Norm Theory of Support for Social Movements: The Case of Environmentalism. *Human Ecology Review*, 6, 81–97.
- Sudbury-Riley, L. & Kohlbacher, F. (2016). Ethically minded consumer behavior: Scale review, development, and validation. *Journal of Business Research*, 69(8), 2697–2710. <https://doi.org/10.1016/j.jbusres.2015.11.005>

- Swim, J. K., Gillis, A. J. & Hamaty, K. J. (2020). Gender Bending and Gender Conformity: The Social Consequences of Engaging in Feminine and Masculine Pro-Environmental Behaviors. *Sex Roles*, 82(5-6), 363–385. <https://doi.org/10.1007/s11199-019-01061-9>
- Tam, K. P., Leung, A. K. & Clayton, S. (2021). Research on climate change in social psychology publications: A systematic review. *Asian Journal of Social Psychology*, 24(2), 117–143. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12477>
- Timmer, D. & van der Deijl, W. (2023). Why Fly? Prudential Value, Climate Change, and the Ethics of Long-distance Leisure Travel. *Ethical Theory and Moral Practice* [Online-Vorveröffentlichung]. <https://doi.org/10.1007/s10677-023-10393-1>
- Uren, H. V., Roberts, L. D., Dzidic, P. L. & Leviston, Z. (2021). High-Status Pro-Environmental Behaviors: Costly, Effortful, and Visible. *Environment and Behavior*, 53(5), 455–484. <https://doi.org/10.1177/0013916519882773>
- van der Werff, E. & Steg, L. (2016). The psychology of participation and interest in smart energy systems: Comparing the value-belief-norm theory and the value-identity-personal norm model. *Energy Research & Social Science*, 22, 107–114. <https://doi.org/10.1016/j.erss.2016.08.022>
- Vesely, S. & Klöckner, C. A. (2020). Social Desirability in Environmental Psychology Research: Three Meta-Analyses. *Frontiers in psychology*, 11, Artikel 1395. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01395>
- Visser, M., Schoormans, J. & Vogtländer, J. (2018). Consumer buying behaviour of sustainable vacuum cleaners – Consequences for design and marketing. *Journal of Cleaner Production*, 195, 664–673. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.05.114>
- Walster, E., Berscheid, E. & Walster, G. W. (1970). The exploited: Justice or justification? In J. R. Macaulay & L. Berkowitz (Hrsg.), *Altruism and helping behavior* (S. 179–204). Academic Press.
- Werth, L., Seibt, B. & Mayer, J. (2020). *Sozialpsychologie – Der Mensch in sozialen Beziehungen*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-662-53899-9>

- Wiernik, B. M., Dilchert, S. & Ones, D. S. (2016). Age and Employee Green Behaviors: A Meta-Analysis. *Frontiers in psychology*, 7, Artikel 194. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00194>
- Wille, F. & Lange, F. (2022). Potential Contributions of Behavior Analysis to Research on Pro-environmental Behavior. *Frontiers in psychology*, 13, Artikel 685621. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.685621>
- Wooldridge, J. M. (2016). *Introductory econometrics: A modern approach* (6. Aufl.). Cengage Learning.
- Yamoah, F. A. & Acquaye, A. (2019). Unravelling the attitude-behaviour gap paradox for sustainable food consumption: Insight from the UK apple market. *Journal of Cleaner Production*, 217, 172–184. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2019.01.094>
- Zhang, Y., Du, J. & Boamah, K. B. (2023). Green climate and pro-environmental behavior: Addressing attitude-behavior gaps towards promoting sustainable development. *Sustainable Development*, 31(4), 2428–2445. <https://doi.org/10.1002/sd.2520>

