

Philosophische Fakultät
der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn

Bachelor-Arbeit zur Erlangung des akademischen Grades

„Bachelor of Science (B.Sc.)“

im Studiengang Psychologie

Wer würde für radikale Klimapolitik stimmen?

Adaption und empirische Analyse eines

Sozialen-Identitäts-Modells

Vorgelegt von

Anna Aretha Sach

Prinz-Albert-Straße 41, 53113 Bonn

Matrikelnummer: 3182548

Email: anna.sach@uni-bonn.de

Sommersemester 2021

Themensteller: Prof. Dr. Rainer Banse

Zweitgutachterin: Dr. Lisa Hoffmann

Zusammenfassung

Soziale Identität ist ein Schlüsselkonzept, um die Unterstützung für einen gesellschaftlichen und ökologischen Wandel zu erklären. Das Soziale-Identitäts-Modell umweltfreundlichen Handelns von Fritsche et al. (2018) wurde adaptiert und konkretisiert, um nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten in Form von der Zustimmung zu radikaler Klimapolitik, Sympathien für die neu gegründete Partei *Klimaliste* und die Wahlintention für jene zu erklären. Multiple Regressionen auf diese drei Kriterien wurden mit den Daten einer Online-Befragung ($N = 622$) durchgeführt. Soziale Identität, vor allem das (weibliche) Geschlecht, die gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln, und die politische Orientierung, konnte nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten erklären und vorhersagen. Negativer Affekt, der sich aus Angst, Ärger und Schuld zusammensetzte, war darüber hinaus im Gegensatz zu positivem Affekt ein starker Prädiktor. Personen mit verschiedenen parteipolitischen Einstellungen unterschieden sich deutlich. Die höchste Zustimmung und das stärkste Befürworten der *Klimaliste* äußerten Grünen-Sympathisant*innen. Diese Befunde können zur Mobilisierung für radikale Klimapolitik praktisch genutzt werden. Weitere Studien, die das Modell testen und die kausale Schlüsse ermöglichen, sind nötig.

Schlagwörter: soziale Identität, Klimawandel, Umweltverhalten, Klimakommunikation, Umweltpsychologie, politische Orientierung

Inhaltsverzeichnis

| | | |
|-------|---|----|
| 1 | Theoretischer Hintergrund..... | 8 |
| 1.1 | Soziale Identität..... | 8 |
| 1.2 | Umweltverhalten..... | 10 |
| 1.3 | Merkmale der sozialen Identität bezüglich Klimapolitik..... | 11 |
| 1.3.1 | Umweltidentität | 12 |
| 1.3.2 | Gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln | 13 |
| 1.3.3 | Kollektive Wirksamkeitserwartungen | 13 |
| 1.3.4 | Politische Orientierung..... | 14 |
| 1.3.5 | Parteisympathien und Parteipräferenz..... | 15 |
| 1.3.6 | Soziodemografische Merkmale..... | 16 |
| 1.4 | Affektive Reaktionen..... | 17 |
| 1.4.1 | Angst vor der Bedrohung durch die Klimakrise | 18 |
| 1.4.2 | Ärger/Ungerechtigkeitsempfinden..... | 19 |
| 1.4.3 | Kollektive Schuld..... | 20 |
| 1.4.4 | Bedeutungsvoller positiver Affekt..... | 20 |
| 1.5 | Klimaliste | 21 |
| 1.6 | Hypothesen und Forschungsfragen..... | 23 |
| 2 | Methodik..... | 25 |
| 2.1 | Stichprobe | 25 |
| 2.2 | Befragung..... | 25 |
| 2.3 | Skalen | 26 |
| 2.3.1 | Affektive Reaktionen | 27 |
| 2.3.2 | Soziale Identität | 27 |
| 2.3.3 | Umweltverhalten | 29 |
| 2.4 | Datenanalyse | 30 |
| 3 | Ergebnisse | 32 |
| 3.1 | Deskriptive Statistiken und Korrelationen..... | 32 |
| 3.2 | Ergebnisse der multiplen Regressionen..... | 35 |
| 3.3 | Forschungsfragen zu den Parteisympathien und der Parteipräferenz..... | 37 |
| 4 | Diskussion..... | 40 |
| 4.1 | Stärken und Limitationen..... | 45 |
| 4.2 | Implikationen für weitere Forschung..... | 47 |
| 4.3 | Praktische Implikationen..... | 48 |

| | |
|---|----|
| 4.4 Fazit..... | 51 |
| Literaturverzeichnis | 53 |
| Anhang 1: Für diese Studie entwickelte Skalen | 83 |
| Anhang 2: Ergänzende Tabelle..... | 84 |

Wer würde für radikale Klimapolitik stimmen? Adaption und empirische Analyse eines Sozialen-Identitäts-Modells

„Ich glaube nicht, dass wir die Klimakrise dadurch lösen werden, dass es einzelne Aktivisten in Parlamenten gibt. Wir brauchen die Mehrheiten. Und wir brauchen die Mehrheiten vor allem in der Gesellschaft.“ – Carla Reemtsma, Fridays for Future Deutschland (zitiert nach Bedford-Strohm, 2021, S. 1)

Unzufriedenheit mit der aktuellen Klimapolitik hat sich in den letzten Jahren in Klimastreiks und Protesten geäußert (Bieling & Eggersdorfer, 2020; Brügger et al., 2020; Hamann et al., 2021; Haunss & Sommer, 2020). Diese haben auch in Deutschland viel Aufmerksamkeit und Zulauf bekommen (Koos & Lauth, 2020). Die Protestierenden fordern, das 1.5°C-Ziel des Pariser Abkommens einzuhalten, Klimagerechtigkeit zu schaffen und das Handeln an der Wissenschaft zu orientieren (Fopp et al., 2021). Sie machen deutlich, dass ein Systemwandel im Sinne einer sozial-ökologischen Transformation notwendig ist (Kuhnhenh et al., 2020). Umweltverbände warnen: „Deutschland ist noch meilenweit davon entfernt, seinen Beitrag zur Einhaltung des 1,5-Grad-Limits für die Erderhitzung zu leisten“ (DNR, 2021, S. 1). Das Bundesverfassungsgericht bestätigte im April 2021, dass die aktuellen politischen Maßnahmen nicht ausreichen und die Freiheiten zukünftiger Generationen gravierend einschränken (BVerfG, 2021). Konsequentes politisches Handeln ist notwendig, um einen gesellschaftlichen Wandel umzusetzen und das international vereinbarte 1.5°C-Ziel maximaler globaler Erderhitzung einzuhalten (IPCC, 2021; Kuhnhenh et al., 2020; Wuppertal Institut, 2020). Die Klimakrise erfordert einen radikalen Wandel der Werte, des Verhaltens und der Institutionen (Lorenzoni et al., 2007). Wenn dafür der politische und gesellschaftliche Wille vorhanden sei, könne dieses Ziel erreicht werden, betonen Wissenschaftler*innen des Wuppertal Instituts (2020). Bislang fehlt aber nicht nur angemessenes politisches Handeln, sondern trotz der Klimaproteste auch ausreichender gesellschaftlicher Druck (Stammer et al., 2021).

Viele Menschen sehen den Klimawandel nicht als drängend an und nehmen ihn als räumlich, zeitlich und sozial weit entfernt wahr (Lorenzoni et al., 2007; Loy & Spence, 2020; Roeser, 2012; van der Linden et al., 2015). Auch wenn relativ wenige Personen den Klimawandel leugnen oder Skepsis bezüglich der wahrscheinlichen Folgen

äußern, sind Argumentationslinien weit verbreitet, welche die öffentliche und politische Unterstützung für Klimapolitik untergraben (Lamb et al., 2020; Schulzki-Haddouti, 2020). Vier Überkategorien solcher „Klimaverzögerungs“-Argumente sind Verantwortlichkeit abgeben, nicht-transformative Maßnahmen vorschlagen, vermeintlich negative Folgen der Klimapolitik betonen und Kapitulation.

Die öffentliche Klimadebatte wird von einer großen Mehrheit (80 %) in Deutschland als spaltend empfunden (Gagné & Krause, 2021). Aber nur mit breiter gesellschaftlicher Zustimmung ist eine systemische Transformation möglich (Becker et al., 2021). Generelle öffentliche Unterstützung ist eine der wichtigsten Ressourcen für die Klimabewegung (Koos & Lauth, 2020; Stern et al., 1999). Die vorliegende Studie soll einen Beitrag für das Verständnis leisten, welche Faktoren beeinflussen, welche Personen eine radikalere Klimapolitik unterstützen (Pratto & Cathey, 2002).

Ein sozial-ökologischer Wandel kann nur gelingen, wenn Menschen „aus allen sozialen Milieus mit sehr unterschiedlichen sozialen Identitäten und politischen Orientierungen“ (Bamberg, 2018, S. 152) diesen zusammen angehen. Die Forschung sollte untersuchen, „was Menschen aus unterschiedlichen sozialen Lagen dazu motiviert, transformative Prozesse weniger als Bedrohung, sondern als spannendes [...] gesellschaftliches Projekt zu sehen“ (Bamberg, 2018, S. 152f). Die *soziale Identität*, die z.B. durch politische Orientierung und Geschlecht geformt wird, ist dabei ein wichtiger Ansatz, die Unterstützung für einen sozial-ökologischen Wandel zu verstehen und zu fördern (Bamberg, 2018; Fielding & Hornsey, 2016; Rosenmann et al., 2016). Fielding und Hornsey (2016) machen deutlich:

In light of the lack of progress in instituting climate change and environmental policy in most countries, an important focus for social identity researchers should be on policy acceptance and providing communicators with the tools to convince people of the need for environmental protection policy. (S. 9)

Das Wissen aus dieser Forschung können politische und aktivistische Akteure nutzen, um für ihre Klimakommunikation konkrete Zielgruppen festzulegen und ihre Nachrichten passend auf diese auszurichten (Hefner, 2013). Hefner (2013) kritisiert, dass dies bisher noch wenig geschehe. Daher erreichten Botschaften und Bewegungen oft „nur

die [...], die ohnehin schon inhaltlich vorsensibilisiert sind“ (Kleinhüchelkotten & Wegner, 2008, S. 41).

Die öffentliche Unterstützung für bzw. die Ablehnung von politischen Klimaschutzmaßnahmen wird außerdem stark von affektiven Reaktionen beeinflusst (N. Smith & Leiserowitz, 2014; auch Finucane, 2008). Diese können sozialen Wandel fördern oder hemmen (Leuser & Weiss, 2020). Besonders bei einem komplexen Thema wie dem Klimawandel treten sie nicht einzeln, sondern als Kombinationen elementarer Emotionen auf, die mit kognitiven Bewertungen einhergehen (Chapman et al., 2017).

Forschungsansätze zu sozialer Identität und affektiven Reaktionen können also zur Erklärung beitragen, wer sich politisch für Klimaschutz einsetzt. In der vorliegenden Studie wurde deshalb auf Theorien zu sozialer Identität sowie sozialen Bewegungen aufgebaut. Daraus wurde ein *adaptiertes Soziales-Identitäts-Modell* entwickelt, dessen Komponenten anhand empirischer Befunde spezifiziert wurden. Dieses theoretische Modell wurde auf ein konkretes reales Beispiel bezogen und empirisch analysiert. Dafür wurde die Zustimmung zu der neuen Partei *Klimaliste Deutschland* untersucht, die 2021 gegründet wurde und für konsequenten Klimaschutz als politische Priorität eintritt. Die Klimaliste stellt eine radikale Gruppe dar, da sie eine Umgestaltung von Wirtschafts-, Energie-, Lebensmittel- und Mobilitätssystemen fordert (Guttmann, 2018; Temper, 2019). Sie ist noch relativ unbekannt und klein, wobei „klein“ bei Parteien nicht eindeutig definiert ist (van den Boom, 1999). Solche Minderheiten haben das Potenzial, sozialen Wandel anzustoßen, indem sie den Status Quo in Frage stellen und Alternativen aufzeigen (Bolderdijk & Jans, 2021; Butera et al., 2016; Kessler & Fritsche, 2018). Soziale Identität und affektive Reaktionen wurden in der vorliegenden Studie zur Vorhersage der Unterstützung radikaler Klimapolitik genutzt: Wer befürwortet radikale Klimapolitik? Wer sympathisiert mit der Klimaliste? Wer würde potenziell die Klimaliste als eine neue radikale Klimapartei wählen?

1 Theoretischer Hintergrund

Eine theoretische Basis, um sozialen Wandel zu erklären, bilden Soziale-Identitäts-Theorien, da sie gesellschaftliche und individuelle Aspekte verbinden (Mackay et al., 2021; Schulte et al., 2020). Das Interesse an der Nutzung dieser Theorien für die Analyse von Umweltproblemen wächst (Fielding & Hornsey, 2016). Als Rahmen für die vorliegende Studie diente ein adaptiertes Soziales-Identitäts-Modell, das im Folgenden eingeführt wird. Anschließend werden die einzelnen spezifizierten Komponenten des Modells erläutert. Das Modell wurde auf das Befürworten der Partei *Klimaliste Deutschland* angewendet. Deren Ziele, Geschichte und Verbreitung werden im Abschnitt 1.5 vorgestellt und ihre Eignung für die Studie begründet. Abschließend werden die Hypothesen und Forschungsfragen beschrieben.

1.1 Soziale Identität

Soziale Identität stellt ein psychologisches Schlüsselkonzept für die Erklärung von Umweltverhalten dar (Bamberg et al., 2015; Schulte et al., 2020). Tajfel (1978) definierte sie als Teil des Selbstkonzeptes, der auf einer Gruppenzugehörigkeit basiert, also „that part of an individual’s self-concept, which derives from [a person’s] knowledge of [ones] membership of a social group (or groups) together with the value and emotional significance attached to that membership” (S. 63). Diese Zuordnung kann auf unterschiedlichen sozialen Gruppen gleichzeitig basieren z.B. nach Geschlechtsidentität, aber auch durch das Zugehörigkeitsgefühl zu interessens- und meinungsbasierten Gruppen (Bliuc et al., 2007; Deaux et al., 1995; Fielding & Hornsey, 2016; McGarty et al., 2009).

Soziale Identität wirkt sich nicht nur direkt auf kollektives Verhalten aus, sondern auch indirekt über gruppenbasierte Wahrnehmungen und Gefühle z.B. von Ungerechtigkeit oder der eigenen Gruppenwirksamkeit (van Zomeren et al., 2008). Wie Personen die Klimakrise bewerten, wird stark durch soziale Gruppen geformt (Becker et al., 2021; Corner et al., 2012; Dunlap & McCright, 2008a; Masson & Fritsche, 2021; McCright et al., 2016; Poortinga et al., 2011). Kollektive Dynamiken und Wahrnehmungen beeinflussen die Entscheidungen eines Individuums (Fritsche et al., 2018). Das Konzept der sozialen Identität hilft daher, Engagement für den Klimaschutz zu verstehen (Becker et al., 2021; Brieger, 2018; Dono et al., 2010; Fielding & Hornsey, 2016; Fritsche et al.,

2018; Reese et al., 2020; Schulte et al., 2020; van Zomeren et al., 2008) und umweltfreundliche Handlungen zu fördern (Bamberg, 2018).

Durch soziale Identitätsprozesse können sich in der Zivilgesellschaft Verhalten und Einstellungen verbreiten, die bis dahin nur als radikale soziale und technische Innovationen in geschützten Nischen ausprobiert und erlebt wurden (Becker et al., 2021; Wullenkord & Hamann, 2021). Forderungen nach einer radikalen Klimapolitik können als eine solche Nische oder Minderheitenposition verstanden werden.

Fritsche et al. (2018) integrierten vorhandene empirische Befunde zu dem *Social Identity Model of Pro-Environmental Action (SIMPEA)*. Damit veröffentlichten sie das erste systematische und testbare Modell sozialer Identität bezüglich der Bewertung und Reaktion auf die Klimakrise. Das Ziel des Modells ist es, Umweltverhalten (siehe Abschnitt 1.2) durch verschiedene Konstrukte zu erklären. Ihre Annahmen formen einen Kreislauf. Die Bewertung der Klimakrise hat Einfluss auf persönliche sowie kollektive Emotionen und Motivationen (*affektive Reaktionen*). Diese wirken sich auf die *soziale Identität* aus, die sich aus der Identifikation mit einer Gruppe, deren Normen und Ziele sowie den damit verbundenen kollektiven Wirksamkeitserwartungen zusammensetzt. Die sozialen Identitäts-Variablen beeinflussen das *Umweltverhalten*. Das menschliche Handeln verstärkt oder verringert die Klimakrise. Die wird von den Menschen wiederum neu bewertet, sodass sich der Kreis schließt. Weitere Zusammenhänge und Interaktionen der Konstrukte untereinander, die nicht mit Umweltverhalten verbunden sind, wurden von den Autor*innen angenommen, aber nicht dargestellt.

Für die vorliegende Studie wurde als theoretischer Rahmen dieses Modell genutzt, das für die Fragestellung adaptiert und spezifiziert wurde (siehe *Abbildung 1*). Es wurden nur die Faktoren betrachtet, die zum Umweltverhalten führen, nicht der gesamte Kreislauf. Theoretische Zusammenhänge und empirische Befunde wurden analysiert, um konkrete, testbare Variablen für die spezifische Fragestellung zu identifizieren. In den folgenden Abschnitten werden die einzelnen Variablen eingeführt und anhand von theoretischen Arbeiten sowie empirischer Evidenz begründet.

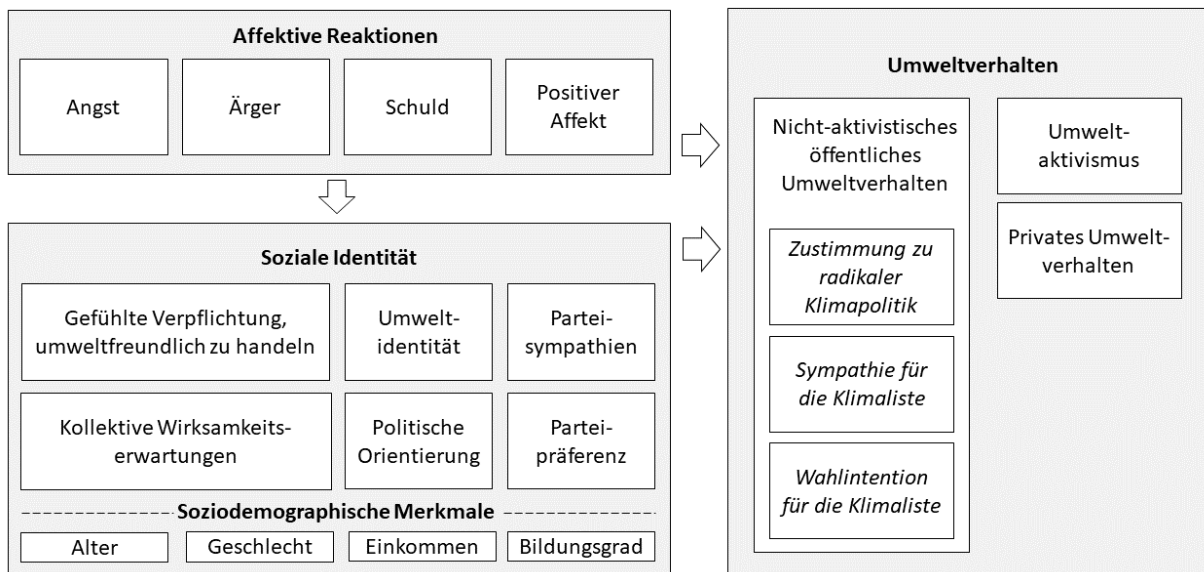


Abbildung 1. Für diese Studie spezifizierte und adaptierte *Social Identity Model of Pro-Environmental Action* nach Fritsche et al. (2018) mit Ergänzungen der *Value-Belief-Norm-Theorie zur Unterstützung sozialer Bewegungen* (Stern, 2000; Stern et al., 1999).