**Anlagenverzeichnis**

Anlage 1	Häufigkeiten Bundesländer . . . . .	64
Anlage 2	Häufigkeiten Geschlecht bzw. Gender . . . . .	64
Anlage 3	Häufigkeiten Alter . . . . .	65
Anlage 4	Häufigkeiten Haushaltsbruttoeinkommen. . . . .	65
Anlage 5	Häufigkeiten Bildungsabschluss. . . . .	66
Anlage 6	Häufigkeiten Religion . . . . .	66
Anlage 7	Operationalisierung KNR gemäß NAM und Vergleich 6-Item-Skala mit 4-Item-Adaption. . . . .	67
Anlage 8	Faktorenmatrix Hauptachsenfaktorenanalyse KNR . . . . .	68
Anlage 9	Screeplot Hauptachsenfaktorenanalyse KNR . . . . .	68
Anlage 10	Komponentenkorrelationsmatrix Hauptkomponenten- analyse: KNR und Unterstützung politischer Maßnahmen. . . . .	68
Anlage 11	Zufallsaufteilung Geschlecht . . . . .	69
Anlage 12	Kollinearitätsstatistik. . . . .	69
Anlage 13	P-P-Diagramm: Standardisiertes Residuum . . . . .	70
Anlage 14	Histogramm: Normalverteilung der Residuen . . . . .	70
Anlage 15	Streudiagramm: Optische Prüfung auf Homoskedastizität. . . . .	71
Anlage 16	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Lebensalter . . . . .	71
Anlage 17	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Einkommen . . . . .	72
Anlage 18	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Bildung . . . . .	72
Anlage 19	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Geschlecht . . . . .	73
Anlage 20	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Problembewusstsein. . . . .	73
Anlage 21	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Handlungsoptionen. . . . .	74
Anlage 22	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Selbstwirksamkeit. . . . .	74
Anlage 23	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Verantwortung. . . . .	75
Anlage 24	Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, persönliche Norm . . . . .	75

**Anlagen****Anlage 1***Häufigkeiten Bundesländer (Duffy et al., 2023, o. S.; StBA, 2022, o. S.)*

Bundesländer	% StBA	% Peritia	Häufigkeit
	Dezember 2021	Januar 2022	Peritia
Baden-Württemberg	13,4	10,0	201
Bayern	15,8	14,1	284
Berlin	4,4	5,9	118
Brandenburg	3,0	3,5	70
Bremen	0,8	1,0	21
Hamburg	2,2	2,8	57
Hessen	7,6	6,6	133
Mecklenburg-Vorpommern	1,9	2,6	52
Niedersachsen	9,6	8,1	163
Nordrhein-Westfalen	21,5	22,3	450
Rheinland-Pfalz	4,9	5,0	101
Saarland	1,2	1,1	23
Sachsen	4,9	6,1	124
Sachsen-Anhalt	2,6	3,8	76
Schleswig-Holstein	3,5	3,8	76
Thüringen	2,5	3,4	68
Gesamt	100,0	100,0	2017

Anmerkungen. N = 2017; StBA = Statistisches Bundesamt.

**Anlage 2***Häufigkeiten Geschlecht bzw. Gender (Duffy et al., 2023, o. S.; StBA, o. J. a, o. S.)*

Geschlecht/ Gender*	% StBA	% Peritia	Häufigkeit Peritia
	Dezember 2021	Januar 2022	Januar 2022
Männlich	49,3	48,9	987
Weiblich	50,7	50,7	1022
Nicht-binär*	–	0,1	3
Anders identifiziert*	–	0,1	2
Fehlend*	–	0,1	3
Gesamt	100,0	100,0	2017

Anmerkungen. \*bezieht sich auf Peritia-Daten; StBA = Statistisches Bundesamt.



**Anlage 3***Häufigkeiten Alter (Duffy et al., 2023, o. S.; StBA, o. J. c, o. S.)*

Altersgruppe	% StBA	% Peritia	Häufigkeit Peritia
	Dezember 2021	Januar 2022*	Januar 2022
18–24 Jahre	8,8	14,5	292
25–34 Jahre	15,1	19,0	382
35–44 Jahre	15,0	16,8	339
45–54 Jahre	16,3	11,6	234
55–64 Jahre	18,4	21,6	435
Ab 65 Jahre	26,4	16,4	331
Gesamt	100,0	100,0	2013

*Anmerkungen.* \* $M = 45,36$ ;  $SD = 17,24$ ; Minimum = 18; Maximum = 94; Spannweite = 76; StBA = Statistisches Bundesamt.

**Anlage 4***Häufigkeiten Haushaltsbruttoeinkommen (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 44)*

Ausprägung*	Häufigkeit	%
1 Weniger als 20.000 €	612	30,4
2 20.000 € bis 23.999 €	362	18,0
3 24.000 € bis 29.999 €	166	8,2
4 30.000 € bis 39.999 €	251	12,5
5 40.000 € bis 49.999 €	217	10,8
6 50.000 € bis 74.999 €	230	11,4
7 75.000 € bis 99.999 €	101	5,0
8 100.000 € bis 124.999 €	31	1,5
9 125.000 € bis 149.999 €	23	1,1
10 1500.000 € oder mehr	20	1,0
Gesamt	2013	100,0

*Anmerkungen.* \* jährlich;  $M = 3,31$ .

**Anlage 5**

*Häufigkeiten Bildungsabschluss (Duffy et al., 2023, o. S.; Statistische Ämter des Bundes und der Länder, 2022, S. 14; Bundesministerium für Bildung und Forschung, 2023, S. 84–87; Hewlett et al., 2022, S. 44–45)*

Bildungsabschluss (ISCED 2011)	% Statistische Ämter 2021 (25–64 Jahre)	% Peritia 2022 (25–64 Jahre)	% Peritia 2022 (ab 18 Jahre)	Häufigkeit Peritia 2022 (ab 18 Jahre)
ISCED 0–2*	14,7	20,3	22,1	446
ISCED 3–4**	54,2	62,5	60,2	1215
ISCED 5–8***	31,1	17,2	17,6	356
Gesamt	100,0	100,0	100,0	2017

*Anmerkungen.* \*bspw. mittlerer Schulabschluss; \*\*bspw. (Fach-)Hochschulreife, Berufsausbildung; \*\*\*bspw. Bachelor-/Masterabschluss; ISCED = International Standard Classification of Education.

**Anlage 6**

*Häufigkeiten Religion (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 64)*

Religion*	Häufigkeit	%
Islam	132	6,5
Christentum	964	47,8
Hinduismus	15	0,7
Judentum	24	1,2
Sikhismus	19	0,9
Buddhismus	29	1,4
Sonstige	23	1,1
Keine Religion	741	36,7
Möchte keine Angabe machen	70	3,5
Gesamt	2017	100,0

*Anmerkungen.* \*Einleitende Frage: „Welcher der folgenden religiösen Gruppen fühlen Sie sich gegebenenfalls zugehörig?“ (Hewlett et al., 2022, S. 64).

**Anlage 7**

*Operationalisierung KNR gemäß NAM (Schwartz, 1977, S. 241) und Vergleich 6-Item-Skala (Baier, 2017, S. 209) mit 4-Item-Adaption (Hewlett et al., 2022, S. 50)*

Norm-aktivierungsmodell (NAM)	Klima-negierende Rechtfertigung (KNR) (Hewlett et al., 2022, S. 50)	Rechtfertigungsargumente (Baier, 2017, S. 209)
	„Inwieweit stimmen Sie den folgenden Aussagen zu bzw. nicht zu?“	„Es liegt nicht in unserer Verantwortung, weitere Maßnahmen zu ergreifen, um Energie zu sparen, weil ...“
<i>Abwägung Kosten/Nutzen</i>	„Es ist einfach zu schwierig für jemanden wie mich, viel gegen den Klimawandel zu bewirken“	„... die Zusammenhänge des Klimawandels <i>sehr komplex</i> sind und daher der Anteil, der auf Menschen zurückgeht unklar ist.“
<i>Leugnen von Bedürftigkeit/Problem</i>	„Es gibt <i>wichtigere Dinge</i> im Leben, als über den Klimawandel nachzudenken“	„... es <i>wichtigere Angelegenheiten</i> gibt.“
<i>Abstreiten der Verantwortung</i>	„Es hat keinen Sinn, mein Verhalten zu ändern, um den Klimawandel zu bekämpfen, da es <i>sowieso nichts bewirken</i> wird“	„... der Einzelne <i>sowieso nichts ändern</i> kann“
<i>Angemessenheit der Norm</i>	„Der Klimawandel ist <i>nicht mehr aufzuhalten</i> – es ist zu spät, etwas dagegen zu tun“	„... die globale Erwärmung <i>trotzdem erstmal fortschreiten</i> würde, da das Klima nur sehr langsam auf Veränderungen reagiert.“
<i>Abstreiten der Verantwortung</i>	–	„... die anderen Industriena-tionen auch erst mal aktiv werden müssen.“
<i>Abstreiten der Verantwortung</i>	–	„... Deutschland bereits eine Vorreiterrolle im Hinblick auf Klimaschutz und erneuerbare Energien einnimmt.“

*Anmerkungen.* KNR = Klima-negierende Rechtfertigung; NAM = Normaktivierungsmodell.