1.2 Umweltverhalten

Was als Umweltverhalten verstanden wird, ist nicht einheitlich definiert (Kurisu, 2015). Es beschreibt Verhaltensweisen, die zum Umweltschutz beitragen (z.B. Recycling) und das Unterlassen von Verhalten, das der Umwelt schadet (z.B. Flugreisen; Lange & Dewitte, 2019). Das Umweltverhalten einer Person wird nicht nur durch ihre individuellen Absichten und Einstellungen geprägt, sondern auch durch Gewohnheiten, persönliche Fähigkeiten und Kontextfaktoren wie Einkommen oder vorhandene Infrastruktur (Stern, 2000).

Verhaltensweisen können differenziert werden in *aktivistisches* Umweltverhalten (z.B. der Teilnahme an Protesten und Demonstrationen), *privates* (z.B. häuslicher Energieverbrauch) und *nicht-aktivistisches öffentliches* (Stern, 2000). Letzteres umfasst unter anderem die Akzeptanz bestimmter Politiken, das Unterschreiben von Petitionen und das Wahlverhalten (Stern et al., 1999). Das *SIMPEA*-Modell (Fritsche et al., 2018) soll sowohl privates als auch aktivistisches und nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten erklären.

Bislang wurde viel zu privatem Konsumverhalten geforscht (Geiger et al., 2018; Lange & Dewitte, 2019; Liu et al., 2017; Poortinga et al., 2012), weniger zum Verhalten als Bürger*innen und Aktivist*innen (Doherty & Webler, 2016; Schulte et al., 2020).

Individuen sollten aber nicht nur als Konsument*innen und Nutzer*innen, sondern auch als Politisch-Handelnde verstanden werden (Becker et al., 2021; Wullenkord & Hamann, 2021). Daher lag der Fokus in der vorliegenden Studie auf *nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten*. Zusätzlich wurden dessen Korrelationen mit den beiden anderen Formen von Umweltverhalten analysiert. Denn die Beziehungen zwischen aktivistischem und nicht-aktivistischem Umweltverhalten, und wie diese mit sozialer Identität zusammenhängen, wurden noch wenig untersucht (Dono et al., 2010). Es wird angenommen, dass ihnen unterschiedliche Ursachen zugrunde liegen. Privates Umweltverhalten wird eher durch individuelle Merkmale beeinflusst, aktivistisches Verhalten eher durch Kontext- und Gruppenfaktoren (Schulte et al., 2020). Zu nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten wurde dabei keine Annahme gemacht.

In der Literatur finden sich Belege für Zusammenhänge zwischen den drei Formen von Umweltverhalten. Die Kausalrichtungen der Beziehungen wurden jedoch nicht geklärt. Eine Studie zeigte, dass nachhaltiges Alltagsverhalten einen signifikanten Anteil der Akzeptanz für den Ausbau von Windenergie erklärte, auch wenn für umweltfreundliche Einstellungen kontrolliert wurde (Thøgersen & Noblet, 2012). Die Autor*innen sahen das als Hinweis, dass das private Umweltverhalten ein Katalysator für die Akzeptanz tiefgreifender größerer Änderungen in Folge von handlungsbasiertem Lernen sein kann. Wer sich im Alltag für einfache nachhaltige Handlungen entschied, zeigte eher Zustimmung zu politischen Maßnahmen mit größeren Auswirkungen, hier dem Bau von Windrädern. Dies wurde als positiver „Spillover“-Effekt bezeichnet. Umgekehrt berichteten befragte Teilnehmer*innen der *Fridays for Future*-Proteste in Deutschland häufiger Veränderungen ihres privaten Lebensstils als Personen, die nicht an diesen teilnahmen (47 % vs. 16 %; Koos & Lauth, 2020). Diese Befunde könnten aber auch das Bedürfnis widerspiegeln, als konsistent wahrgenommen zu werden (Cialdini et al., 1995). Nicht-aktivistisches Umweltverhalten korrelierte außerdem mit der Teilnahme an Klimaprotesten ($r = .26$, Stern et al., 1999) und konnte Umweltaktivismus vorhersagen (Dono et al., 2010).

1.3 Merkmale der sozialen Identität bezüglich Klimapolitik

Soziale Identität kann auf verschiedenen Gruppenzugehörigkeiten basieren wie Alter, Geschlecht, politischen Präferenzen, Beschäftigung, Nationalität oder der Zugehörigkeit zu bestimmten meinungsbasierten Gruppen (z.B. Bliuc et al., 2007; Deaux et al.,

1995; Hamilton et al., 2002; Lickel et al., 2000; McGarty et al., 2009; Schulte et al., 2020). Diese können sich auf verschiedene Verhaltensweisen auswirken. So konnte beispielsweise die Identifikation mit meinungsbasierten Gruppen sehr gut politische Verhaltensintentionen vorhersagen (Bliuc et al., 2007). Je nach Einstellung der eigenen Meinungsgruppe wurden Informationen über den Klimawandel anders beurteilt, besonders wenn es sich um einen politischen Konflikt handelte (Corner et al., 2012). Welche Merkmale der sozialen Identität umweltfreundliches kollektives Handeln stützen, ist jedoch noch unklar (Schulte et al., 2020). Daher wurde mehr Forschung zu sozialer Identität im Klimaschutz gefordert (z.B. Fielding & Hornsey, 2016). Für verschiedene Identitäts-Aspekte wurden bereits empirische Zusammenhänge mit Umweltverhalten gezeigt, die in den folgenden Abschnitten dargestellt werden. Auch wenn die soziale Identität geformt werden kann, ist die soziale Identifikation mit einer Gruppe in der Regel zu etabliert, um sie erfolgreich experimentell zu manipulieren (van Zomeren et al., 2008). Daher werden, wenn nicht anders angegeben, meist korrelative Beziehungen berichtet.

1.3.1 Umweltidentität

Umweltidentität bezeichnet eine Weltanschauung, in der die Natur und die Sorge um die Umwelt persönlich relevant im Selbstkonzept der Person sind (Clayton & Opatow, 2003; Poortinga et al., 2012). Sie ist konzeptuell breiter und mehrdeutiger als die Identifizierung mit der Klima-/Umweltbewegung (Dunlap & McCright, 2008b). Diese Identität wird durch die Interaktion mit der sozialen sowie der natürlichen Umfeld geformt (Clayton, 2003; Stapleton, 2015). Sie wirkt sich auf das persönliche, soziale und politische Verhalten aus. Poortinga et al. (2012) nahmen an, dass Personen mit starker Umweltidentität sich am stärksten verpflichtet fühlen, sich gegen die Klimakrise einzusetzen. Zusammenhänge mit verschiedenen Indikatoren für umweltfreundliche Präferenzen, Absichten und Verhaltensweisen wurden gezeigt (van der Werff et al., 2013). Die explizit benannte Umweltidentität konnte im Gegensatz zur implizit gemessenen Umweltidentität alleine Politikpräferenzen und Umweltverhalten vorhersagen (Brick & Lai, 2018). Wer sich selbst als umweltbewusst identifizierte, zeigte wahrscheinlicher nachhaltiges Verhalten (z.B. Brick & Lai, 2018; Meis-Harris & Kashima, 2020; Whitmarsh & O'Neill, 2010).

1.3.2 Gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln

Ein wichtiger proximaler Mediator zwischen den persönlichen Werten und dem Umweltverhalten ist in der *Value-Belief-Norm-Theorie zur Unterstützung sozialer Bewegungen* die *gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln* (Stern et al., 1999). Dieses Modell stellt einen stark genutzten theoretischen Rahmen dar, um die motivationalen Grundlagen und eine angenommene Ursachenkette von Umweltverhalten zu untersuchen (Doherty & Webler, 2016; Poortinga et al., 2012; Steg & Nordlund, 2018). Bei der empirischen Überprüfung der Theorie konnte die gefühlte Verpflichtung als einzige soziopsychologische Variable alle erhobenen nicht-aktivistischen öffentlichen Verhaltensweisen vorhersagen (Stern et al., 1999). Poortinga et al. (2012) untersuchten in einer Weiterentwicklung der Theorie die Akzeptanz von Maßnahmen zur CO₂-Reduktion. Von allen untersuchten Variablen korrelierte die gefühlte Verpflichtung am stärksten mit den Maßnahmen ($r = .51$ auf der Nachfrage- bzw. $.41$ auf der Angebotsseite¹). Daher wurde die Variable in das adaptierte Soziale-Identitäts-Modell übernommen (siehe *Abbildung 1*). Studien zeigten, dass dieses Verpflichtungsgefühl eine Funktion der sozialen Identität ist (Landon et al., 2021; van Zomeren et al., 2012).

1.3.3 Kollektive Wirksamkeitserwartungen

Menschen engagieren sich, wenn sie überzeugt sind, dass ihr Verhalten es wahrscheinlicher macht, ihre Ziele dadurch zu erreichen (van Zomeren et al., 2008). Diese Einschätzungen werden als *individuelle* Selbstwirksamkeitserwartungen für sich und als *kollektive* Wirksamkeitserwartungen für die eigenen sozialen Gruppen gemacht. Zweitere hängen also mit der sozialen Identität zusammen (Greenaway et al., 2015; Jugert et al., 2016; van Zomeren et al., 2008). Als wahrgenommene Fähigkeit, die Bedrohung durch die Klimakrise zu reduzieren (Stern, 2000), bzw. Sich-Verantwortung-Zuschreiben (Stern et al., 1999) sind Wirksamkeitserwartungen auch in der *Value-Belief-Norm-Theorie zur Unterstützung sozialer Bewegungen* enthalten.

Kollektive Wirksamkeitserwartungen bezeichnen im Klimakontext die vom Individuum wahrgenommene Fähigkeit, dass die eigene Gruppe effektiv die Folgen der Klimakrise

¹ Auf der Nachfrageseite wurde die Bereitschaft erfasst, den eigenen Energieverbrauch zu senken und mehr für effiziente Produkte zu zahlen. Bezüglich Maßnahmen auf der Angebotsseite wurde die Zustimmung zum Ausbau von Wind- und Solarenergie untersucht.

verringern und mit diesen umgehen kann (Morton et al., 2011). Es wird angenommen, dass diese Erwartungen mitbestimmen, ob eine Person die Klimakrise als veränderbar oder stabil einschätzt (Fritsche et al., 2018). Bislang fehlte jedoch noch Evidenz für die Beziehung zwischen den kollektiven Wirksamkeitserwartungen und der Bewertung der Klimakrise (Fritsche et al., 2018).

Metaanalytisch haben sich Wirksamkeitserwartungen als eine der drei Haupt-Prädiktoren für kollektives Handeln erwiesen (van Zomeren et al., 2008). Daher sind sie auch im *SIMPEA*-Modell enthalten. Kollektive Wirksamkeitserwartungen sagten im Vergleich zu individuellen Selbstwirksamkeitserwartungen umweltfreundliches Verhalten besser vorher (Chen, 2015; Homburg & Stolberg, 2006; Reese & Junge, 2017). Empirisch wurden außerdem positive Korrelationen zwischen kollektiven Wirksamkeitserwartungen und Umweltaktivismus gezeigt (Brügger et al., 2020; Rees & Bamberg, 2014). Darüber hinaus konnte eine Kausalwirkung belegt werden. Wurden die kollektiven Wirksamkeitserwartungen durch eine experimentelle Manipulation erhöht, verstärkten sich umweltfreundliche Handlungsintentionen (Jugert et al., 2016; van Zomeren et al., 2010).

1.3.4 Politische Orientierung

Politische Orientierung ist ein weiteres Merkmal der sozialen Identität. Die Bereitschaft einer Person für klimafreundliches Verhalten ist tief verankert in ihrer Ideologie, ihren Werten und Weltanschauungen (Poortinga et al., 2012). Die politische Identität bietet daher sehr saliente Einstellungen, Überzeugungen und Normen, welche die individuelle Sichtweise prägen (Fielding & Hornsey, 2016). Klassischerweise wird die politische Orientierung in einem Rechts-Links-Spektrum verortet (Kroh, 2007).

Cruz (2017) zeigte metaanalytisch moderate Korrelationen der politischen Orientierung mit der Sorge um die Umwelt ($\rho = .22$, korrigiert $\rho' = .30$). Wer sich selbst weiter rechts im politischen Spektrum positionierte, zeigte in den meisten europäischen Ländern eher geringere Sorge um die Umwelt (Gregersen et al., 2020). Eine Analyse der *Eurobarometer* Meinungsumfragen ergab, dass in den 14 westeuropäischen Ländern eine linke politische Orientierung mit der Unterstützung für Klimaschutzmaßnahmen einherging (McCright et al., 2016). Die selbsteingeschätzte eigene Position zwischen Liberalismus und Konservatismus sagte Umwelteinstellungen sowie die Wahlintention

vorher (Milfont et al., 2012). Wissenschaftliche Evidenz legte jedoch nahe, die politische Orientierung nicht wie in diesen Studien eindimensional zu konzipieren, sondern eine gesellschaftliche und eine ökonomische Dimension zu differenzieren (S. Feldman & Huddy, 2014; Fleishman, 1988; Klar, 2014; Meurer et al., 2015). In der vorliegenden Untersuchung wurde die politische Orientierung daher als gesellschaftliche Einstellung (progressiv - konservativ) einerseits und wirtschaftliche Einstellung (sozial - liberal) andererseits operationalisiert (Meurer et al., 2015).

1.3.5 Parteisympathien und Parteipräferenz

Spezifischer als die politische Orientierung sind parteipolitische Einstellungen. Die *Parteisympathien* und die *Parteipräferenz* stellen zwei beliebte Formen dar, um diese zu erfassen (Mühleck & Wegener, 2006). *Parteisympathien* werden mehrstufig erhoben. Dabei können starke Sympathien für mehrere Parteien gleichzeitig bestehen. Bei der *Parteipräferenz* wird hingegen einer Person nur eine Partei zugeordnet. Die Wahlabsicht - also die Antwort, wie man wählen würde, wenn am nächsten Sonntag eine Wahl anstände - wird hier als Proxy für die Parteipräferenz verstanden. Diese parteipolitischen Einstellungen sind relativ instabil, da sie auch von gegenwärtigen Ereignissen und der öffentlichen Meinung beeinflusst werden (Mühleck & Wegener, 2006).

Wie stark man sich mit Personen identifizierte, welche die selbe Partei wählten, war ein Prädiktor für die Absicht, kollektiv politisch zu handeln (Bliuc et al., 2007). Eine Metaanalyse (Cruz, 2017) ergab eine korrigierte Korrelation von $\rho' = .67$ (unkorrigiert $\rho = .27$) zwischen der Sorge um die Umwelt und der Parteizugehörigkeit. Studien aus verschiedenen Ländern zeigten Zusammenhänge zwischen den parteipolitischen Einstellungen, die unterschiedlich erhoben wurden, und den Einstellungen zur Klimakrise. Die selbstberichtete Parteizugehörigkeit² in den USA war ein stärkerer Prädiktor als alle demografischen Merkmale für die Zustimmung dazu, dass der Klimawandel schon merkbar, menschengemacht und bald bedrohlich sei sowie dass darüber wissenschaftlicher Konsens bestehe (Dunlap & McCright, 2008a). In einem australischen Experiment glaubten Unterstützer*innen rechter Parteien, die an ihre Parteipräferenz

² Hier wurden die Teilnehmer*innen gefragt, ob sie sich selbst als Republikaner*in, Demokrat*in oder Unabhängige sehen.

erinnert wurden, weniger an den menschengemachten Klimawandel, als wenn man sie nicht daran erinnerte (Unsworth & Fielding, 2014).

Starke Zusammenhänge zwischen der Parteipräferenz und der Akzeptanz von Klimapolitik wurden gezeigt (Poortinga et al., 2012). Die Wahlabsicht für die Grünen in Großbritannien ging mit der stärksten Zustimmung zu Maßnahmen zur CO₂-Reduktion einher (Poortinga et al., 2012). In Deutschland sind die meisten Unterstützer*innen der *Fridays for Future*-Bewegung unter den Anhänger*innen von Bündnis 90/Die Grünen, der Linken und der SPD (Koos & Lauth, 2020). Nur jeweils ungefähr die Hälfte der befragten CDU/CSU- und FDP-Anhänger*innen hatten Verständnis für die *Fridays for Future*-Proteste, bei den AfD-Sympathisant*innen sogar nur circa ein Viertel (Koos & Lauth, 2020). Inwiefern Menschen stärkeren Klimaschutz befürworten, hing also damit zusammen, welcher Partei sie nahestanden.

1.3.6 Soziodemografische Merkmale

Stern et al. (1999) zeigten Effekte der *soziodemografischen Merkmale* auf nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten. Viele Studien weisen darauf hin, dass sich Gruppen verschiedenen Alters, Geschlechts, Einkommens und Bildungsgrades hinsichtlich ihres Verhaltens und der Sorge um die Umwelt substantiell unterscheiden. Jüngere Menschen sorgten sich mehr (Brieger, 2018), stimmten stärker politischen Maßnahmen zur CO₂-Reduktion zu (Poortinga et al., 2012) und engagierten sich stärker für das Klima als ältere Generationen³ (z.B. Brügger et al., 2020). Frauen*⁴ zeigten generell mehr umweltfreundliches Verhalten als Männer* (z.B. Brügger et al., 2020; Dunlap & McCright, 2008b; Gellrich, 2021; McCright & Dunlap, 2008; Poortinga et al., 2012). Das Einkommen korrelierte positiv mit der Sorge um die Umwelt (Brieger, 2018), mit nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten (Stern et al., 1999) und der Zustimmung zu einer CO₂-Reduktion auf der Nachfrageseite (Poortinga et al.,

³ Bei querschnittlichen Daten, die in den zitierten Studien vorlagen, lassen sich Generationenunterschiede nicht in die Effekte des Alters, der Kohorte und relevanter gesamtgesellschaftlicher Ereignisse differenzieren (siehe Literatur zum *Age-Period-Cohort-Problem*, z.B. O'Brien, 2011).

⁴ Soziale und biologische Geschlechtsidentitäten gehen über die binären Kategorien Männer/Frauen hinaus. Ein binäres Geschlechterverständnis berücksichtigt nicht die Positionen diverser, queerer und nicht-binärer Personen (siehe Ellis et al., 2020). Das Sternchen weist darauf hin, dass es gesellschaftlich konstruierte Begriffe sind (siehe Gildemeister, 2008). So basieren auch Geschlechtsunterschiede im Umweltverhalten auf sozialen Annahmen wie dem *green-feminine stereotype* (Brough et al., 2016).

2012). Menschen mit niedrigeren Einkommen äußerten hingegen stärkere Zustimmung für eine CO₂-Reduktion auf der Angebotsseite (Poortinga et al., 2012) und eine sozial-ökologische Transformation (Gellrich, 2021). Ein höherer Bildungsgrad ging in verschiedenen Ländern mit höherem Umweltbewusstsein und -engagement einher (Brieger, 2018; Brügger et al., 2020; Gellrich, 2021).

1.4 Affektive Reaktionen

Gemäß dem oben eingeführten *SIMPEA*-Modell medieren persönliche sowie gruppenbasierte Emotionen und Motivationen den Zusammenhang zwischen der Bewertung der Klimakrise und der sozialen Identität (Fritsche et al., 2018). Die Autor*innen des Modells hoben die Bedeutung *gruppenbasierter* Emotionen hervor, da der Klimawandel eine kollektive Bedrohung mit kollektiven Folgen darstellt. Die Klimakrise betrifft alle Menschen, auch wenn sich die Vulnerabilität verschiedener Personengruppen aus sozialen und wirtschaftlichen Gründen global unterscheidet (Thomas et al., 2019). Gruppenbasierte Emotionen basieren theoretisch also auf sozialen Identitäten (van Zomeren et al., 2008). Die Bedeutung dieser Emotionen für Protestbewegungen wurde jedoch lange Zeit vernachlässigt (Wlodarczyk et al., 2017).