### Anlage 8

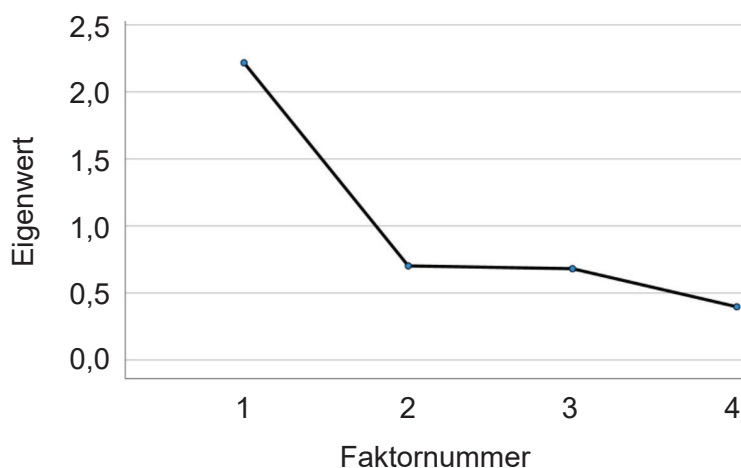
*Faktorenmatrix Hauptachsenfaktorenanalyse KNR (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 50)*

Items KNR	Faktor 1
Verhaltensänderung bewirkt nichts	.845
Gibt wichtigere Dinge	.664
Einfach zu schwierig	.531
Klimawandel nicht mehr aufzuhalten	.510
Eigenwert	2,217

*Anmerkungen.*  $p < .001$ ; Kaiser-Meyer-Olkin = .722;  $N = 1897$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

### Anlage 9

*Screeplot Hauptachsenfaktorenanalyse KNR (Duffy et al., 2023, o. S.)*



*Anmerkungen.* Eigenwert = 2,217;  $p < .001$ ; Kaiser-Meyer-Olkin = .722;  $N = 1897$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

### Anlage 10

*Komponentenkorrelationsmatrix Hauptkomponentenanalyse: KNR und Unterstützung politischer Maßnahmen (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Komponente	1	2
1	1,000	-0,275
2	-0,275	1,000

*Anmerkungen.* Komponente 1 = Unterstützung politischer Maßnahmen; Komponente 2 = Klima-negierende Rechtfertigung (KNR); Rotationsmethode: Promax mit Kaiser-Normalisierung; Kaiser-Meyer-Olkin = .767;  $p < .001$ ;  $N = 1790$ .

**Anlage 11***Zufallsaufteilung Geschlecht (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Fallnummer (ID)*	Ausprägung*	Zufällige Zuteilung**
53494609	n. a.	Weiblich (2)
53717765	n. a.	Männlich (1)
53613608	n. a.	Weiblich (2)
53508486	Nicht-binär	Weiblich (2)
53412199	Nicht-binär	Männlich (1)
53458406	Anders identifiziert	Männlich (1)
53464511	Anders identifiziert	Weiblich (2)
53445127	Anders identifiziert	Männlich (1)

*Anmerkungen.* \*Peritia-Datensatz (Duffy et al., 2023, o. S.; Hewlett et al., 2022, S. 44); \*\*Zuteilung mit Erwartungswert von 0,5.

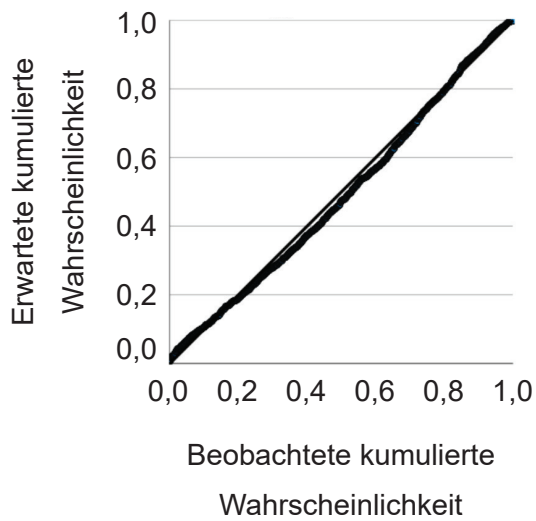
**Anlage 12***Kollinearitätsstatistik (Duffy et al., 2023, o. S.)*

Unabhängige Variable	Toleranz	VIF
Persönliche Norm	.858	1,165
Problembewusstsein	.780	1,282
Handlungsoptionen	.903	1,108
Selbstwirksamkeitserwartung	.949	1,054
Verantwortungsbewusstsein	.854	1,171
Lebensalter	.886	1,130
Geschlecht	.942	1,062
Bildungsabschluss	.909	1,100
Haushaltbruttoeinkommen (jährlich)	.910	1,099

*Anmerkungen.* Konstante: Klima-negierende Rechtfertigung; VIF = Variance Inflation Factor;  $N = 1511$ .

### Anlage 13

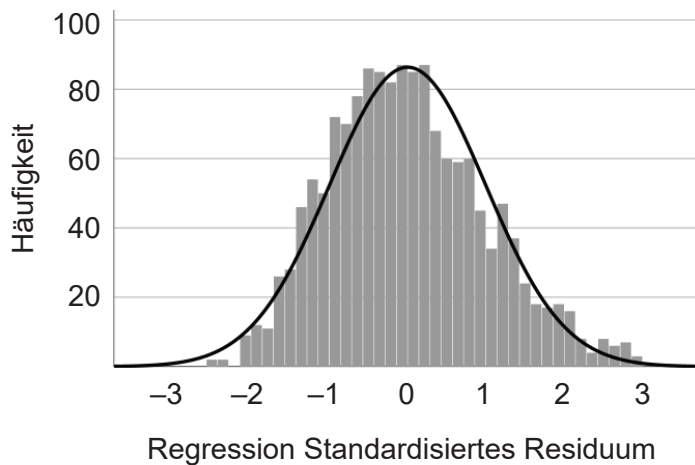
*P-P-Diagramm: Standardisiertes Residuum (Duffy et al., 2023, o. S.)*



*Anmerkungen.* Abhängige Variable: Klima-negierende Rechtfertigung;  $N = 1511$ .

### Anlage 14

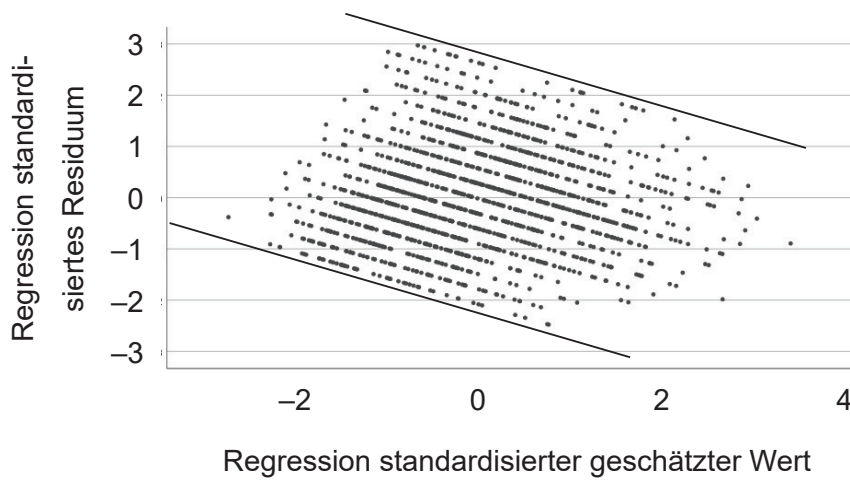
*Histogramm: Normalverteilung der Residuen (Duffy et al., 2023, o. S.)*



*Anmerkungen.* Abhängige Variable: Klima-negierende Rechtfertigung;  $M \approx .000$ ;  $SD = .997$ ;  $N = 1511$ .

### Anlage 15

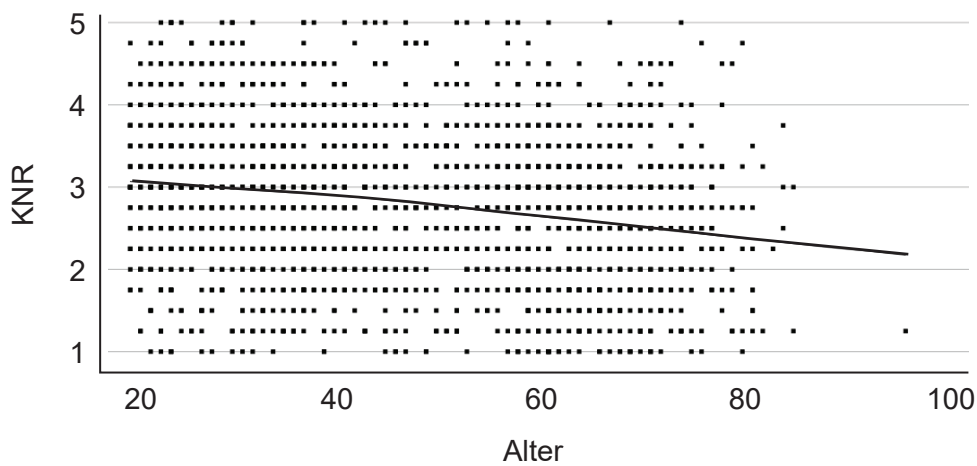
Streudiagramm: Optische Prüfung auf Homoskedastizität (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Abhängige Variable: Klima-negierende Rechtfertigung;  $N = 1511$ .