Scherer (2005) definierte *Emotionen* generell durch die fünf Komponenten kognitive Bewertung, körperliche Reaktion, Handlungstendenz, motorischer Ausdruck und subjektives Gefühl. Emotionen sind in der Regel auf ein internes oder externes auslösendes Ereignis bezogen und werden schnell an die Umstände angepasst. Durch ihre Kurzzeitigkeit wirken sie situativ. Danach verlieren sie ihre Wirkung auf das Verhalten, wenn keine (Selbst-)Verpflichtungen daran anschließen (Schwartz & Loewenstein, 2017). Sie verändern daher nicht Gewohnheiten. Durch Affektgeneralisierung werden situationsspezifische episodische Emotionen zu chronischen Emotionen, die hier als *affektive Reaktionen* bezeichnet werden (Kauff et al., 2017; Landmann, 2020; Paolini et al., 2016). Diese werden vor allem durch bestimmte kognitive Bewertungen, Handlungstendenzen und Gefühle geprägt, weniger durch motorischen Ausdruck und körperliche Reaktionen (Landmann, 2020). Für die psychologische Forschung impliziert dies, dass Verhaltensintentionen primär durch affektive Reaktionen beeinflusst werden und nur sekundär durch situationsspezifische episodische Emotionen (Landmann, 2020). Daher zeigten experimentell induzierte Emotionen auch eher kurzlebige und kleine Effekte auf Verhalten und Verhaltensintentionen (Landmann, 2020). Folglich

wurden in der vorliegenden Studie Emotionen nicht experimentell manipuliert, sondern generelle affektive Reaktionen auf die Klimakrise erfasst.

In den nachfolgend zitierten Artikeln wurden episodische Emotionen und affektive Reaktionen nicht immer explizit unterschieden. Deshalb wird Evidenz für beide Arten von Emotionen gemischt dargestellt. Empirisch konnten gruppenbasierte Emotionen umweltfreundliche Verhaltensintentionen vorhersagen (Harth et al., 2013). Ärger und Enthusiasmus erklärten mehr Varianz bezüglich der Teilnahme an Protesten als die individuelle politische Orientierung (Sabucedo et al., 2010). Angst, Ärger und Hoffnung waren Mediatoren zwischen der Bewertung der Wirksamkeit von politischen Klimaschutzmaßnahmen und politischer Partizipation (L. Feldman & Hart, 2016). Je nach politischer Orientierung variierten die Effekte in dieser Studie. In einer repräsentativen Umfrage in den USA waren die Emotionen stärkere Prädiktoren für die Unterstützung von Klimapolitik als die kulturellen Weltanschauungen, die politische Orientierung, Parteizugehörigkeit oder soziodemografische Merkmale (N. Smith & Leiserowitz, 2014).

Verschiedene Typen negativer emotionaler Reaktionen auf die Klimakrise werden unterschieden: auf die Folgen basierende prospektive⁵ emotionale Reaktionen (z.B. Angst), auf Ethik basierende mit dem Fokus auf andere (z.B. Ärger) und mit dem Fokus auf sich (z.B. Schuld; Böhm, 2003). Diese drei distinkten Reaktionen benannten auch Fritsche et al. (2018) in ihren Erläuterungen zum *SIMPEA*-Modell. In den folgenden drei Abschnitten werden sie einzeln erläutert.

1.4.1 Angst vor der Bedrohung durch die Klimakrise

Die Angst vor der Bedrohung durch die Klimakrise (im Folgenden: *Angst*) sagte die Absicht vorher, sich für das Klima einzusetzen (L. Feldman & Hart, 2016). Dies zeigte sich sowohl bei dem niedrigschwelligen Unterschreiben einer Petition als auch bei Engagement mit höheren (Verhaltens-)Kosten wie Spenden, der Teilnahme an Demonstrationen und dem Engagement in Umweltorganisationen (L. Feldman & Hart, 2016; zur Unterscheidung der Kosten von Engagement siehe Shi et al., 2015). Van Zomeren,

⁵ Auf Folgen basierend *retrospektive* emotionale Reaktionen (z.B. Mitleid) wurden ausgelassen. Im Gegensatz zu den anderen drei Typen werden sie nicht durch spezifische kognitive Bewertungen vorhergesagt (Böhm, 2003). Auch andere Typologien von Emotionen im Klimakontext sind möglich (für eine Übersicht siehe Landmann, 2020).

Spears und Leach (2010) manipulierten experimentell Angst, indem sie an die Bedrohung durch die Klimakrise erinnerten. Dies verstärkte die Intentionen, eine Klima-Petition zu unterschreiben oder eine Partei zu wählen, die sich für Klimaschutz einsetzte (van Zomeren et al., 2010). In einem anderen Experiment bewirkten bedrohliche Kurzfilme hingegen kein stärkeres Umweltverhalten als Videos mit positiven Klimabotschaften (Weinstein et al., 2015). Angst zu erzeugen, kann ineffektiv und teilweise auch kontraproduktiv sein, da es möglicherweise Engagement verringert (O'Neill & Nicholson-Cole, 2009; N. Smith & Leiserowitz, 2014; Stern, 2012; Uhl et al., 2018). Aus der Gesundheitsforschung ist bekannt, wie problematisch Angst ohne vorhandene Wirksamkeitserwartungen ist (N. Smith & Leiserowitz, 2014; Witte & Allen, 2000). Auch im Klimakontext erhöhten Angstappelle umweltfreundliche Intentionen nur unter der Bedingung, dass hohe kollektive Wirksamkeitserwartungen vorlagen (Chen, 2016).

1.4.2 Ärger/Ungerechtigkeitsempfinden

Eine wichtige motivierende Rolle bei politischen Protesten hat Ärger bzw. Ungerechtigkeitsempfinden (im Folgenden: *Ärger*; van Troost et al., 2013). Ärger kann eine affektive Reaktion auf wahrgenommene Ungerechtigkeit sein (van Zomeren et al., 2008). Letztere hat sich metaanalytisch als eine der drei stärksten Prädiktoren für kollektives Handeln gezeigt (van Zomeren et al., 2008). Auch gruppenbasierter Ärger wird oft als emotionaler Pfad zu kollektivem Handeln erforscht (Landmann & Rohmann, 2020b; van Zomeren et al., 2018; Wlodarczyk et al., 2017). Ärger führt im Umweltschutz zu kollektiven Handlungsintentionen, die auf drei Ziele ausgerichtet sein können: die Klimakrise reduzieren, Teil einer Bewegung sein und/oder Autoritäten strafen (Hornsey et al., 2006; Landmann & Rohmann, 2020b). Harth et al. (2013) fanden, dass Ärger die Intention vorhersagte, Menschen zu sanktionieren, die sich nicht klimaschützend verhalten. Folglich ist möglich, dass eine Konsequenz von Ärger auch die Abwahl von Parteien sein kann, die keine ausreichende Klimapolitik umgesetzt haben.

Personen, denen in einem Experiment gesagt wurde, dass eine wachsende Mehrheit verärgert über das Nichthandeln der Politik war, unterstützten stärker Klimaschutz als Personen, die eine neutrale Kontrollnachricht erhielten (Sabherwal et al., 2021). Studien zeigten positive Zusammenhänge von Ärger mit aktivistischem und nicht-aktivistischem Umweltverhalten (Brügger et al., 2020; Landmann & Rohmann, 2020b). Feldman und Hart (2016) fanden hingegen keinen Zusammenhang zwischen Ärger und

Umweltaktivismus, aber eine positive Beziehung zwischen Ärger und Intentionen für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten.

1.4.3 Kollektive Schuld

Umweltkampagnen und Klimagerechtigkeits-Aktivist*innen thematisieren oft Scham und Schuld (Newell et al., 2021). Kollektive Schuld (im Folgenden: *Schuld*) sagte die Intention vorher, schon aufgetretene Umweltschäden zu reparieren (Harth et al., 2013) und an kollektivem Klimaschutz teilzunehmen (Rees & Bamberg, 2014). Darüber hinaus korrelierte sie positiv mit der Bereitschaft für Klimaschutzmaßnahmen (Ferguson & Branscombe, 2010). Schuld medierte den Zusammenhang zwischen der Akzeptanz, dass der Klimawandel menschengemacht ist, auf der einen Seite und der Bereitschaft für Klimaschutzmaßnahmen auf der anderen Seite (Ferguson & Branscombe, 2010). Jedoch werden auch langfristig kontraproduktive Folgen von Schuldgefühlen angenommen (Newell et al., 2021). Wenn die Schuld beispielsweise eine Bedrohung für den Selbstwert darstellt, wird gegebenenfalls eine Einstellungsänderung verhindert (Butera et al., 2016).

1.4.4 Bedeutungsvoller positiver Affekt

Selbstwert- und motivationsförderlich sind hingegen positiver Affekt und positive Emotionen (Harth et al., 2013; Shiota et al., 2021). Sie können entscheidend dabei sein, zu politischem Engagement zu motivieren (Wlodarczyk et al., 2017). Smith und Leiserowitz (2014) nehmen an, dass das Bestärken positiver Emotionen wirksamer sein könnte als Angst- oder Schuldappelle.

Positiver Affekt lässt sich in mindestens zwei Gruppen von affektiven Reaktionen differenzieren: zum einen in den *hedonischen*, also auf Vergnügen bezogenen Affekt, zum anderen in den *bedeutungsvollen positiven Affekt* (im Folgenden: *positiver Affekt*; Landmann & Rohmann, 2020b; Oliver & Raney, 2011). Letzterer wurde in der vorliegenden Studie untersucht, da sich empirisch starke Interkorrelationen zwischen positiven bedeutungsvollen affektiven Phänomenen wie Stolz, Hoffnung und Enthusiasmus fanden (Landmann et al., 2019; Landmann & Rohmann, 2020b). Wer sich motiviert, enthusiastisch und hoffnungsvoll fühlte, gab eher an, sich privat umweltfreundlicher zu verhalten, jedoch nicht, sich freiwillig stärker zu engagieren (Hamann et al., 2021).

Auch zwischen bestimmten *distinkten* Emotionen und aktivistischem bzw. nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten wurden korrelative Zusammenhänge gefunden. *Hoffnung* auf eine bessere Zukunft motivierte, dass man handelte, und wirkte mobilisierend, da es einen möglichen Wandel aufzeigte (Wlodarczyk et al., 2017). Darüber hinaus korrelierte sie mit der Unterstützung für Klimapolitik (N. Smith & Leiserowitz, 2014). Hoffnung konnte ferner Intentionen für Umweltaktivismus und nicht-aktivistisches öffentliches Verhalten vorhersagen (L. Feldman & Hart, 2016). Ähnlich zeigte eine Studie zu *Enthusiasmus*, dass dies im Vergleich mit Ärger und politischer Orientierung der stärkste Prädiktor für die Teilnahme an politischen Protesten war (Sabucedo et al., 2010). Die Teilnahme an Klimaprotesten (Brügger et al., 2020) und die Unterstützung von Klimaschutzorganisationen (Harth et al., 2013) korrelierten positiv mit dem *Stolz*, am Umweltschutz beteiligt zu sein. Personen, die ein Video zu den Protesten im Hambacher Wald bewegt hatte, waren motivierter, an kollektiven Klimaschutzmaßnahmen teilzunehmen als Personen, die sich davon nicht bewegt fühlten (korrelationale und experimentelle Evidenz; Landmann & Rohmann, 2020b). Konkrete Planungen für diese Absicht zeigten Proband*innen aber nur, wenn eine Einstellungsänderung durch das Video bewirkt wurde.

Darüber hinaus konnten weitere kausale Effekte gezeigt werden. Versuchspersonen, die in dem Experiment von Weinstein et al. (2015) ein Video mit positiven, verbindenden und personalisierenden Nachrichten sahen, zeigten ein stärkeres Interesse, spendeten mehr für Klimaschutz und entschieden sich eher für ein umweltfreundliches Verhalten als die Kontrollgruppe, die dasselbe Video ohne diese Nachrichten sah. In einer anderen Studie wirkte sich eine experimentell erhöhte Wahrnehmung, dass Wandel möglich ist, zwar auf die Hoffnung aus (van Zomeren et al., 2019). Jedoch verstärkte sie nicht die kollektive Motivation und kollektives Handeln. Weitere Forschung zu der Wirkung positiver Emotionen wurde vielfach gefordert (u.a. Fritsche et al., 2018; N. Smith & Leiserowitz, 2014; van Zomeren et al., 2008; Wlodarczyk et al., 2017).

1.5 Klimaliste

In der vorliegenden Studie wurde untersucht, welche Merkmale der sozialen Identität und welche affektiven Reaktionen mit der Zustimmung zu der Klimaliste als radikale politische Klimapartei einhergehen. Die Klimaliste ist eine Graswurzelbewegung, deren oberste Priorität die Begrenzung der globalen Erderhitzung auf 1.5°C ist (Klimaliste

Deutschland, 2021a). Die Aktiven der Klimaliste wollen die dafür notwendigen politischen Veränderungen konsequent umzusetzen. Sie streben eine klimapolitische Wende „von unten“ und vor Ort an (Klimaliste Deutschland, 2021a). Andere politische Forderungen und Bereiche sollen ebenfalls klimaverträglich ausgerichtet werden, z.B. bezüglich Bildung und Wissenschaft, Architektur, Stadtplanung, Verkehr und Mobilität sowie der Landwirtschaft (Klimaliste Berlin, 2021a; Klimaliste Rheinland-Pfalz, 2021).

2019 gründete sich die erste Klimaliste in Erlangen (Arzt, 2019; Geiselhart, 2021). Inzwischen ist in jedem Bundesland eine Landesgruppe aktiv und in immer mehr Kommunen entstehen Ortsgruppen (Klimaliste Deutschland, 2021c). Klimalisten traten 2021 für die Wahlen der Landtage in Sachsen, Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg an. In alle drei zogen sie wegen der Fünf-Prozent-Hürde nicht ein (SZ, 2021). In Berlin kandidierte die Klimaliste für die Wahlen des Abgeordnetenhauses und der Bezirksparlamente im September 2021 (Klimaliste Deutschland, 2021b). Auf Bundesebene wurde im Juni 2021 die Partei *Klimaliste Deutschland* gegründet. Diese trat am 26. September 2021 bei der Bundestagswahl mit Direktkandidat*innen an (Klimaliste Deutschland, 2021b). Eigenen Angaben zufolge engagierten sich mehr als 1.200 Personen bei der Klimaliste (Zeit, 2021)⁶.

Protest von außerhalb des etablierten politischen Systems hat ein hohes Potenzial, Wandel zu bewirken (Corry & Reiner, 2021). Die Autoren fanden bei ihrer Feldstudie in sechs Ländern, unter anderem Deutschland, dass das Wissen über politische Prozesse von Klimaaktivist*innen vergleichbar war mit dem Wissen - oder sogar über das hinausging - von Personen, die sich innerhalb des politischen Systems in den nationalen grünen Parteien engagierten. Das Unterstützen radikaler Klimapolitik korrelierte mit dem Wissen und Interesse an Politik.

Die Klimaliste eignete sich für das Vorhaben der hier berichteten Studie aus verschiedenen Gründen: Zum einen ist sie ein neuer Akteur in dem Bereich und noch sehr unbekannt, sodass die Befragten wahrscheinlich überwiegend keine salienten, vorgefertigten Meinungen zu dieser konkreten politischen Gruppe haben, sondern erst einen

⁶ Auf Twitter folgen der Klimaliste Deutschland über 12000 Menschen (<https://twitter.com/klimaliste>), auf Instagram über 1800 Nutzer*innen (<https://www.instagram.com/klimaliste/>). Jeweils ca. 1250 Personen gefällt die Facebook-Seite der Klimaliste bzw. sie haben diese abonniert (<https://www.facebook.com/Klimaliste/>; Stand: 21.09.2021).

Einstellungsbildungsprozess durchlaufen (Stern et al., 1995). Bei einer weniger präsenten eigenen Meinung haben soziale Normen den größten Einfluss (J. R. Smith & Terry, 2003), sodass der Effekt der sozialen Identität deutlich zu erwarten ist. Im Gegensatz zu anderen Klimagruppen wie *Fridays for Future* und klimaschutzorientierten Parteien wie *Bündnis 90/Die Grünen* ist die Klimaliste weniger in den bundesweiten Medien präsent. Zweitens kann bei der Klimaliste als Partei – anders als bei Umweltorganisationen oder anderen Bewegungen – die *Wahlintention* als eine Form von nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten erhoben werden (Stern, 2000). Die Wahlintention hat im Gegensatz zum Spenden oder dem Engagement bei Klimaprotesten oder in Organisationen keine finanziellen Kosten und geringere Verhaltenskosten (siehe Shi et al., 2015). Außerdem gibt es bei diesem Verhalten weniger strukturelle Hindernisse wie monetäre Möglichkeiten oder die Verfügbarkeit von Infrastrukturen und Organisationen. Drittens wurde die Klimaliste bislang abgesehen von wenigen Ausnahmen⁷ noch nicht wissenschaftlich untersucht.

1.6 Hypothesen und Forschungsfragen

Ziel der Studie ist, die Zusammenhänge im adaptierten Sozialen-Identitäts-Modell zu untersuchen. Querschnittlich wurde nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten am Beispiel der Klimaliste betrachtet. Dafür wurden für jede Person drei Kriterien bzw. abhängige Variablen erhoben: Wie hoch war die Zustimmung zu radikaler Klimapolitik (*Zustimmung zu RK*)? Wie stark war die Sympathie für die Klimaliste (*KL-Sympathie*)? Wie wahrscheinlich würden die Befragten die Klimaliste wählen (*KL-Wahlintention*)?

Die Wahlintention ist das einzige wirkliche behaviorale Maß von den dreien. Es stellt ein relativ hartes Kriterium dar, auf das noch viele weitere Faktoren, z.B. die Erwartung über den Wahlausgang (Huber et al., 2009) wirken. Lorenzoni et al. (2007) betonen auch, dass Klimaengagement aus behavioralen, kognitiven und affektiven Elementen zusammengesetzt ist. Daher wurden daneben zwei distale kognitive Kriterien

⁷ Eine Schlagwort-Suche bei *Google Scholar*, *Psynindex*, *SAGE journals*, *Ovid*, *ScienceDirect*, *ResearchGate* und *Wiley Online Library* ergab sechs Publikationen, in denen auf die Klimaliste Bezug genommen wurde (Eith, 2021; Farin, 2021; Klein-Zimmer, 2021; Maillard & Schmidhuber, 2021; Mielke & Kuleša, 2021; Walter & Hanke, 2020; Stand: 21.09.2021). Drei Artikel davon erschienen im August 2021 in einem Heft zur Bundestagswahl des *Forschungsjournals Soziale Bewegungen* (Eith, 2021; Farin, 2021; Mielke & Kuleša, 2021).

untersucht, die eigentlich keine Verhaltensmaße sind, nämlich die KL-Sympathie und die Zustimmung zu RK. Dass der Einfluss von Minderheiten eher nicht direkt am ursprünglichen Einstellungsgegenstand (hier der Klimaliste) zu beobachten ist, sondern stärker bei inhaltlich damit zusammenhängenden Einstellungen, ist einer der wichtigsten Befunde aus der Forschung zu Minderheiteneinflüssen (Erb & Bohner, 2002). Dieser Einfluss zeigte sich oft subtil und indirekt (Bolderdijk & Jans, 2021).

Das vorgestellte adaptierte Soziale-Identitäts-Modell (siehe *Abbildung 1*) sollte empirisch analysiert werden. Auf Grundlage der dargestellten theoretischen Überlegungen und empirischen Befunde wurden Zusammenhänge zwischen den sozialen Identitäts-Variablen, den affektiven Einstellungen und soziodemografischen Merkmalen auf der einen Seite und der Zustimmung zu RK, KL-Sympathie und KL-Wahlintention auf der anderen Seite angenommen. *Hypothese 1* lautete, dass signifikant positive Korrelationen erwartet wurden mit folgenden Ausnahmen: Alter sowie die wirtschaftliche und gesellschaftliche Einstellung⁸ würden negativ mit den drei Variablen korrelieren. Als *Hypothese 2* wurde geprüft, ob nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten positiv mit privatem Umweltverhalten und Umweltaktivismus zusammenhing.

Schließlich wurde getestet, ob und wie stark soziale Identitäts-Variablen die Zustimmung zu RK, KL-Sympathie und KL-Wahlintention vorhersagen konnten, wenn für soziodemografische Merkmale kontrolliert wurde (*Hypothese 3*). Es wurde geprüft, ob die Hinzunahme der affektiven Reaktionen in die Regression jeweils die Vorhersagegüte verbesserte (*Hypothese 4*).

Als *Forschungsfragen* wurden explorativ untersucht: Wie hängen Sympathien für andere Parteien mit der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention zusammen? Gibt es Unterschiede zwischen den Gruppen von Personen, die dieselbe Partei wählen wollen?

⁸ Die Richtung der Korrelationen der gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Einstellung hängt von der Konzeption der beiden Dimensionen ab. Höhere Werte bei der wirtschaftlichen Dimension standen hier für eine stärker liberale, weniger soziale Einstellung. Auf der gesellschaftlichen Dimension bedeuteten höhere Werte eine stärker konservative, weniger progressive Einstellung.

2 Methodik

2.1 Stichprobe

Die Stichprobe bestand aus $N = 622$ Personen im Alter von 16 bis 86 Jahren ($M = 35.55$, $SD = 14.53$). Davon identifizierten sich 302 (48.6 %) als männlich, 300 (48.2 %) als weiblich. 20 Menschen (3.2 %) gaben eine diverse, andere oder keine Geschlechtsidentität an. Das Median-Einkommen betrug 1000 – 2500 Euro. Von den Befragten gaben 2.3 % an, dass sie an einer Haupt-, Volks- oder Realschule ihren höchsten Bildungsabschluss gemacht hatten. 30.4 % der Stichprobe hatten eine (Fach-)Hochschulreife als höchsten Abschluss, 7.9 % eine Berufsausbildung. 19.3 % gaben einen Bachelor- oder einen Fachhochschulabschluss an. 38.3 % hatten einen Master oder Diplomstudiengang absolviert. Die regionale Verteilung über die Bundesländer war nicht repräsentativ, die meisten (43.1 %) wohnten in NRW, 19.3 % in Hessen. Über die Hälfte der Befragten (51.4 %) würde Bündnis 90/Die Grünen wählen, gefolgt von der Linken (9.2 %) und der FDP (7.1 %). 6.9 % machten keine Angaben, 6.8 % würden andere Parteien⁹ wählen. Je 5.9 % würden sich für die CDU/CSU bzw. die SPD entscheiden. 3.4 % der Befragten würden die AfD und weitere 3.4 % würden nicht wählen.¹⁰ 63.3 % waren weder in einer Klimaschutzbewegung aktiv noch hatten sie in den letzten zwei Jahren an Klimademonstrationen teilgenommen. 24 % gaben eine der beiden Aktivitäten an. 12.4 % hatten demonstriert und engagierten sich in einer Klimaschutzbewegung.

2.2 Befragung

Eine Präregistrierung des Vorhabens, der Fragestellung und der geplanten Auswertung erfolgte auf der Seite des *Open Science Framework* (OSF; <https://osf.io/b4px7/>). Die querschnittliche Befragung wurde anonym durchgeführt. Im Juni und Juli 2021 wurden sechs Wochen lang online Daten erhoben. Der Zeitraum lag somit im Vorfeld

⁹ Genannt wurden Die Partei (10x), die Klimaliste (7x), dieBasis (6x), die Freien Wähler (4x), Volt, die Piraten, die Ökologisch-Demokratische Partei (je 3x) sowie der südschleswigsche Wählerverband, Wir 2020, Zentrum, die Tierschutzpartei und die Deutsche Kommunistische Partei (je 1x). Außerdem wurden Unentschlossenheit und Frust in dem Freitextfeld geäußert.

¹⁰ Die repräsentative Ergebnisse der Sonntagsfrage von Infratest dimap (2021) im Erhebungszeitraum waren hingegen (in gleicher Reihenfolge): Bündnis 90/Die Grünen (19 – 21 %), Die Linke (6 – 7 %), FDP (11 – 12 %), Andere (4 – 8 %), CDU/CSU (28 – 29 %), SPD (14 – 16 %) und AfD (11 – 12 %).

des Bundestagswahlkampfes. Teilnehmer*innen wurden über die sozialen Netzwerke Facebook und Twitter, über Mailverteiler und im persönlichen Umfeld rekrutiert. Die Umfrage wurde in verschiedenen politisch positionierten Gruppen auf Facebook geteilt. Außerdem wurde über die sozialen Netzwerke gezielt Werbung geschaltet. Zusätzlich wurden alle politischen Hochschulgruppen der Universität Bonn sowie viele Bonner Studierendenverbindungen bzw. Burschenschaften kontaktiert. Eine Rücklaufquote ließ sich daher nicht berechnen. Als Anreiz für die Teilnahme wurden zwei Gutscheine im Wert von 50 Euro am Ende der Erhebung verlost. Psychologiestudierende konnten für ihre Teilnahme 0.5 Versuchspersonenstunden erhalten.

Das Beantworten dauerte durchschnittlich ca. 10 min ($SD = ca. 4 \text{ min } 17 \text{ s}$). Zuerst lasen die Teilnehmenden einen Text mit Informationen über die Klimaliste. Dieser stellte sowohl die Bedrohung als auch die Ungerechtigkeit der Klimakrise dar und thematisierte das Nicht-Handeln der aktuellen Politik sowie die Verbindung zu unserem klimaschädlichem Lebensstil. Andererseits beinhaltete er aber auch das Potenzial für Veränderung und positive Zukunftsvisionen. Dafür wurden mit der Einwilligung der Urheber*innen¹¹ Sätze, Zitate und Bilder verwendet, welche die Klimaliste tatsächlich für Pressemitteilungen, Zeitungsartikel und die sozialen Medien nutzte. So sollten eine hohe externe Validität und Glaubhaftigkeit gewährleistet werden. Danach wurden die Items zu den verschiedenen Skalen vorgelegt, die im nächsten Abschnitt aufgeführt sind. Am Ende konnten die Teilnehmenden angeben, ob sie an der Verlosung teilnehmen und über die Ergebnisse informiert werden wollten. Die angegebenen Emailadressen wurden getrennt gespeichert, sodass sie nicht mit den anderen Daten in Verbindung gebracht werden konnten.

2.3 Skalen

Wenn nicht anders angegeben, wurden die Items auf einer fünfstufigen Likert-Skala beantwortet, bei der die Antwortoptionen von 1 = *Ich stimme überhaupt nicht zu* bis 5 = *Ich stimme völlig zu* reichten. Der verwendete Fragebogen ist für Transparenz und

¹¹ Ein besonderer Dank gilt an dieser Stelle dem Vorstand und einigen Mitgliedern der Klimaliste Berlin sowie dem Fotografen Joachim E. Röttgers, die der Verwendung des Original-Materials zustimmten.

Reproduzierbarkeit online verfügbar. Die für diese Studie neu entwickelten Skalen sind im Anhang 1 abgedruckt.

2.3.1 Affektive Reaktionen

Je drei Items wurden für das Erfassen der *affektiven Reaktionen* verwendet, die aus vorhandenen Skalen übernommen, übersetzt und gegebenenfalls angepasst wurden.

Angst vor der Bedrohung durch die Klimakrise ($\alpha = .91$) wurde durch eine Kombination von den zwei Angst-Items aus der Studie von van Zomeren et al. (2010) mit dem Item „Die Folgen des Klimawandels sind eine Bedrohung für die Gesellschaft“ (Fritsche et al., 2012) wie in der Studie von Jugert et al. (2016) erhoben.

Ärger/Ungerechtigkeitsempfinden ($\alpha = .85$) erfasste den Ärger über die Untätigkeit der Politik, der älteren Generationen und über die Ungerechtigkeit der Klimakrise (Brügger et al., 2020). Ein Beispielitem war „Ich ärgere mich, dass die älteren Generationen so wenig tun, um das Klima zu schützen.“

Kollektive Schuld ($\alpha = .87$) wurde mit der Skala von Rees und Bamberg (2014) erfragt. Ein Item war beispielsweise: „Ich fühle mich schuldig, wie wir Menschen mit der Natur umgehen.“

Bedeutungsvoller positiver Affekt ($\alpha = .75$) wurde an die Skala von Hamann et al. (2021) angelehnt. Diese entwickelten sie auf Grundlage früherer Studien (L. Feldman & Hart, 2016; Hamann & Reese, 2020). Die Skala beinhaltete z.B. die Aussage: „Ich bin hoffnungsvoll, dass ein Wandel möglich ist.“

2.3.2 Soziale Identität

Umweltidentität ($\alpha = .79$) wurde mit der übersetzten Skala von Poortinga et al. (2012) erhoben. Sie bestand ursprünglich aus drei Items, z.B. „Nachhaltig zu sein, ist ein wichtiger Teil von mir.“ Ein Item wurde nach der Analyse der Trennschärfe und der internen Konsistenz eliminiert (siehe Markierungen im Fragebogen auf OSF).

Gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln ($\alpha = .77$) wurde durch zwei Items (Poortinga et al., 2012) erfasst. Eine Aussage lautete: „Es ist meine Verantwortung, etwas gegen den Klimawandel zu tun.“

Kollektive Wirksamkeitserwartungen ($\alpha = .73$) wurde mit anfangs vier Items aus der Skala von Jugert et al. (2016; siehe auch Eisentraut, 2013) erhoben, die auf den Kontext adaptiert wurden, z.B. „Ich bin sicher, dass wir Wege aus der Klimakrise finden“.¹² Das zweite Item wurde aufgrund der niedrigen Trennschärfe und der Verringerung der internen Konsistenz entfernt.

Politische Orientierung wurde durch die Skalen zur Erfassung gesellschafts- und wirtschaftspolitischer Einstellungen (GeWiP-Skalen; Meurer et al., 2015) erhoben. Jeweils 10 Items bildeten die beiden Dimensionen *wirtschaftliche Einstellung* (sozial bis liberal, $\alpha = .90$) und *gesellschaftliche Einstellung* (progressiv bis konservativ; $\alpha = .78$). Je höher der Mittelwert, desto wirtschaftlich liberaler bzw. gesellschaftlich konservativer war eine Person. Da sich die politische Realität in Deutschland verändert hatte, wurden die Items zum Mindestlohn und Kerosinabschlag wie bei Skopp (2021) aktualisiert. Eine umgepolte Aussage bezüglich der gesellschaftlichen Einstellung war z.B. „Jeder Haushalt in Deutschland sollte sich für die Versorgung mit Ökostrom entscheiden.“

Parteipräferenz erfasste die Sonntagsfrage („Welche Partei würden Sie wählen, wenn am kommenden Sonntag Bundestagswahl wäre?“). Als Antworten konnten die sechs aktuell im Bundestag vertretenen Parteien CDU/CSU, SPD, AfD, FDP, Die Linke und Bündnis 90/Die Grünen ausgewählt werden. Alternativ konnten die Proband*innen unter „andere“ in einem Freitextfeld angeben, welche Partei sie wählen würden, oder ankreuzen, dass sie nicht wählen würden.

Die folgenden soziodemografischen Merkmale wurden als mögliche Kontrollvariablen erfasst: *Geschlecht* (weiblich/männlich/divers/andere), *Alter*, *Netto-Einkommen*, *höchster Bildungsabschluss* und das *Bundesland* des Erstwohnsitzes bzw., ob jemand nicht in Deutschland wohnte.

¹² Da der Fokus nicht nur auf nachhaltiger Mobilität lag, wurden die Formulierungen folgendermaßen angepasst: (1) I am certain that we will find ways to be ecologically mobile. - Ich bin sicher, dass wir Wege aus der Klimakrise finden. (2) I trust that we as young people can contribute to the mobility turnaround. - Ich bin überzeugt, dass wir dazu beitragen können, das Klima zu schützen. (3) I think that we can manage to lower CO₂ emissions in a sustainable way. - Ich denke, dass wir es schaffen, die CO₂-Emissionen auf ein nachhaltiges Level zu senken. (4) I do not think that we can make the difference to be ecologically mobile in the long run. - Ich denke nicht, dass wir einen Wandel zu mehr Nachhaltigkeit langfristig schaffen. Das letzte Item wurde umkodiert.

2.3.3 Umweltverhalten

Privates Umweltverhalten ($\alpha = .69$) wurde durch die selbstberichtete Häufigkeit (1 = sehr selten, 5 = sehr häufig) von verschiedenen Verhaltensweisen erhoben. Da Ernährung und Mobilitätsverhalten das größte Einsparpotenzial bei den individuellen Treibhausgasemissionen haben (Lacroix, 2018), wurden zwei Items zur Ernährung (Kulcar, 2020) und ursprünglich fünf Verhaltensweisen im Bereich Energieverhalten und Mobilität aus dem Skalensystem zur Erfassung des Umweltbewusstseins (SEU-3; Schahn et al., 1999) verwendet. Das Skalensystem wies hohe Übereinstimmungen zwischen Selbst- und Fremdbeurteilungen auf und wurde validiert (Schahn et al., 1999). Es korrelierte nicht bzw. kaum mit sozialer Erwünschtheit, Prosozialität und Sparsamkeit. Das Verhalten hat sich in der Entwicklung der Skalen als sehr stabil gezeigt ($r = .90$). Ein Beispielitem war: „Wenn ich die Möglichkeit dazu habe, fahre ich mit öffentlichen Verkehrsmitteln statt mit dem Auto.“ Drei Items aus dem SEU-3, die eine geringe Trennschärfe aufwiesen und die interne Konsistenz senkten, wurden nicht in die Skala aufgenommen.

Umweltaktivismus ($\alpha = .58$) erfassten ein Item zur Teilnahme an Demonstrationen und Protesten für Klimaschutz (Stern et al., 1999)¹³ und die Frage „Sind Sie in einer Klimaschutzbewegung aktiv, z.B. *Fridays for Future*?“ (Kulcar, 2020). Somit wurden zwei Arten von Aktivismus erhoben, die durch die selben Prädiktoren vorhergesagt werden konnten (Hamann & Reese, 2020). Das Antwortformat war dichotom (ja/nein).

Nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten wurde für die vorliegende Fragestellung mit den folgenden drei Variablen operationalisiert: Zustimmung zu RK, KL-Sympathie und KL-Wahlintention (siehe Abschnitt 1.6).

Zustimmung zu RK ($\alpha = .90$) wurde mit drei selbst entworfenen Items (siehe Anhang 1) erfasst, z.B. „Politisches Umdenken ist notwendig, um die erforderlichen Veränderungen umzusetzen.“

¹³ Das Item hat in einer Faktorenanalyse nicht auf den Faktoren zu privatem und nicht-aktivistischem öffentlichem Verhalten geladen (Stern et al., 1999). Der Zeitraum des Items wurde von den letzten 12 auf die letzten 24 Monate verdoppelt, da durch die Covid-19-Pandemie weniger Demonstrationen stattfanden und eine Nicht-Teilnahme gegebenenfalls gesundheitlich begründet war (Gardner & Neuber, 2021; Pinckney & Rivers, 2020).

Parteisympathien wurden für die sechs im Bundestag vertretenen Parteien (s.o.) und die Klimaliste erhoben. Das Antwortformat war 1 = keine Sympathie bis 5 = starke Sympathie.

KL-Wahlintention wurde erfasst durch die Frage „Wenn die Klimaliste bei der nächsten Kommunal-, Landtags- oder Bundestagswahl anträte, würde ich sie wählen“. Diese beantworteten die Befragten mit einer Wahrscheinlichkeitsaussage (1 = sehr unwahrscheinlich, 5 = sehr wahrscheinlich).

2.4 Datenanalyse

In die Auswertung gingen nur die Datensätze von Personen ein, die den Fragebogen bis zum Ende ausgefüllt hatten (634 von 847), um vollständige Datensätze ohne systematische Lücken sicherzustellen (Leiner, 2019). Im zweiten Schritt wurden Menschen ohne Erstwohnsitz in Deutschland sowie Kinder und Jugendliche unter 16 Jahren ausgeschlossen, da sie nicht wählen dürfen. Außerdem wurden Datensätze mit unrealistisch schnellen Antwortzeiten eliminiert, da die Ausfülldauer ein reliabler Indikator für unachtsames Antwortverhalten ist (Leiner, 2019). Nach einer Analyse des Kurvenverlaufs lag eine Antwortzeit unter 140 s unterhalb der kontinuierlichen Kurve und wurde daher entfernt. Dadurch verringerte sich die Stichprobengröße von ursprünglich 634 vollständigen Datensätzen auf das berichtete $N = 622$.

Die Datenanalyse erfolgte mit der Statistik Software SSPS®. Der Datensatz und die Syntax sind online abrufbar (<https://osf.io/b4px7/>). Sie können für Sekundäranalysen verwendet werden. Die Skalen wurden konstruiert und die individuellen Mittelwerte auf jeder Skala berechnet. Dabei war die Annahme, dass die Antwortoptionen der Likert-Skalen sowie die Einkommensstufen als intervallskaliert wahrgenommen wurden. Da einige Skalen links- bzw. rechtsschief verteilt waren, wurden alle Analysen anschließend mit transformierten Werten wiederholt (quadriert bzw. durch Ziehen der Quadratwurzel). Die transformierten Skalen ergaben ähnliche Ergebnismuster, die daher nicht berichtet werden, wie ohne die Transformationen. Für jede Variable wurde der Mittelwert und die Standardabweichung kalkuliert. Alle Hypothesen wurden auf ein Signifikanzniveau von 0.01 getestet. Die bivariaten Pearson/Produkt-Moment-Korrelationen wurden ausgegeben. Ab einer Stichprobengröße von ca. $N = 250$ wurden

Korrelationen als stabil erwartet (Schönbrodt & Perugini, 2013). Nach Cohen (2013) gelten Korrelationskoeffizienten von .10 als klein, .30 als moderat und .50 als groß.

Für die drei Kriterien *Zustimmung zu RK*, *KL-Sympathie* und *KL-Wahlintention* wurde je eine hierarchische multiple Regression gerechnet. Dafür wurden die Prädiktoren und Kriterien standardisiert. In drei Schritten wurden Variablen-Blöcke mit der Einschluss-Methode hinzugefügt. Zuerst wurden nur die soziodemografischen Merkmale als Prädiktoren verwendet. Im zweiten Schritt wurden soziale Identitäts-Variablen integriert. Im dritten Schritt wurden die affektiven Reaktionen ergänzt, um das Gesamtmodell zu untersuchen (siehe Brügger et al., 2020). Die Voraussetzungen für die Durchführung multipler Regressionen wurden durch visuelle Inspektion und statistische Tests geprüft¹⁴. Die Vorhersagekraft der Variablenblöcke wurde mithilfe des Determinationskoeffizienten R^2 bzw. des korrigierten R^2 , das die Anzahl der Prädiktoren berücksichtigt, verglichen. Außerdem wurde der Zuwachs an R^2 betrachtet. Eine A-priori-Teststärkenanalyse mit *G*Power* ergab ein notwendiges N von 271, um bei einer linearen multiplen Regression mit neun Prädiktoren mit maximaler Alpha-Fehlerwahrscheinlichkeit von 1 % und einer Teststärke von 99 % einen großen Effekt zu entdecken.