### Anlage 16

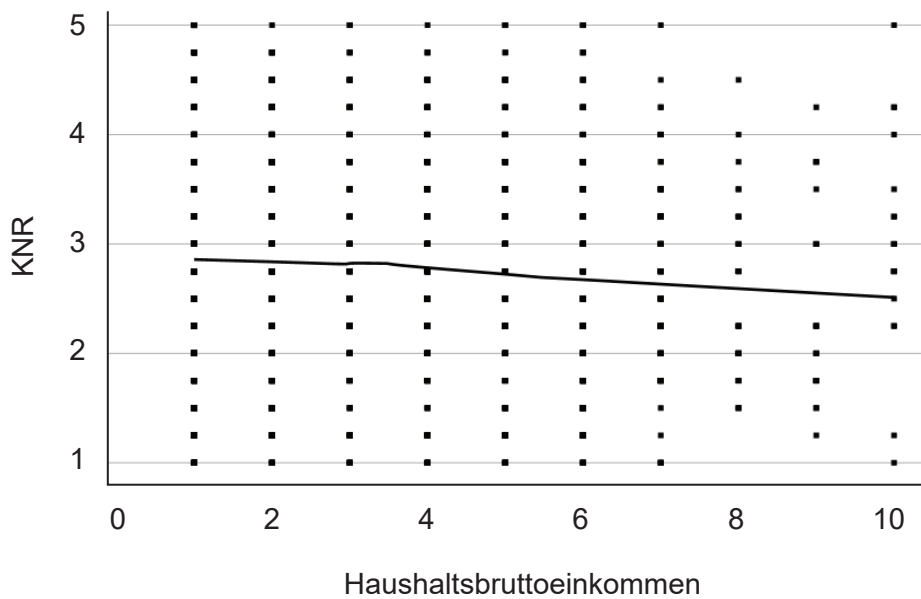
Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Lebensalter (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Anpassungsmethode: Loess; Prozent Punkte für Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov;  $N = 1511$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

### Anlage 17

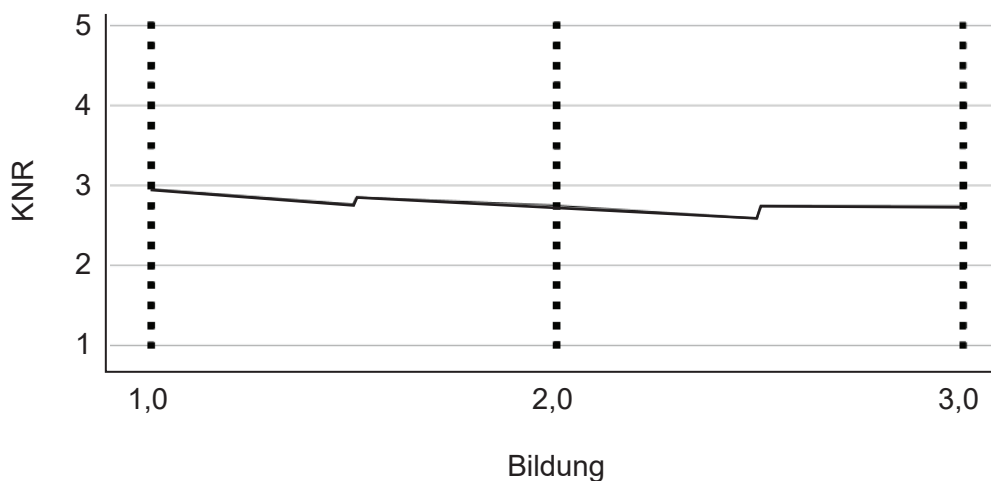
Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Einkommen (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov;  $N = 1511$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

### Anlage 18

Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Bildung (Duffy et al., 2023, o. S.)