Für die explorative Forschungsfrage nach dem Zusammenhang zwischen der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention mit den *Parteisymphathien* wurden die Korrelationen zwischen diesen berechnet. Die zweite Forschungsfrage bezog sich auf die Unterschiede zwischen Personen mit der gleichen *Parteipräferenz*. Auch wenn die Parteipräferenz, die mit der Sonntagsfrage ermittelt wurde, jeder Person einer Partei zuordnete, wurden keine Gruppenvergleiche gerechnet. Gründe dafür waren, dass die Gruppen unterschiedlich groß waren und anzunehmen war, dass sich die Gruppen auch in anderen Variablen neben den drei Kriterien und der Parteipräferenz substantiell unterschieden, also nicht aus identischen Normalverteilungen stammten. Die Voraussetzungen für eine Varianzanalyse (ANOVA) bzw. Kovarianzanalyse (ANCOVA) waren somit nicht gegeben. Daher wurden die Mittelwertsunterschiede nur deskriptiv dargestellt und grafisch abgebildet (siehe Abschnitt 3.3).

¹⁴ Konkret waren dies: Zufallsstichprobe, Varianz in den unabhängigen Variablen, bedingter Erwartungswert, lineare Beziehung zwischen den Variablen, Homoskedastizität und Normalverteilung der Residuen sowie das Prüfen auf Ausreißer, Autokorrelation und Multikollinearität (Hemmerich, 2021; Methodenberatung UZH, 2021).

3 Ergebnisse

3.1 Deskriptive Statistiken und Korrelationen

In *Abbildung 2* sind die Antwortmuster zu den drei Variablen für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten dargestellt. Die Mehrheit der Befragten gab starke Zustimmung zu RK an (77.5 %). Wie erwartet zeigt sich deskriptiv, dass bei der Frage nach der KL-Sympathie (32.5 %) und bei der Wahrscheinlichkeit, die Klimaliste zu wählen (16.4 %), deutlich weniger Personen die beiden höchsten Antwortoptionen wählten. Sie entschieden sich dafür häufiger für die mittlere oder die beiden niedrigen Zustimmungsoptionen oder machten keine Angabe.

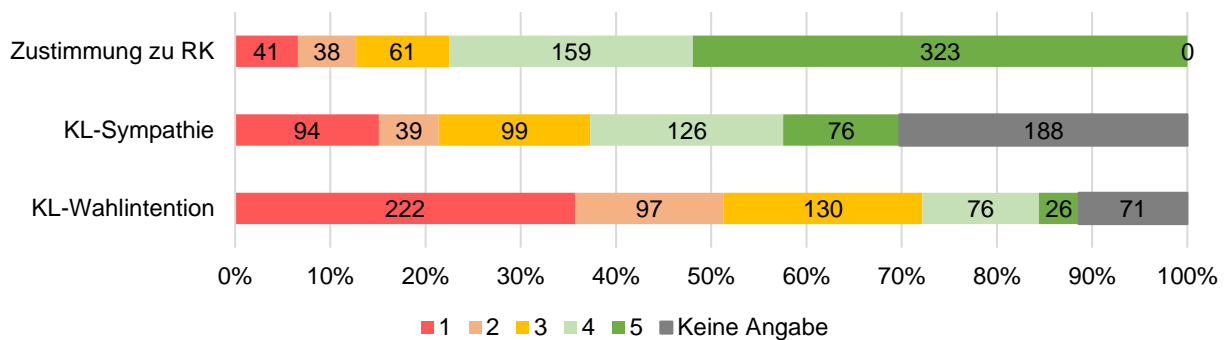


Abbildung 2. $N = 622$. Verteilung der Antworten auf den drei Skalen zu nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten (Absolutzahlen). Je höher die Werte auf der Likert-Skala, desto höher die Zustimmung, Sympathie bzw. Wahrscheinlichkeit, die Klimaliste zu wählen.

Die bivariaten Korrelationen der intervallskalierten Variablen sind in *Tabelle 1* dargestellt. Abgesehen von den kollektiven Wirksamkeitserwartungen korrelierten diese alle signifikant mit der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention. Die meisten Zusammenhänge zwischen den sozialen Identitäts-Variablen bzw. den affektiven Reaktionen und diesen drei Maßen waren wie in *Hypothese 1* angenommen positiv.

Tabelle 1

Deskriptive Statistiken und bivariate Korrelationen

| | <i>M</i> | <i>SD</i> | Z-RK | KL-S | KL-W | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 | 14 | 15 |
|--------------------------------------|----------|-----------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------|-------|------|------|------|------|------|------|----|
| Zustimmung zu RK (Z-RK) | 4.07 | 1.16 | | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| KL-Sympathie (KL-S) | 3.12 | 1.39 | .71* | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| KL-Wahlintention (KL-W) | 2.25 | 1.25 | .49* | .72* | | | | | | | | | | | | | | | | |
| 1 Alter | 35.55 | 14.53 | -.13* | -.17* | -.13* | | | | | | | | | | | | | | | |
| 2 Geschlecht ^a | 0.50 | 0.50 | .30* | .33* | .29* | -.13* | | | | | | | | | | | | | | |
| 3 Einkommen | 2.49 | 1.47 | -.17* | -.17* | -.14* | .58* | -.22* | | | | | | | | | | | | | |
| 4 Umweltidentität | 3.80 | 0.96 | .48* | .42* | .34* | .12* | .13* | .05 | | | | | | | | | | | | |
| 5 Gefühlte Verpflichtung | 3.69 | 1.08 | .67* | .60* | .47* | -.09 | .28* | -.08 | .53* | | | | | | | | | | | |
| 6 Kollektive Wirksamkeitserwartungen | 3.18 | 0.86 | -.04 | .05 | .06 | .00 | -.11* | .05 | .16* | .15* | | | | | | | | | | |
| 7 Gesellschaftliche Einstellung | 2.29 | 0.69 | -.59* | -.49* | -.30* | .13* | -.14* | .17* | -.31* | -.38* | .02 | | | | | | | | | |
| 8 Wirtschaftliche Einstellung | 2.31 | 0.84 | -.73* | -.60* | -.39* | .02 | -.29* | .16* | -.41* | -.48* | .16* | .68* | | | | | | | | |
| 9 Angst | 4.05 | 1.08 | .80* | .67* | .46* | -.12* | .28* | -.16* | .44* | .67* | -.01 | -.48* | -.64* | | | | | | | |
| 10 Ärger | 3.78 | 1.18 | .85* | .69* | .49* | -.13* | .28* | -.19* | .49* | .68* | -.04 | -.55* | -.71* | .81* | | | | | | |
| 11 Schuld | 3.35 | 1.19 | .65* | .64* | .53* | -.06 | .34* | -.10 | .42* | .66* | .00 | -.35* | -.48* | .68* | .69* | | | | | |
| 12 Negativer Affekt | 3.73 | 1.04 | .85* | .73* | .54* | -.12* | .33* | -.16* | .49* | .74* | .02 | -.51* | -.68* | .91* | .92* | .88* | | | | |
| 13 Positiver Affekt | 3.37 | 0.97 | .40* | .44* | .32* | .04 | .08 | .02 | .36* | .48* | .60* | -.22* | -.23* | .41* | .41* | .38* | .44* | | | |
| 14 Privates Umweltverhalten | 3.98 | 0.92 | .58* | .52* | .37* | -.26* | .26* | -.21* | .46* | .49* | .00 | -.48* | -.52* | .53* | .57* | .44* | .57* | .28* | | |
| 15 Umweltaktivismus | 0.23 | 0.36 | .36* | .37* | .25* | -.05 | .09 | -.12* | .33* | .24* | -.02 | -.40* | -.40* | .31* | .35* | .22* | .32* | .18* | .32* | |

Anmerkungen. *N* = 622. * *p* < .01. Die Skalen haben einen Wertebereich von 1 = Minimum bis 5 = Maximum mit Ausnahme von Umweltaktivismus (mit Werten von 0 bis 1) und den soziodemografischen Merkmalen Alter, Geschlecht und Einkommen. Höhere Werte bei der wirtschaftlichen Einstellung stehen für eine stärker liberale, weniger soziale politische Orientierung, bei der gesellschaftlichen Einstellung für stärker konservative, weniger progressive. ^a männlich* = 0, weiblich* = 1.

Negative Korrelationen zeigten sich wie erwartet jeweils zwischen den drei Maßen auf der einen Seite und dem Alter, der gesellschaftlichen und der wirtschaftlichen Einstellung auf der anderen Seite (siehe Zeilen 1, 7 und 8). Die Einstellungen wurden jeweils auf einem Kontinuum von gesellschaftlich sozial bis liberal bzw. wirtschaftlich progressiv bis konservativ ermittelt. Je liberaler bzw. konservativer die Einstellung war, desto geringer war tendenziell die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und die KL-Wahlintention. Die *Hypothese 1* wurde also empirisch bestätigt mit Ausnahme von den Nullkorrelationen der kollektiven Wirksamkeitserwartungen.

Die höchsten Korrelationskoeffizienten in der Matrix hatten Ärger ($r = .85$) bzw. Angst ($r = .80$) mit der Zustimmung zu RK. Die negativen affektiven Reaktionen Ärger, Angst und Schuld zeigten hohe Interkorrelationen ($r = .68 - .81$). Aus diesem Grund wurden sie zu der Skala *negativer Affekt* gemittelt. Diese wurde anschließend für die Regressionen verwendet, um die Multikollinearität der Prädiktoren zu reduzieren.

Mehr privates Umweltverhalten ging erwartungsgemäß positiv mit mehr nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten einher. Auch Umweltaktivismus korrelierte signifikant positiv mit der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention. Damit wurde die *Hypothese 2* bestätigt.

Die soziodemografischen Merkmale Alter, Geschlecht und Einkommen zeigten signifikante Zusammenhänge mit nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten. Je höher das Alter bzw. das Einkommen, desto geringer war die Unterstützung für radikale Klimapolitik. Frauen* gaben durchschnittlich höhere Zustimmung zu RK, eine stärkere KL-Sympathie und KL-Wahlintention an als Männer*. Es wurden jedoch keine signifikanten Korrelationen zwischen den drei Variablen und diversen* bzw. anderen Geschlechtsidentitäten gefunden, was gegebenenfalls auch der kleinen Substichprobe geschuldet war. Daher wurden nur Unterschiede zwischen männlichen* und weiblichen* Personen betrachtet. In *Tabelle 5* im Anhang 2 sind die Korrelationen zwischen den übrigen erhobenen soziodemografischen Merkmalen und nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten abgebildet. Es wurden keine Zusammenhänge zwischen dem Bildungsgrad und nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten gefunden, die auf einem Alpha-Niveau von .01 signifikant waren. Dies galt auch für das Bundesland mit einer Ausnahme: In Berlin zu wohnen, hing positiv mit der KL-Wahlintention zusammen (dichotomisiert im Vergleich zu Nicht-in-Berlin-Wohnen).

3.2 Ergebnisse der multiplen Regressionen

In *Tabelle 2* sind die Ergebnisse der hierarchischen multiplen Regressionen zusammengefasst. Die drei Kriterien Zustimmung zu RK, KL-Sympathie und KL-Wahlintention wurden vorhergesagt¹⁵. Dabei wurden in drei Schritten theoretisch zusammenhängende Blöcke von Variablen als Prädiktoren hinzugefügt.

Tabelle 2

Standardisierte Regressionskoeffizienten (Beta-Gewichte) und Determinationskoeffizienten der hierarchischen multiplen Regressionen auf die Zustimmung zu RK (Z-RK), KL-Sympathie (KL-S) und KL-Wahlintention (KL-W)

| Prädiktoren | Block 1: soziodemografische Merkmale | | | Block 2: soziale Identität | | | Block 3: affektive Reaktionen (Gesamtmodell) | | |
|---------------------------------|--------------------------------------|--------------|--------------|----------------------------|---------------|--------------|--|--------------|--------------|
| | Z-RK | KL-S | KL-W | Z-RK | KL-S | KL-W | Z-RK | KL-S | KL-W |
| Alter | -.05 | -.09 | -.07 | -.06 | -.09 | -.07 | -.04 | -.07 | -.05 |
| Geschlecht ^a | .27** | .31** | .27** | .03 | .11* | .13* | -.00 | .09 | .12* |
| Einkommen | -.09 | -.04 | -.05 | -.02 | .00 | -.05 | -.01 | .01 | -.04 |
| Umweltidentität | | | | .07 | .07 | .11 | .03 | .02 | .07 |
| Gefühlte Verpflichtung | | | | .38** | .34** | .29** | .11* | .06 | .10 |
| Gesellschaftl. Einstellung | | | | -.11* | -.06 | -.01 | -.09* | -.04 | .02 |
| Wirtschaftliche Einstellung | | | | -.43** | -.31** | -.13 | -.24** | -.14 | -.03 |
| Negativer Affekt | | | | | | | .53** | .46** | .33** |
| Positiver Affekt | | | | | | | .03 | .10 | .08 |
| Determinationskoeffizient R^2 | .10 | .13 | .09 | .69 | .49 | .28 | .78 | .56 | .32 |
| Korrigiertes R^2 | .09 | .12 | .09 | .68 | .49 | .27 | .77 | .55 | .31 |

Anmerkungen. $N = 569$ (Z-RK) / 404 (KL-S) / 508 (KL-W), * $p < .01$, ** $p < .001$. Signifikante Werte sind fett gedruckt. Die gesellschaftliche Einstellung wurde auf einem Kontinuum von progressiv bis konservativ erfasst, die wirtschaftliche Einstellung auf einer Dimension von sozial bis liberal. Höhere Werte stehen für eine konservativere bzw. liberalere Einstellung. ^a männlich* = 0, weiblich* = 1.

¹⁵ In den Modelle lag keine Autokorrelation der Residuen vor, wie die Durbon-Watson-Statistiken nahe dem Wert 2 zeigten: 1.91 / 2.03 / 1.88.

Durch jeden Schritt wurde in allen drei Modellen signifikant mehr Varianz aufgeklärt. Der Anteil der aufgeklärten Varianz wird durch den Determinationskoeffizienten R^2 bzw. dem korrigierten R^2 beschrieben, die in *Tabelle 2* aufgeführt sind. Diese lassen sich als prozentualer Anteil aufgeklärter Varianz der Zielvariablen interpretieren. In den Erläuterungen der Ergebnisse wird jeweils nur der korrigierte Wert genannt, da die Anzahl der Prädiktoren zwischen den Modellen unterschiedlich ist und der korrigierte Koeffizient deren Anzahl berücksichtigt.

9 % der Varianz in der *Zustimmung zu RK* konnte durch die soziodemografischen Merkmale erklärt werden ($F(3, 565) = 20.59, p < .001$). Durch die Hinzunahme der sozialen Identitäts-Variablen verbesserte sich die Vorhersage auf 68 % Varianzaufklärung ($F(7, 561) = 176.79, p < .001$). Das Gesamtmodell mit den affektiven Reaktionen erklärte schließlich 77 % ($F(9, 559) = 216.80, p < .001$).

Die Varianzaufklärung bei der *KL-Sympathie* war im ersten Schritt mit 12 % ($F(3, 400) = 19.22, p < .001$) höher als bei der Zustimmung zu RK und der KL-Wahlintention. Die sozialen Identitäts-Variablen steigerten R^2 auf 49 % ($F(7, 396) = 55.24, p < .001$). Das Gesamtmodell im dritten Schritt erklärte 6 % mehr Varianz als im zweiten Schritt, nämlich 55 % ($F(9, 394) = 56.42, p < .001$).

Bei der *KL-Wahlintention* war die Vorhersagegüte in allen drei Schritten geringer als bei den anderen beiden Kriterien, war jedoch immer signifikant von null verschieden. Soziodemografische Merkmale erklärten 9 % der Varianz ($F(3, 504) = 17.14, p < .001$). Die Integration der sozialen Identität verbesserte die Vorhersage auf 27 % ($F(7, 500) = 27.47, p < .001$). Durch die Hinzunahme der affektiven Reaktionen konnte das Gesamtmodell 31 % der Varianz aufklären ($F(9, 498) = 25.82, p < .001$).

Die *Hypothese 3* und *Hypothese 4* wurden somit durch die Ergebnisse der Regressionsanalysen bestätigt. Von den soziodemografischen Merkmalen konnte nur das Geschlecht jeweils einen signifikanten Beitrag zu Vorhersage der drei Kriterien leisten. Weibliche* Personen berichteten eher nicht-aktivistisches öffentliches Verhalten als männliche*. Bei dem Block zur sozialen Identität war die gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln, ein signifikanter positiver Prädiktor für alle drei Kriterien. Die Zustimmung zu RK wurde stärker durch die wirtschaftliche Einstellung ($\beta = -.43$) vorhergesagt als durch die gesellschaftliche Einstellung ($\beta = -.11$). Erstere war auch für

die KL-Sympathie ein signifikanter Prädiktor ($\beta = -.31$). In den drei Gesamtmodellen hatte jeweils negativer Affekt die größten Regressionsgewichte ($\beta = .53 / .46 / .33$). Positiver Affekt hingegen trug für alle drei Kriterien nicht signifikant zur Vorhersage bei.

3.3 Forschungsfragen zu den Parteisympathien und der Parteipräferenz

Die erste Forschungsfrage bezog sich auf den Zusammenhang zwischen den Sympathien für andere Parteien und den drei Kriterien für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten. In *Tabelle 3* sind die Korrelationen zwischen den Parteisympathien und der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention aufgeführt. Alle Korrelationen waren signifikant von null verschieden.

Tabelle 3

Deskriptive Statistiken und Korrelationen der Parteisympathien

| Sympathie für die | <i>M</i> | <i>SD</i> | Zustimmung zu RK | KL-Sympathie | KL-Wahlintention |
|-------------------|----------|-----------|------------------|--------------|------------------|
| FDP | 1.99 | 1.15 | -.57* | -.42* | -.23* |
| AfD | 1.24 | 0.78 | -.55* | -.40* | -.26* |
| CDU/CSU | 2.11 | 1.09 | -.40* | -.27* | -.20* |
| SPD | 2.60 | 1.03 | .16* | .28* | .13* |
| Linke | 2.67 | 1.23 | .45* | .55* | .34* |
| Grünen | 3.56 | 1.38 | .62* | .67* | .38* |

Anmerkungen. $N = 622$. * $p < .01$. Parteien sortiert nach Richtung und Höhe der Korrelationen.

Für alle drei Kriterien zeigten sich zwei klare Trends: Zum einen nahm die Höhe der Korrelationen von der Zustimmung zu RK über die KL-Sympathie bis zur KL-Wahlintention ab. Zum anderen bestand eine stetige Ordnung der Parteien über alle drei Kriterien hinweg. Hohe Sympathien mit der FDP gingen am stärksten mit einer Ablehnung von radikaler Klimapolitik, mit niedriger KL-Sympathie und mit einer geringen Wahrscheinlichkeit, die Klimaliste zu wählen, einher. Dieser Zusammenhang bestand auch mit den Sympathien für die AfD. Schwächer negativ korrelierten die Sympathien für CDU/CSU mit den drei Variablen. Je höher die Sympathien für die SPD, Die Linke bzw. Bündnis 90/Die Grünen, desto höher waren die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und die KL-Wahlintention. Bei den Sympathien für die SPD waren diese Zusammenhänge kleiner als bei denen für Die Linke. Die stärksten Zusammenhänge zeigten

sich zwischen der Sympathie für Bündnis 90/Die Grünen und der Zustimmung zu RK ($r = .62$) bzw. der KL-Sympathie ($r = .67$). Schwächer korrelierten die KL-Wahlintention und die Sympathie für Bündnis 90/Die Grünen ($r = .38$).

Als zweite Frage sollte untersucht werden, inwiefern sich die Gruppen von Personen unterschieden, die jeweils die gleiche Partei wählen würden. Diese Teilstichproben waren unterschiedlich groß ($n = 21$ bis 320). Die Mittelwerte und Standardabweichungen der jeweiligen Gruppen für die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und die KL-Wahlintention sind in Tabelle 4 zu finden.

Tabelle 4

Vergleich der verschiedenen Gruppen der Personen mit gleicher Parteipräferenz bezüglich der Zustimmung zu RK, KL-Sympathie und KL-Wahlintention

| Parteipräferenz | <i>n</i> | <i>n</i> % | Zustimmung zu RK | | KL-Sympathie | | KL-Wahlintention | |
|-----------------|----------|------------|------------------|-----------|--------------|-----------|------------------|-----------|
| | | | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> | <i>M</i> | <i>SD</i> |
| FDP | 44 | 7.1 | 2.83 | 0.18 | 1.78 | 0.18 | 1.57 | 0.16 |
| AfD | 21 | 3.4 | 1.62 | 0.23 | 1.06 | 0.06 | 1.00 | 0.00 |
| CDU/CSU | 37 | 5.9 | 3.18 | 0.20 | 2.13 | 0.21 | 1.59 | 0.18 |
| SPD | 37 | 5.9 | 4.03 | 0.14 | 2.90 | 0.26 | 1.89 | 0.18 |
| Die Linke | 57 | 9.2 | 4.40 | 0.12 | 3.32 | 0.18 | 2.14 | 0.15 |
| Grünen | 320 | 51.4 | 4.55 | 0.03 | 3.84 | 0.07 | 2.63 | 0.07 |
| Andere | 42 | 6.8 | 3.80 | 0.21 | 2.48 | 0.31 | 2.14 | 0.27 |
| Nicht wählen | 21 | 3.4 | 3.30 | 0.35 | 1.88 | 0.27 | 1.70 | 0.26 |
| Keine Angabe | 43 | 6.9 | | | | | | |
| Gesamt | 622 | 100 | 4.07 | 1.16 | 3.12 | 1.39 | 2.25 | 1.25 |

In *Abbildung 3* sind die Mittelwerte der verschiedenen Gruppen sowie der Gesamtstichprobe dargestellt. Personen, die bei der Sonntagsfrage angaben, die Grünen zu wählen, zeigten bei allen drei Kriterien die höchste Zustimmung. Personen, welche die AfD angaben, stimmten am wenigsten zu.

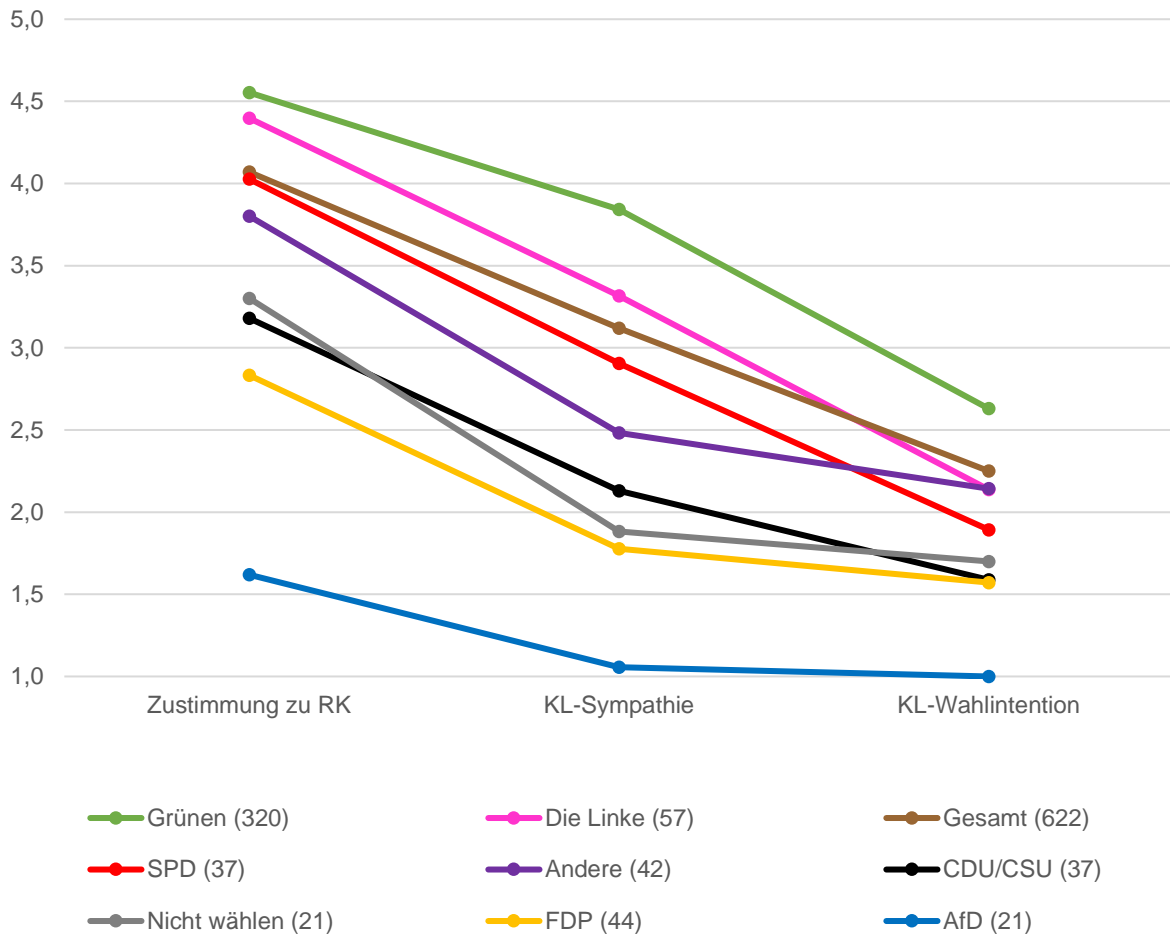


Abbildung 3. Vergleich der Mittelwerte der drei Kriterien für die verschiedenen Gruppen von Personen mit gleicher Parteipräferenz. Stichprobengröße (N bzw. n) in Klammern. 43 von 622 Personen gaben keine Parteipräferenz an. Parteien sortiert nach Höhe der Zustimmung.

4 Diskussion

Wer befürwortet also radikale Klimapolitik und würde mit hoher Wahrscheinlichkeit eine radikale Klimapartei wählen? Zur Klärung der Fragen wurde ein adaptiertes Soziales-Identitäts-Modell entwickelt und am Beispiel der Klimaliste untersucht. Soziale Identitäts-Variablen und affektive Reaktionen wurden neben soziodemografischen Merkmalen in dem Modell integriert. Es wurde geprüft, inwiefern die abgeleiteten Variablen mit der Zustimmung zu RK, der KL-Sympathie und der KL-Wahlintention korrelierten und diese in einer hierarchischen Regression vorhersagen konnten. Um die Frage, wer radikale Klimapolitik wählen würde, weiter zu beantworten, wurde explorativ analysiert, wie stark unterschiedliche Parteisympathien und Parteipräferenzen mit der Zustimmung zu RK und dem Befürworten der Klimaliste zusammenhängen.

Insgesamt ist die Zustimmung zu RK stärker ausgeprägt als die konkrete Sympathie für die Klimaliste. Ein deutlich geringerer Anteil der Befragten gibt eine hohe Wahrscheinlichkeit an, die Klimaliste zu wählen. Das Ergebnis lässt sich zum einen dadurch erklären, dass eine Positionierung zu der Klimaliste viel konkreter ist als eine generelle Zustimmung zu RK. Des Weiteren hat eine Wahlentscheidung deutlich stärkere Konsequenzen als ein abstraktes Befürworten. Andererseits sind die Befunde so auch konsistent mit der Literatur zum Minderheiteneinfluss, die darlegt, dass sich eine Einstellungsänderung weniger am spezifischen Gegenstand, also hier der Klimaliste, sondern eher bei damit verbundenen Einstellungen zeigt (Erb & Bohner, 2002) und dass Minderheiten häufig erst die Einstellungen, später erst das Verhalten der Mehrheit ändern (Bolderdijk & Jans, 2021; Jung et al., 2018; Zino et al., 2020). Dass umweltfreundliche Einstellungen nicht automatisch mit umweltschützendem Verhalten (z.B. entsprechendem Wählen) einhergehen, wurde als sogenannte Einstellungs-Verhaltens-Discrepanz vielfach gezeigt (Gifford, 2011; Gifford et al., 2018; Kollmuss & Agyeman, 2002; Lorenzoni et al., 2007). Die zitierten Autor*innen identifizierten verschiedene hemmende Faktoren dafür, dass sich klimafreundliche Einstellungen nicht in Handlungen auswirkten. Sie unterschieden dabei interne/psychologische und externe/strukturelle. Erstere beinhalten z.B. das Widerstreben, den eigenen Lebensstil zu ändern, sowie das Externalisieren von Verantwortlichkeit und Schuld (Lorenzoni et al., 2007). Die Wahlintention wird außerdem durch strategisches Abwägen beeinflusst, also davon, welche Wahlergebnisse als realistisch angesehen werden (Huber et al., 2009).

Wie in Hypothese 2 erwartet korrelieren die drei Skalen für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten positiv mit Umweltaktivismus und privatem Umweltverhalten. Personen, die sich nachhaltig verhalten, zeigen dies somit im Privaten als auch im Öffentlichen. Eine gegenseitige Beeinflussung im Sinne eines positiven „Spillover“-Effekts (z.B. Bergquist, 2020; Nilsson et al., 2017; Thøgersen & Noblet, 2012; Truelove et al., 2014) ist daher möglich. Eine Kausalrichtung kann jedoch durch die korrelativen Daten nicht nachgewiesen werden. Die Befunden deuten weder auf ein Muster von kompensatorischen Überzeugungen hin (Capstick et al., 2019), wie z.B. „Ich verhalte mich privat schädlich, also muss ich mich wenigstens für gesellschaftliche Änderung einsetzen“, noch auf ein Muster im Sinne von „Nachhaltiges Verhalten in einem Bereich ist genug“, was als *Moral Licensing* (Blanken et al., 2015; auch Nilsson et al., 2017) oder *Tokenism/Alibihandlung* bekannt ist (Gifford, 2011; Lacroix et al., 2019). Diese Konsistenz im Verhalten spricht für einen starken identitätsverbundenen Charakter (Whitmarsh & O’Neill, 2010). Das spiegelt sich auch in den Ergebnissen zu den sozialen Identitäts-Variablen wider (Hypothese 1 und 3).

Soziale Identität zeigte in den Analysen ihre Relevanz für die Erklärung von nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten. Die Hinzunahme der sozialen Identitäts-Variablen in die multiplen Regressionen bedeutete jeweils den stärksten Zuwachs an Varianzaufklärung für die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und KL-Wahlintention. Diese Befunde stützen die Behauptung von Fritsche et al. (2018): „Social identity may even provide a unique route to motivated pro-environmental action“ (S. 249). Auch McLoughlin et al. (2019) nannten Identität einen zentralen Baustein für öffentliches Engagement. Soziale Identitäten funktionieren als psychologische Plattform, auf welcher gruppenbasierte Wahrnehmungen, Emotionen und Handlungen passieren (van Zomeren et al., 2008). Da diese Identitäten nicht starr festgelegt, sondern dynamisch und flexibel sind (Fielding & Hornsey, 2016), können sie geformt und transformiert werden (van Zomeren et al., 2008). Die verschiedenen untersuchten Aspekte der sozialen Identität werden in den nächsten Abschnitten diskutiert. Auf die politische Orientierung wird am Ende des Abschnitts im Zusammenhang mit den Parteipräferenzen und Parteisymphathien eingegangen.

Nicht oder nur schwierig änderbar sind soziodemografische Merkmale, die einen Teil der sozialen Identität bilden. Je höher das Alter bzw. das Einkommen, desto geringer

sind die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und die KL-Wahlintention. Ein Geschlechterunterschied zeigt sich zwischen männlichen* und weiblichen* Personen. Frauen* zeigten bei allen drei Variablen tendenziell höhere Werte. Diese Befunde decken sich mit anderen Studien (z.B. Brügger et al., 2020; Dunlap & McCright, 2008b; Gellrich, 2021; McCright & Dunlap, 2008; Poortinga et al., 2012). Von den soziodemografischen Variablen war nur das Geschlecht ein signifikanter Prädiktor in den Regressionsmodellen. Dies könnte dem geschuldet sein, dass Alter und Einkommen hoch miteinander korrelieren ($r = .58$) und die Männer* in der Stichprobe sowohl älter als auch wohlhabender waren als die Frauen*.

Die soziale Identität zu formen, ist beispielsweise möglich, indem eine Umweltidentität herausgebildet wird (Domalewska, 2021; Stapleton, 2015; Williams & Chawla, 2016). In der Literatur finden sich starke empirische Belege zur Bedeutung der Umweltidentität für klimafreundliches Verhalten (Brick & Lai, 2018; Meis-Harris & Kashima, 2020; van der Werff et al., 2013; Whitmarsh & O'Neill, 2010). Die Umweltidentität korreliert moderat mit nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten, sagt dieses aber in keinem Modell signifikant vorher. Das ist eventuell in der hohen Korrelation der Umweltidentität mit der gefühlten Verpflichtung, sich umweltfreundlich zu verhalten, begründet, welche möglicherweise gemeinsame Varianz aufklärt.

Bei allen drei abhängigen Variablen ist hingegen diese gefühlte Verpflichtung, sich umweltfreundlich zu verhalten, ein sehr starker bzw. der stärkste Prädiktor in den Modellen mit den sozialen Identitäts-Variablen ohne die affektiven Reaktionen. Dies belegt den Mehrwert der Integration dieser Variable aus der *Value-Belief-Norm-Theorie* (Stern et al., 1999) in das adaptierte Soziale-Identitäts-Modell. Dadurch, dass man sich selbst in der Pflicht fühlt, zu handeln, überwindet man sowohl die psychologische Distanz (Spence et al., 2012) als auch das Externalisieren, das eine typische Barriere für Klimaengagement darstellt (Lorenzoni et al., 2007). Diese Argumentationslinie „Nicht wir/nicht ich [müssen handeln]“ ist weit verbreitet (Lamb et al., 2020). Moralische Ansätze, die das Verpflichtungsgefühl erhöhen, können eine Brücke und Interventionspunkt sein, die zu mehr Umweltverhalten motivieren (Pearson et al., 2021; Stern, 2000). An der Selbstwahrnehmung und inneren Weltsicht anzusetzen, erscheint einflussreicher und effizienter, als die äußere Verhaltensebene zu beeinflussen, da ersteres eine Kaskade von Änderungen auslösen kann (Birney, 2020; Newell et al., 2021).

Vor diesem Hintergrund überraschen die Nullkorrelationen der kollektiven Wirksamkeitserwartungen. Die Bedeutung dieser für umweltfreundliches Handeln wurde in der Literatur vielfach betont und nachgewiesen (z.B. Chen, 2015; Fritsche et al., 2018; Hamann & Reese, 2020; Jugert et al., 2016; Reese & Junge, 2017; van Zomeren et al., 2008). In einer Studie mit „alarmierten“ US-Amerikaner*innen (Doherty & Webler, 2016), die aufgrund ihres hohen Umweltbewusstseins mit der untersuchten Stichprobe vergleichbar ist, wurden jedoch auch keine signifikanten Korrelationen zwischen den kollektiven Wirksamkeitserwartungen und öffentlichem Umweltverhalten gefunden. Bei Doherty und Webler (2016) waren hingegen die sozialen Normen, die Selbstwirksamkeitserwartungen und die Wirksamkeitserwartungen bezüglich der Wirkung des Verhaltens signifikante Prädiktoren. Diese wurde in der vorliegenden Studie nicht erfasst, was aber für zukünftige Forschung sinnvoll wäre. Die gefundenen Nullkorrelationen können ein Hinweis sein, dass die Überzeugung, dass das *bestimmte* kollektive Verhalten zum Ziel führt, entscheidender für Engagement ist als die Überzeugung, dass man als Gruppe *fähig* ist, ein Ziel irgendwie zu erreichen (Doherty & Webler, 2016; Jugert et al., 2016).

Die Merkmale der sozialen Identität hingen in der vorliegenden Studie stark mit den *affektiven Reaktionen* zusammen. Dies ist konsistent mit Chapman et al. (2017), nach denen die emotionale Erfahrungen eng mit den kognitiven Bewertungen der Umwelt, des Selbst und den Urteilen über andere Personen verbunden sind. Die persönliche affektive Reaktion kann als einfacher, aber sehr salienter Indikator fungieren, in welcher Situation man sich befindet und ob eine Handlung notwendig ist (Schwarz et al., 1991). Auch wenn keine kausale Evidenz für eine Wirkrichtung besteht, ist eine solche verhaltensleitende Funktion der emotionalen Erfahrung mit den gefundenen Daten vereinbar, da die affektiven Reaktionen und nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten stark korrelieren.

Das Postulat, dass die emotionale Erfahrung von einem komplexen Konzept wie dem Klimawandel eine Kombination rudimentärer Gefühlszustände darstellt (Chapman et al., 2017), bestätigt sich in den hohen Interkorrelationen der negativen affektiven Reaktionen (siehe auch N. Smith & Leiserowitz, 2014). Diese wurden daher zu dem negativen Affekt zusammengefasst. Jener korreliert hoch mit der gefühlten Verpflichtung, sich umweltfreundlich zu verhalten ($r = .74$). Positiver Affekt hingegen korreliert am

stärksten mit den kollektiven Wirksamkeitserwartungen ($r = .60$). Auch wenn in der Literatur die Bedeutung von positivem Affekt für sozialen Wandel häufig betont wurde (z.B. zu Hoffnung; Courville & Piper, 2004; Myers et al., 2012; Stern, 2012), war nur der negative Affekt ein signifikanter Prädiktor für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten und hatte stärkere Korrelationen mit den anderen Variablen als der positive Affekt. Die Literatur liefert zwei mögliche Erklärungen, warum positiver Affekt nicht signifikant zur Vorhersage des nicht-aktivistischen öffentlichen Umweltverhaltens beiträgt. Zum einen bewirkt emotionsfokussiertes Coping durch positive affektive Reaktionen wie Hoffnung, dass sich die Personen besser fühlen, aber verändert nicht das Verhalten (van Zomeren et al., 2019). Zum anderen können negative affektive Reaktionen eine stärkere bzw. systematischere Informationsverarbeitung auslösen als positive, da dies adaptiv für den Umgang mit negativen Situationen ist (Finucane, 2008; Meijnders et al., 2001; Schwarz et al., 1991).

Nicht nur die affektiven Reaktionen, sondern auch die *politische Orientierung* beeinflussen die Verarbeitung von Informationen über die Klimakrise und öffentliches Umweltverhalten (L. Feldman & Hart, 2016). Das war auch der Befund in der vorliegenden Studie. Die hier untersuchten gesellschaftliche und wirtschaftliche Einstellung als zwei Dimensionen der politischen Orientierung korrelieren hoch mit der Zustimmung zu RK und der KL-Sympathie sowie moderat mit der KL-Wahlintention. Eine progressivere gesellschaftliche bzw. eine sozialere wirtschaftliche Einstellung gingen dabei mit einer höheren Zustimmung zu RK, höherer KL-Sympathie und KL-Wahlintention einher. Die gesellschaftliche und die wirtschaftliche Einstellung waren signifikante Prädiktoren für die Zustimmung zu RK. Zweitens konnte in den untersuchten Modellen auch die KL-Sympathie vorhersagen. Dieser Befund legt nahe, dass die wirtschaftliche Einstellung, also wie sozial oder liberal eine Person ist, entscheidender für das Befürworten radikaler Klimapolitik ist, als wie progressiv oder konservativ sie ist.