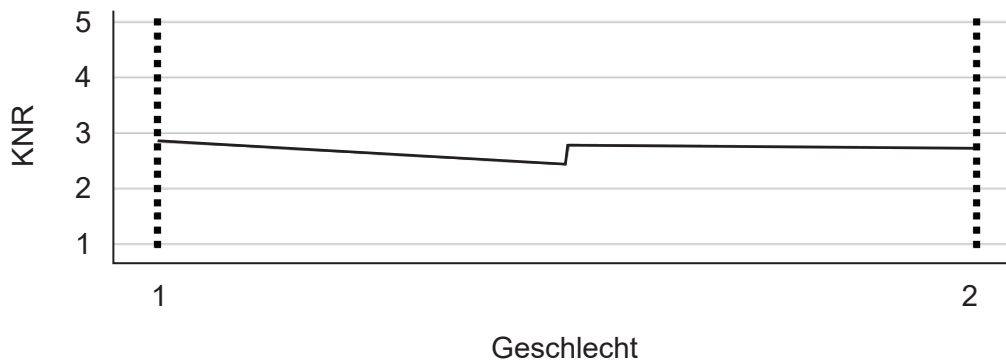


Anmerkungen. Klassierte Bildungstufen: ISCED 0–2 (1), ISCED 3–4 (2), ISCED 5–8 (3); Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov;  $N = 1511$ ; ISCED = International Standard Classification of Education; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.



### Anlage 19

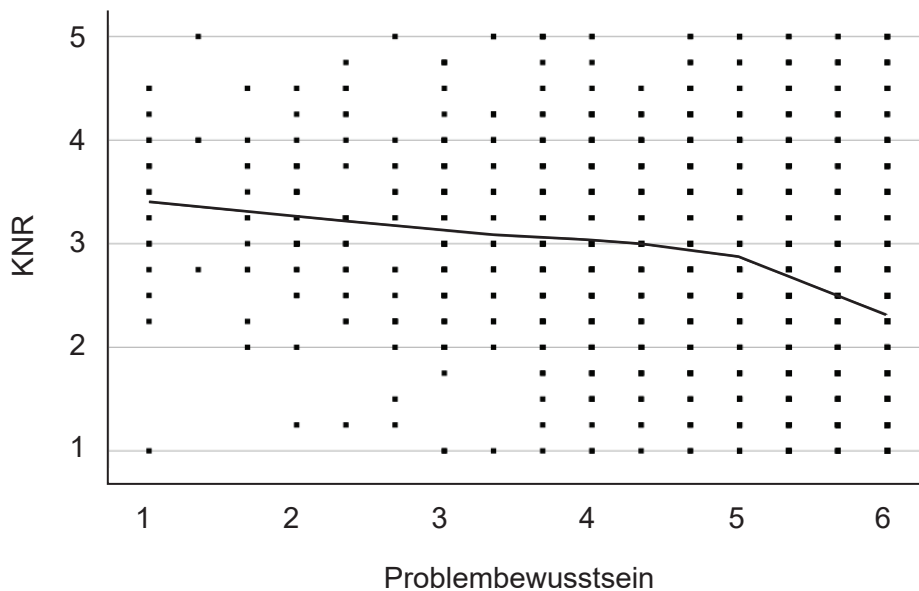
Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Geschlecht (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Geschlecht: Männlich (1), Weiblich (2); Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov;  $N = 1511$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

### Anlage 20

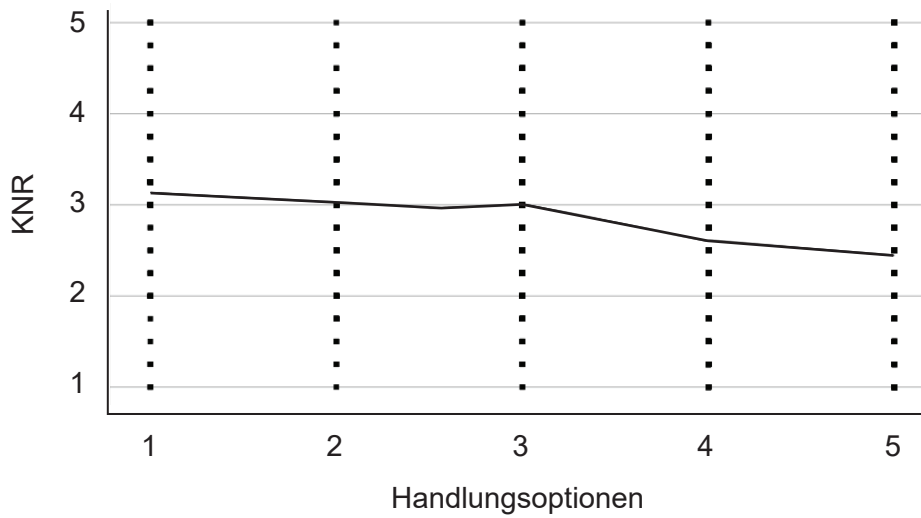
Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Problembewusstsein (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov;  $N = 1511$ ; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