Meurer et al. (2015) ordneten deutsche Parteien bezüglich der gesellschaftlichen und wirtschaftlichen Einstellung in dieses zweidimensionale Spektrum ein. Ihre fast lineare Anordnung – eine Reihe von FDP, AfD, CDU/CSU, SPD über Bündnis 90/Die Grünen bis zu der Linken - spiegelt sich in den explorativen Befunden zu den *Parteisymphathien* wider. Als Ausnahme (da höher als Die Linke) stechen dabei die Sympathien und die Präferenz für Bündnis 90/Die Grünen heraus, die mit der höchsten Zustimmung zu RK,

der höchsten KL-Sympathie und der wahrscheinlichsten KL-Wahlintention verbunden sind. Es ist naheliegend und intuitiv, dass Grünen-Sympathisant*innen stärkere klimapolitische Maßnahmen befürworten. Nicht gezeigt wurde hier ein möglicher und ebenso plausibler Kontrast- oder Konkurrenzeffekt, dass Personen, die den Bündnis 90/Den Grünen nahestehen, besonders kritisch auf die Klimaliste reagieren würden (Curini, 2011; siehe zum Vorteil einer programmatischen Distanz zu anderen Parteien C. Martin & Plümper, 2004). Stattdessen zeigen sie die höchsten Zustimmungswerte. Dies deckt sich mit öffentlichen Stimmen von Grünen-Sympathisant*innen. In einem offenen Brief (Klimaliste Berlin, 2021b) sprachen sich ehemaligen Grünen-Mitglieder und Wähler*innen für die Wahl der Klimaliste aus. Sie machten aber gleichzeitig deutlich, dass es kein Gegeneinander der Parteien sei, sondern schrieben: „Die Klimalisten treten nicht gegen die Grünen an, sondern um die Klimabewegung in die Parlamente zu bringen, die sich nicht von den Grünen repräsentiert fühlt“ - „Seht [die Klimaliste] als Chance, eine noch viel breitere Wähler:innenschaft als bisher für ökologische Themen zu mobilisieren“ (Klimaliste Berlin, 2021b). Inwiefern die Klimaliste dies aktuell schon erreicht, ist angesichts der vorliegenden Ergebnisse fraglich, da vor allem potenzielle Grünen-Wähler*innen die Klimaliste befürworten. Für eine breite Mobilisierung für den Klimaschutz ist eine Analyse von sozialen Identitäten wie in der durchgeführten Studie sinnvoll, damit relevante Einflussfaktoren und Gruppen identifiziert werden können, um schließlich eine breite gesellschaftliche Allianz für radikale Klimapolitik zu erreichen (Bamberg, 2018).

4.1 Stärken und Limitationen

Die Ergebnisse liefern wichtiges Wissen zur Erklärung von nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten, zu dem bislang noch wenig geforscht wurde (Becker et al., 2021; Doherty & Webler, 2016; Schulte et al., 2020; Wullenkord & Hamann, 2021). Dieses ist in einer gesellschaftlichen und politischen Transformation noch stärker entscheidend als privates Umweltverhalten. Eine Stärke war die Einbettung in das gut begründete theoretische *SIMPEA*-Modell (Fritsche et al., 2018). Dieses wurde konkretisiert (siehe *Abbildung 1*), indem relevante Variablen identifiziert wurden, die individuelle und soziale Prozesse verbinden (Schulte et al., 2020). Die darin postulierten Zusammenhänge wurden empirisch überprüft. Die Gestaltung dieser Feldstudie, in der Original-Material aus der Öffentlichkeitsarbeit der Klimaliste verwendet wurde,

garantiert eine hohe ökologische Validität. Positiv hervorzuheben ist des Weiteren, dass das Potenzial holistischer Ansätze, die Kognitionen und Affekte verbinden, empirisch belegt wird (Stanzus et al., 2017), da die Hinzunahme der affektiven Reaktionen die Vorhersagegüte verbessert. Die Reflektion affektiver Prozesse, die Engagement beeinflussen, wird ansonsten bei rein kognitiven Ansätzen vernachlässigt (Stanzus et al., 2017). Außerdem wurden als abhängige Variablen nicht nur Einstellungen (kognitiv) vorhergesagt, sondern auch eine Verhaltensintention, die als unmittelbare Determinante von Verhalten gesehen wird (Ajzen & Fishbein, 2002; Fishbein & Ajzen, 1975). Darüber hinaus zeichnete die Fragestellung aus, dass gemäß der Forderung von Fritsche et al. (2018) kollektive Faktoren als Determinanten für umweltschützendes Verhalten betrachtet wurden.

Neben diesen Stärken weist die Studie einige - vor allem methodische - Limitationen auf. Die Stichprobe ist nicht repräsentativ zusammengesetzt. Zum einen kamen über 40 % der Antworten aus NRW, zum anderen waren die Befragten sehr nachhaltig orientiert und „grün“, da die Mehrheit die Partei Bündnis 90/Die Grünen favorisiert. Durch das querschnittliche Design sind keine kausalen Schlüsse möglich. Kausalbeziehungen sind durch die korrelative Evidenz jedoch nicht ausgeschlossen (Grosz et al., 2020). Wahrscheinlich existieren auch viele bidirektionale Beziehungen¹⁶. Alle Variablen wurden durch Selbstberichte erhoben, die aber nicht durch objektive Maße validiert wurden. So konnten die Befragten beispielsweise unterschiedlich auslegen, ab wann sie ein Verhalten als „sehr häufig“ bezeichnen (Lange & Dewitte, 2019; auch Boynton & Greenhalgh, 2004; E. Martin, 2006) oder sich besonders positiv darstellen. Beim Erfassen von Umweltverhalten wurden jedoch nur kleine Effekte von sozial erwünschtem Antworten gefunden (Milfont, 2009). Daher wird in dieser Erhebung auch nicht von einer starken Verzerrung ausgegangen. Dennoch nehmen die meisten Personen sich selbst tendenziell als überdurchschnittlich umweltfreundlich wahr (Better-than-Average Effect; Bergquist, 2020). Außerdem sind die Skalen mit Ausnahme von dem

¹⁶ Diese werden zwischen anderen ähnlichen Variablen angenommen z.B. zwischen der politischen Orientierung und den Überzeugungen vom Klimawandel, bei denen aber der Einfluss der Orientierung auf die Einstellungen stärker angenommen wird als umgekehrt (Fielding & Hornsey, 2016), sowie zwischen gruppenbasierten affektiven Reaktionen und der Identifikation mit bestimmten Gruppen (Włodarczyk et al., 2017). Eine soziale Identität, die zu Handeln und dem Bewirken positiver Veränderung führt, verstärkt wiederum die Identifikation (Fielding & Hornsey, 2016).

SEU-3 für privates Umweltverhalten nicht validiert, sondern ad hoc Maße, die für die jeweiligen Forschungsprojekte entwickelt wurde (Dono et al., 2010). Deren psychometrische Qualität ist dadurch nicht abgesichert (Dono et al., 2010). Darüber hinaus ist die Spezifität der Maße unterschiedlich, z.B. wurden die affektiven Reaktionen auf die Klimakrise relativ unspezifisch erhoben, während die abhängigen Variablen KL-Sympathie und KL-Wahlintention sehr spezifisch waren. Ajzen und Fishbein (1977) betonten, dass enge Beziehungen vor allem bei hoher Korrespondenz der Spezifität gefunden werden. Bezüglich der abhängigen Variable der Wahlintention ist außerdem zu kritisieren, dass diese nur eine Absicht, nicht wirkliches Verhalten misst. Zwischen Absicht und Verhalten kann jedoch eine Diskrepanz, die sogenannte „intention-behavior gap“, bestehen (Webb & Sheeran, 2006).

4.2 Implikationen für weitere Forschung

Die vorliegende Studie stellt eine erste Exploration des entwickelten Modells dar. Die Adaption und Konkretisierung des *SIMPEA*-Modells und dessen Verknüpfung mit der *Value-Belief-Norm-Theorie* dient der Stimulation der Theorieentwicklung und -integration. So wird ein Beitrag zur kumulativen Wissenschaft über Umweltverhalten (Lange & Dewitte, 2019) - besonders zu nicht-aktivistischem öffentlichem Verhalten - geleistet. Darüber hinaus sollte das vorgeschlagene Modell beispielsweise mithilfe von Strukturmodellen vollständig getestet werden. Mögliche Moderatoren und Mediationseffekte sollten untersucht werden. Beispielsweise könnte positiver Affekt den Zusammenhang zwischen den kollektiven Wirksamkeitserwartungen und nicht-aktivistischem öffentlichem Handeln medieren, wie von Landmann und Rohmann (2020b) konzeptualisiert. Um den oben genannten methodischen Limitationen zu begegnen, sollten längsschnittliche Erhebungen (z.B. Prati et al., 2017) durchgeführt werden, die kausale Schlüsse ermöglichen (Grosz et al., 2020). In natürlichen Kontexten oder Laborsettings sollte tatsächliches nicht-aktivistisches öffentliches Verhalten, nicht nur eine Verhaltensintention, beobachtet werden (Lange & Dewitte, 2019). Praktisch hilfreich wäre es, eine Typologie verschiedener sozialer Identitäten aufzustellen und zu validieren, um zielgruppengerecht öffentliches Engagement zu fördern (Hefner, 2013; siehe z.B. Gagné & Krause, 2021; Kuthe et al., 2019).

Inhaltlich sollte der Einfluss der sozialen Identität auf das persönliche Umfeld nicht vernachlässigt werden. Beispielsweise besteht bei Individuen mit hoher Umweltidentität auch die Gefahr, dass sie andere demotivieren können, ihnen nachzufolgen (Kurz et al., 2020). Mehr Forschung zu der Wirkung von Kampagnen von Klimagruppen und zu der Berichterstattung über neue Akteure ist notwendig (siehe Gellrich, 2016). So könnten auch weitere Antworten auf die Frage gefunden werden, wie man Klimapolitik am besten kommuniziert, um Personen mit unterschiedlichen (partei)politischen Einstellungen anzusprechen (Fielding & Hornsey, 2016; siehe Abschnitt 4.3). Verschiedene Wissenschaften wie die Soziologie, Politik-, Umwelt- und Kommunikationswissenschaften sollten zusammenwirken und eine „transdisziplinäre Debatte über realistische gesellschaftliche Transformationsstrategien“ (Bamberg, 2018, S. 156) führen.

4.3 Praktische Implikationen

Das Zusammenspiel von individuellen und sozialen Bedingungen zu verstehen, die öffentliche politische Unterstützung fördern, ist nicht nur ein theoretisches Anliegen, sondern hat bedeutende praktische Konsequenzen (van Zomeren et al., 2008). Wenn die Umweltpsychologie die politische Debatte nicht scheuen würde – wie aktuell kritisiert –, kann sie wichtige anwendungsbezogene Beiträge zu Transformationsprozessen liefern (Bamberg, 2018; Newell et al., 2021). Der Einfluss von *sozialer Identität*, deren Relevanz auch in der durchgeführten Studie gezeigt wurde, kann als „psychological vehicles for social change or the resistance to change“ (Rosenmann et al., 2016, S. 204) praktisch genutzt werden (Fielding & Hornsey, 2016). Dabei sollte jedoch nicht vorschnell ohne entsprechende Evidenz von kausalen Zusammenhängen ausgegangen werden (Grosz et al., 2020).

Folgende Implikationen für klimapolitische Akteure lassen sich aus den vorliegenden Befunden zu sozialer Identität ableiten. Erstens sollte wegen der replizierten Geschlechtereffekte darauf geachtet werden, besonders auch Männer* gezielt anzusprechen, um sie zu privatem und nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten zu motivieren. Mit Ausnahmen von dem positiven Affekt und dem Umweltaktivismus gab es bei allen Variablen Geschlechtereffekte. Hier könnte ein Abbau von Stereotypen, z.B. die Loslösung von Umweltschutz als „feminines“ Verhalten, angestrebt werden (Brough et al., 2016). Zweitens könnte die gefühlte Verpflichtung, sich umweltfreundlich zu verhalten, ein Ansatz für Interventionen sein. Sie war in den Modellen der

stärkste Prädiktor der sozialen Identitäts-Variablen für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten. Dieses Verpflichtungsgefühl könnte erhöht werden, um Engagement zu fördern. Dafür müssten jedoch noch experimentelle Evidenz von Interventionsstudien eine Kausalbeziehung belegen. Drittens legen die Ergebnisse der Studie nahe, die Personen anzusprechen, die grün wählen oder progressive und soziale Einstellungen haben. Sie können leichter zur aktiven Unterstützung radikaler klimapolitischer Positionen motiviert werden, da sie tendenziell schon Sympathien für eine solche Politik haben. Des Weiteren könnte versucht werden, bei konservativen und liberalen Personen, die in der Studie eine relativ niedrige Zustimmung zu RK und der Klimaliste zeigen, Einstellungsänderungen zu bewirken (z.B. Day et al., 2014). Diese könnten alternativ von radikaler Klimapolitik überzeugt werden mit Kommunikationsansätzen, welche ihre Werte und Ideologien ansprechen. Konservative befürworteten Klimaschutz wahrscheinlicher, wenn dies als patriotisch dargestellt wurde oder als Möglichkeit, den eigenen Lebensstil zu bewahren (Feygina et al., 2010; Wolsko et al., 2016). Ein Experiment von Bain, Hornsey, Bongiorno und Jeffries (2012) zeigte, dass Klimaskeptiker*innen stärker zu nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten motiviert wurden, wenn die nicht-klimabezogenen gesellschaftlichen Verbesserungen durch Klimaschutz betont wurden als wenn das Abwenden der Gefahren der Klimakrise im Fokus stand. Diese Verbesserungen motivieren über ideologische Gräben hinweg für Klimaschutz (Bain et al., 2016), was angesichts der gefundenen Effekte der politischen Orientierung auf die Zustimmung zu RK wichtig ist. Darüber hinaus bewährten sich das Nennen gesundheitlicher Vorteile als Ansatz, um Personen verschiedenster Einstellungen hinter den Anliegen des Klimaschutzes und der Klimaanpassung zu vereinen (Myers et al., 2012).

Dabei zeigten sich vor allem affektive Prozesse statt wissensbasierter, kognitiver Ansätze als hilfreich (Bain et al., 2012; Stern, 2012). *Affektive Reaktionen* werden als die bislang fehlende Verknüpfung für wirksame Klimakommunikation bezeichnet, die ein stärkeres Bewusstsein und Motivation auslösen kann (Roeser, 2012). Die Integration dieser in die Regressionsmodelle verbesserte die Varianzaufklärung jeweils signifikant (Hypothese 4). Die „power of emotions for transforming beliefs into actual action“ (Włodarczyk et al., 2017, S. 202) sollte auch in der Praxis genutzt werden (auch Landmann & Rohmann, 2020a). Es ist jedoch wichtig, affektive Reaktionen nicht als einfachen Hebel zu benutzen bzw. wie auf Knopfdruck forcieren zu wollen (Chapman et al.,

2017), also z.B. gezielt Angst oder Schuldgefühle auszulösen. Emotionen sollten laut Chapman et al. (2017) in eine breite, authentische Kommunikationsstrategie eingebunden werden. Die Autor*innen plädieren für ein nuanciertes, evidenzbasiertes Verständnis, wie vielfältig und teilweise kontraintuitiv affektive Reaktionen, Kommunikation und Umweltverhalten verwoben sind. Auch wenn Angst in der vorliegenden Studie hoch mit nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten korreliert, ist besonders bei Angstappellen Vorsicht geboten, da Angst auch zu verringertem Engagement, zu Apathie oder Distanzierung führen kann (Chapman et al., 2017; O'Neill & Nicholson-Cole, 2009; Stern, 2012; Uhl et al., 2018). Ihre Wirkung ist stark vom Ausmaß und Kontext abhängig (Jonas et al., 2014).¹⁷ Smith und Leiserowitz (2014) halten daher sorgfältig dosierte Appelle an die Sorge um die Umwelt anstelle von angstinduzierenden Botschaften für eine geeignetere Strategie, um langfristig zu motivieren.

In der vorliegenden Studie wurden Ältere, Personen mit höherem Einkommen, Männer*, Liberale und Konservative sowie AfD- und FDP-Sympathisant*innen als Zielgruppen identifiziert, die mit geringerer Wahrscheinlichkeit radikale Klimapolitik wählen würden. Wie sollte man mit ihnen über die Klimakrise und notwendige politische Änderungen sprechen, um sie für nicht-aktivistisches öffentliches Umweltverhalten zu motivieren? Da dies nicht im Rahmen der Studie untersucht wurde, wird im Folgenden auf bewährte empirisch abgeleitete Hinweise verwiesen.

Bei der Kommunikation von Wissenschaft zur Klimakrise ist es wichtig, nicht nur Fakten zu nennen, sondern unter anderem gesellschaftliche Werte und persönliche Erfahrungen anzusprechen (Irwin & Wynne, 2003; Lorenzoni et al., 2007; Sturgis & Allum, 2004). „[I]t is not enough to know about climate change in order to be engaged; they also need care about it, be motivated and able to take action“ (Lorenzoni et al., 2007, S. 446). Loy und Spence (2020) gaben zwei grundsätzliche Empfehlungen für die Klimakommunikation, um die psychologische Distanz zur Klimakrise zu überwinden: Zum einen die Nähe des Klimawandels betonen, andererseits globale Verbundenheit salient machen (Loy & Spence, 2020), die so als eine größere, integrierende soziale Identität wirkt (Fielding & Hornsey, 2016).

¹⁷ Zum Weiterlesen finden sich verständlich formulierte evidenzbasierte Erläuterungen zu den Effekten von Angst im Handbuch Klimakommunikation im Kapitel 15 „Meide Katastrophismus“ (Schrader, 2021).

Van der Linden und Kolleg*innen (2015) appellieren darüber hinaus konkret an die Politik. Ihre „Best Practice“ Empfehlungen, die sie aus psychologischen Grundsätzen ableiten, gelten somit auch für die Klimaliste. Erstens sollte die Klimakrise als gegenwärtiges, lokales und persönliches Risiko kommuniziert werden. Dies kann die gefühlte Verpflichtung erhöhen, deren Bedeutung in der vorliegenden Studie gezeigt wurde. Zweitens fordern sie, nicht nur mit Statistiken zu argumentieren, sondern mit Metaphern, persönlichen Geschichten und Narrativen die Auswirkungen der Klimakrise affektiv erlebbar zu machen, also u.a. auch Angst, Ärger, Schuld und Hoffnung zu empfinden. Drittens sollte die soziale Identität als Ansatz verwendet werden, indem man umweltförderliche Gruppennormen betont. Außerdem wird empfohlen, Botschafter*innen aus der jeweiligen sozialen Gruppe für den Umweltschutz zu gewinnen, um von ihrem Einfluss als Multiplikator*innen Gebrauch zu machen (Fielding & Hornsey, 2016). Dies könnten z.B. wichtige konservative und liberale Stimmen oder bekannte männliche* Vorbilder sein.

Mit solchen Strategien kann soziale Identität zur Förderung von umweltfreundlichen Einstellungen und Verhalten genutzt werden (Fielding & Hornsey, 2016). Da wenig involvierte und emotional distanzierte Personen am wenigsten Bereitschaft für Umweltverhalten zeigen, fordern Poortinga et al. (2012) darüber hinaus dazu auf, Individuen, Gruppen und Gemeinschaften in politische Prozesse einzubinden, um die öffentliche Unterstützung für Klimaschutzmaßnahmen zu erhöhen. So werden eventuell auch kollektive Wirksamkeitserwartungen und die gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln, gesteigert.