**Anlage 21**

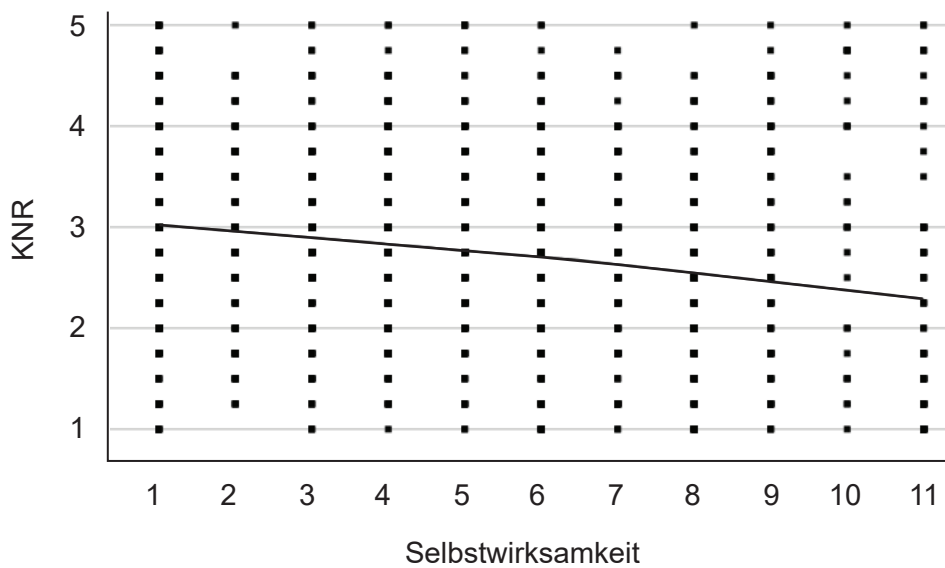
Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Handlungsoptionen (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov; N = 1511; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.

**Anlage 22**

Streudiagramm mit Anpassungslinie: KNR, Selbstwirksamkeit (Duffy et al., 2023, o. S.)



Anmerkungen. Anpassungsmethode: Loess; Prozent der Punkte für die Anpassung: 75; Kern: Epanechnikov; N = 1511; KNR = Klima-negierende Rechtfertigung.





UNIVERSITY  
OF APPLIED SCIENCES

## Eigenständigkeitserklärung

Hiermit erkläre ich, dass ich die vorliegende Arbeit selbstständig und ohne unzulässige Hilfe Dritter und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt habe. Insbesondere versichere ich, keinerlei entgeltliche Hilfe für die Themenfindung, -aufbereitung oder -recherche sowie für die Abfassung und Endredaktion meiner Arbeit in Anspruch genommen zu haben.

Die aus anderen Quellen direkt oder indirekt übernommenen Daten und Konzepte sind unter Angabe der Quelle gekennzeichnet. Dies gilt auch für Quellen aus eigenen Arbeiten.

Ich versichere, sofern ich KI-gestützte Schreibwerkzeuge eingesetzt habe, dass ich diese Werkzeuge in einem eigenständigen Verzeichnis vollständig aufgeführt habe. Dazu gehören der Name der Software (Produktname), die Bezugsquelle (z. B. URL), die Beschreibung der genutzten Funktionen der Software sowie Angaben zum Nutzungsumfang, d. h. auf welche Teile der eigenen Arbeit sich die Nutzung bezogen hat.

Ich versichere, dass ich diese Arbeit oder nicht zitierte Teile daraus vorher nicht in einem anderen Prüfungsverfahren eingereicht habe.

Mir ist bekannt, dass meine Arbeit zum Zwecke eines Plagiatsabgleichs mittels einer Plagiatserkennungssoftware auf ungekennzeichnete Übernahme von fremdem geistigem Eigentum überprüft werden kann.

Ich versichere, dass, falls meine Arbeit in elektronischer Form einzureichen ist, diese mit der gedruckten Version identisch ist.

Clemen

Name

1121438

Matrikelnummer

Norma

Vorname

PY00-BAC-PB1-231231

Prüfungskennzeichen

11.12.2023

Datum/Unterschrift