4.4 Fazit

Für eine radikale Klimapolitik würden tendenziell eher Jüngere als Ältere, eher Frauen* als Männer* und eher Personen mit geringerem als höherem Einkommen stimmen. Je sozialer die wirtschaftliche Einstellung bzw. je progressiver die gesellschaftliche Einstellung, desto höher ist die grundsätzliche Unterstützung für eine solche Politik. Soziale Identität, vor allem das (weibliche) Geschlecht, die gefühlte Verpflichtung, umweltfreundlich zu handeln, und die politische Orientierung, konnte die Zustimmung zu RK, die KL-Sympathie und die KL-Wahlintention erklären und vorhersagen. Darüber hinaus wurde gezeigt, wie diese drei Variablen eng mit (besonders negativen) affektiven Reaktionen auf die Klimakrise zusammenhängen. Stärkere Angst, stärkerer Ärger und

stärkere Schuld in Bezug auf die Klimakrise gingen mit mehr nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten einher. Von allen Wähler*innengruppen standen Grünen- und Linken-Sympathisant*innen radikaler Klimapolitik und der Partei Klimaliste am positivsten gegenüber, FDP- und AfD-Befürworter*innen am negativsten. Wirksame Klimakommunikation ist daher wichtig, um verschiedene Personengruppen anzusprechen und für den Klimaschutz zu motivieren. Schließlich ist eine breite gesellschaftliche Unterstützung für radikale Klimapolitik, die sich auch im Wahlverhalten zeigt, nötig für einen sozial-ökologischen Wandel, denn wie Stern (2012) sagte: „After all, these are choices about everyone’s future” (S. 573).

Literaturverzeichnis

- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1977). Attitude-behavior relations: A theoretical analysis and review of empirical research. *Psychological Bulletin*, *84*(5), 888–918. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.84.5.888>
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (2002). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Prentice-Hall.
- Arzt, I. (2019). *Fridays for Gemeinderäte. Klimaprotestler drängen in die Politik* [Taz]. <https://taz.de/Klimaprotestler-draengen-in-die-Politik!/5620110/>
- Bain, P. G., Hornsey, M. J., Bongiorno, R., & Jeffries, C. (2012). Promoting pro-environmental action in climate change deniers. *Nature Climate Change*, *2*(8), 600–603. <https://doi.org/10.1038/nclimate1532>
- Bain, P. G., Milfont, T. L., Kashima, Y., Bilewicz, M., Doron, G., Garðarsdóttir, R. B., Gouveia, V. V., Guan, Y., Johansson, L.-O., Pasquali, C., Corral-Verdugo, V., Aragonés, J. I., Utsugi, A., Demarque, C., Otto, S., Park, J., Soland, M., Steg, L., González, R., ... Saviolidis, N. M. (2016). Co-benefits of addressing climate change can motivate action around the world. *Nature Climate Change*, *6*(2), 154–157. <https://doi.org/10.1038/nclimate2814>
- Bamberg, S. (2018). Vom inaktiven Sympathisanten zum Aktivisten – Gruppen- und Identitätsbildungsprozesse als Fokus umweltpsychologischer Forschung. *Umweltpsychologie*, *22*(1), 150–159.
- Bamberg, S., Rees, J., & Seebauer, S. (2015). Collective climate action: Determinants of participation intention in community-based pro-environmental initiatives. *Journal of Environmental Psychology*, *43*, 155–165. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.06.006>

- Becker, S., Bögel, P., & Upham, P. (2021). The role of social identity in institutional work for sociotechnical transitions: The case of transport infrastructure in Berlin. *Technological Forecasting and Social Change*, 162, 120385. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2020.120385>
- Bedford-Strohm, L. (2021). *Politik statt Protest: Klimaaktivisten als Volksvertreter* [Bayrische Rundfunk]. <https://www.br.de/nachrichten/bayern/politik-statt-protest-klimaaktivisten-als-volksvertreter>
- Bergquist, M. (2020). Most People Think They Are More Pro-Environmental than Others: A Demonstration of the Better-than-Average Effect in Perceived Pro-Environmental Behavioral Engagement. *Basic and Applied Social Psychology*, 42(1), 50–61. <https://doi.org/10.1080/01973533.2019.1689364>
- Bieling, H.-J., & Eggersdorfer, H. (2020). Fridays for Future: Eine soziale Bewegung als Auftakt einer neuen politischen Konjunktur? *Politikum*, 6(2), 14–22.
- Birney, A. (2020). *Unlocking potential for deep social transformations towards sustainable lifestyle* [Boundless Roots]. <https://medium.com/boundless-roots/unlocking-potential-for-deep-social-transformations-towards-sustainable-lifestyles-5f8812c01d04>
- Blanken, I., van de Ven, N., & Zeelenberg, M. (2015). A Meta-Analytic Review of Moral Licensing. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 41(4), 540–558. <https://doi.org/10.1177/0146167215572134>
- Bliuc, A.-M., McGarty, C., Reynolds, K., & Muntele, D. (2007). Opinion-based group membership as a predictor of commitment to political action. *European Journal of Social Psychology*, 37(1), 19–32. <https://doi.org/10.1002/ejsp.334>

- Böhm, G. (2003). Emotional reactions to environmental risks: Consequentialist versus ethical evaluation. *Journal of Environmental Psychology, 23*(2), 199–212. [https://doi.org/10.1016/S0272-4944\(02\)00114-7](https://doi.org/10.1016/S0272-4944(02)00114-7)
- Bolderdijk, J. W., & Jans, L. (2021). Minority influence in climate change mitigation. *Current Opinion in Psychology, 42*, 25–30. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.02.005>
- Boynton, P. M., & Greenhalgh, T. (2004). Selecting, designing, and developing your questionnaire. *BMJ, 328*, 1312–1315. <https://doi.org/10.1136/bmj.328.7451.1312>
- Brick, C., & Lai, C. K. (2018). Explicit (but not implicit) environmentalist identity predicts pro-environmental behavior and policy preferences. *Journal of Environmental Psychology, 58*(4), 8–17. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2018.07.003>
- Brieger, S. A. (2018). Social Identity and Environmental Concern: The Importance of Contextual Effects. *Environment and Behavior, 51*(7), 828–855. <https://doi.org/10.1177/0013916518756988>
- Brough, A. R., Wilkie, J. E. B., Ma, J., Isaac, M. S., & Gal, D. (2016). Is Eco-Friendly Unmanly? The Green-Feminine Stereotype and Its Effect on Sustainable Consumption. *Journal of Consumer Research, 43*(4), 567–582. <https://doi.org/10.1093/jcr/ucw044>
- Brügger, A., Gubler, M., Steentjes, K., & Capstick, S. B. (2020). Social Identity and Risk Perception Explain Participation in the Swiss Youth Climate Strikes. *Sustainability, 12*(24), 10605. <https://doi.org/10.3390/su122410605>
- Butera, F., Falomir-Pichastor, J. M., Mugny, G., & Quiamzade, A. (2016). Minority Influence. In S. G. Harkins, K. D. Williams, & J. Burger (Hrsg.), *The Oxford*

Handbook of Social Influence (Bd. 1, S. 317–337). Oxford University Press.

<https://doi.org/10.1093/oxfordhb/9780199859870.013.11>

BVerfG (2021). *Verfassungsbeschwerden gegen das Klimaschutzgesetz teilweise erfolgreich* [Pressemitteilung Nr. 31/2021 vom 29. April 2021, Beschluss vom 24. März 2021, Bundesverfassungsgericht (BVerfG)]. <https://www.bundesverfassungsgericht.de/SharedDocs/Pressemitteilungen/DE/2021/bvg21-031.html>

Capstick, S., Whitmarsh, L., Nash, N., Haggard, P., & Lord, J. (2019). Compensatory and Catalyzing Beliefs: Their Relationship to Pro-environmental Behavior and Behavioral Spillover in Seven Countries. *Frontiers in Psychology, 10*, 963. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.00963>

Chapman, D. A., Lickel, B., & Markowitz, E. M. (2017). Reassessing emotion in climate change communication. *Nature Climate Change, 7*(12), 850–852. <https://doi.org/10.1038/s41558-017-0021-9>

Chen, M.-F. (2015). Self-efficacy or collective efficacy within the cognitive theory of stress model: Which more effectively explains people's self-reported proenvironmental behavior? *Journal of Environmental Psychology, 42*, 66–75. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2015.02.002>

Chen, M.-F. (2016). Impact of fear appeals on pro-environmental behavior and crucial determinants. *International Journal of Advertising, 35*(1), 74–92. <https://doi.org/10.1080/02650487.2015.1101908>

Cialdini, R. B., Trost, M. R., & Newsom, J. T. (1995). Preference for consistency: The development of a valid measure and the discovery of surprising behavioral implications. *Journal of Personality and Social Psychology, 69*(2), 318–328. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.69.2.318>

- Clayton, S. (2003). Environmental Identity: A Conceptual and an Operational Definition. In S. Clayton & S. Opatow (Hrsg.), *Identity and the natural environment: The psychological significance of nature* (S. 45–65). MIT Press.
- Clayton, S., & Opatow, S. (Hrsg.). (2003). *Identity and the natural environment: The psychological significance of nature*. MIT Press.
- Cohen, J. (2013). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. (überarbeitete Auflage). Elsevier Science.
- Corner, A., Whitmarsh, L., & Xenias, D. (2012). Uncertainty, scepticism and attitudes towards climate change: Biased assimilation and attitude polarisation. *Climatic Change*, 114(3–4), 463–478. <https://doi.org/10.1007/s10584-012-0424-6>
- Corry, O., & Reiner, D. (2021). Protests and Policies: How Radical Social Movement Activists Engage with Climate Policy Dilemmas. *Sociology*, 55(1), 197–217. <https://doi.org/10.1177/0038038520943107>
- Courville, S., & Piper, N. (2004). Harnessing Hope through NGO Activism. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, 592(1), 39–61. <https://doi.org/10.1177/0002716203261940>
- Cruz, S. M. (2017). The relationships of political ideology and party affiliation with environmental concern: A meta-analysis. *Journal of Environmental Psychology*, 53, 81–91. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2017.06.010>
- Curini, L. (2011). Negative Campaigning in No-Cabinet Alternation Systems: Ideological Closeness and Blames of Corruption in Italy and Japan Using Party Manifesto Data. *Japanese Journal of Political Science*, 12(3), 399–420. <https://doi.org/10.1017/S1468109911000181>
- Day, M. V., Fiske, S. T., Downing, E. L., & Trail, T. E. (2014). Shifting Liberal and Conservative Attitudes Using Moral Foundations Theory. *Personality and Social*

Psychology Bulletin, 40(12), 1559–1573.

<https://doi.org/10.1177/0146167214551152>

Deaux, K., Reid, A., Mizrahi, K., & Ethier, K. A. (1995). Parameters of social identity.

Journal of Personality and Social Psychology, 68(2), 280–291.

<https://doi.org/10.1037/0022-3514.68.2.280>

DNR (2021). *Brandbrief der Umweltverbandsspitzen: Stoppen Sie unredlichen Wahlkampf auf Kosten des Klimas!* [Pressemitteilung vom 03.06.2021, Deutscher Naturschutzring (DNR)]. <https://www.dnr.de/presse/pressemitteilungen/pm-2021/brandbrief-der-umweltverbandsspitzen-stoppen-sie-unredlichen-wahlkampf-auf-kosten-des-klimas/>

Doherty, K. L., & Webler, T. N. (2016). Social norms and efficacy beliefs drive the

Alarmed segment's public-sphere climate actions. *Nature Climate Change*, 6(9),

879–884. <https://doi.org/10.1038/nclimate3025>

Domalewska, D. (2021). A Longitudinal Analysis of the Creation of Environmental Identity and Attitudes towards Energy Sustainability Using the Framework of Identity

Theory and Big Data Analysis. *Energies*, 14(3), 647.

<https://doi.org/10.3390/en14030647>

Dono, J., Webb, J., & Richardson, B. (2010). The relationship between environmental activism, pro-environmental behaviour and social identity. *Journal of Environ-*

mental Psychology, 30(2), 178–186.

<https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.11.006>

Dunlap, R. E., & McCright, A. M. (2008a). A Widening Gap: Republican and Democratic Views on Climate Change. *Environment: Science and Policy for Sustainable Development*, 50(5), 26–35. <https://doi.org/10.3200/ENVT.50.5.26-35>

- Dunlap, R. E., & McCright, A. M. (2008b). Social Movement Identity: Validating a Measure of Identification with the Environmental Movement. *Social Science Quarterly*, 89(5), 1045–1065. <https://doi.org/10.1111/j.1540-6237.2008.00573.x>
- Eisentraut, S. (2013). *“If I can’t make a difference, can we?” The effect of collective efficacy beliefs under climate change threat on young people’s intentions to be ecologically mobile* [Masterarbeit zur Erlangung des akademischen Grades M.Sc. im Fach Psychologie]. Fakultät für Biowissenschaften, Pharmazie und Psychologie der Universität Leipzig. <https://osf.io/hcf6s/>
- Eith, U. (2021). Signale aus der Provinz – Die Landtagswahlen in Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz und Sachsen-Anhalt. *Forschungsjournal Soziale Bewegungen*, 34(3), 434–443. <https://doi.org/10.1515/fjsb-2021-0038>
- Ellis, S. J., Peel, E., & Riggs, D. W. (2020). *Lesbian, gay, bisexual, trans, intersex, and queer psychology: An introduction* (2. Aufl.). Cambridge University Press.
- Erb, H.-P., & Bohner, G. (2002). Theorien zum sozialen Einfluss durch Minderheiten und Mehrheiten. In D. Frey & M. Irle (Hrsg.), *Theorien der Sozialpsychologie: Bd. II* (2. Aufl., S. 47–61). Huber.
- Farin, K. (2021). Klimaliste: Eingriff in die DNA der Grünen. *Forschungsjournal Soziale Bewegungen*, 34(3), 510–517. <https://doi.org/10.1515/fjsb-2021-0047>
- Feldman, L., & Hart, P. S. (2016). Using Political Efficacy Messages to Increase Climate Activism: The Mediating Role of Emotions. *Science Communication*, 38(1), 99–127. <https://doi.org/10.1177/1075547015617941>
- Feldman, S., & Huddy, L. (2014). Not so simple: The multidimensional nature and diverse origins of political ideology. *Behavioral and Brain Sciences*, 37(3), 312–313. <https://doi.org/10.1017/S0140525X13002562>

- Ferguson, M. A., & Branscombe, N. R. (2010). Collective guilt mediates the effect of beliefs about global warming on willingness to engage in mitigation behavior. *Journal of Environmental Psychology, 30*(2), 135–142. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2009.11.010>
- 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>
- Fielding, K. S., & Hornsey, M. J. (2016). A Social Identity Analysis of Climate Change and Environmental Attitudes and Behaviors: Insights and Opportunities. *Frontiers in Psychology, 7*, 121. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00121>
- Finucane, M. L. (2008). Emotion, affect, and risk communication with older adults: Challenges and opportunities. *Journal of Risk Research, 11*(8), 983–997. <https://doi.org/10.1080/13669870802261595>
- Fishbein, M., & Ajzen, I. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley.
- Fleishman, J. A. (1988). Attitude Organization in the General Public: Evidence for a Bidimensional Structure. *Social Forces, 67*(1), 159–184. <https://doi.org/10.2307/2579105>
- Fopp, D., Axelsson, I., & Tille, L. (2021). Worum es der Klimastreikbewegung geht. In *Gemeinsam für die Zukunft—Fridays For Future und Scientists For Future* (S. 263–274). transcript Verlag. <https://doi.org/10.14361/9783839455555-015>
- Fritsche, I., Barth, M., Jugert, P., Masson, T., & Reese, G. (2018). A Social Identity Model of Pro-Environmental Action (SIMPEA). *Psychological Review, 125*(2), 245–269. <https://doi.org/10.1037/rev0000090>

- Fritsche, I., Cohrs, J. C., Kessler, T., & Bauer, J. (2012). Global warming is breeding social conflict: The subtle impact of climate change threat on authoritarian tendencies. *Journal of Environmental Psychology*, 32(1), 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2011.10.002>
- Gagné, J., & Krause, L.-K. (2021). *Einend oder spaltend? Klimaschutz und gesellschaftlicher Zusammenhalt in Deutschland*. More in Common. <https://www.moreincommon.de/klimazusammenhalt/>
- Gardner, B. G., & Neuber, M. (2021). *Fighting Every Crisis in the Wake of Covid-19: Shifting Grounds for Mobilization among Fridays for Future Protesters in Germany* [OSF preprint]. <https://doi.org/10.31219/osf.io/rsy92>
- Geiger, S. M., Fischer, D., & Schrader, U. (2018). Measuring What Matters in Sustainable Consumption: An Integrative Framework for the Selection of Relevant Behaviors: Measuring Sustainable Consumption. *Sustainable Development*, 26(1), 18–33. <https://doi.org/10.1002/sd.1688>
- Geiselhart, W. (2021). *Ziel: „Stachel im Fleisch“ etablierter Parteien sein* [Schwäbische Zeitung]. <https://www.pressreader.com/germany/schwaebische-zeitung-friedrichshafen/20210122/281986085213464>
- Gellrich, A. (2016). *Von der Minderheit zur Mehrheit? Psycho-soziale Einflüsse bei der Verbreitung klimaschonender Innovationen*. [Dissertation zur Erlangung des akademischen Grades einer Doktorin der Philosophie (Dr. phil.)]. Fachbereich Humanwissenschaften der Universität Kassel. <https://kobra.uni-kassel.de/handle/123456789/2016122151775>
- Gellrich, A. (2021). *25 Jahre Umweltbewusstseinsforschung im Umweltressort: Langfristige Entwicklungen und aktuelle Ergebnisse*. Umweltbundesamt (UBA). bit.ly/2dowYYI

- Gifford, R. (2011). The dragons of inaction: Psychological barriers that limit climate change mitigation and adaptation. *American Psychologist*, *66*(4), 290–302. <https://doi.org/10.1037/a0023566>
- Gifford, R., Lacroix, K., & Chen, A. (2018). Understanding responses to climate change: Psychological barriers to mitigation and a new theory of behavioral choice. In S. Clayton & C. Manning (Hrsg.), *Psychology and Climate Change: Human perceptions, Impacts and Responses* (S. 161–183). Academic Press/Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-813130-5.00006-0>
- Gildemeister, R. (2008). Soziale Konstruktion von Geschlecht: „Doing gender“. In S. M. Wilz (Hrsg.), *Geschlechterdifferenzen—Geschlechterdifferenzierungen: Ein Überblick über gesellschaftliche Entwicklungen und theoretische Positionen* (1. Aufl., S. 167–198). VS Verlag für Sozialwissenschaften. <https://link.springer.com/content/pdf/10.1007%2F978-3-531-90831-1.pdf>
- Greenaway, K. H., Haslam, S. A., Cruwys, T., Branscombe, N. R., Ysseldyk, R., & Heldreth, C. (2015). From “we” to “me”: Group identification enhances perceived personal control with consequences for health and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, *109*(1), 53–74. <https://doi.org/10.1037/pspi0000019>
- Gregersen, T., Doran, R., Böhm, G., Tvinnereim, E., & Poortinga, W. (2020). Political Orientation Moderates the Relationship Between Climate Change Beliefs and Worry About Climate Change. *Frontiers in Psychology*, *11*, 1573. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01573>
- Grosz, M. P., Rohrer, J. M., & Thoemmes, F. (2020). The Taboo Against Explicit Causal Inference in Nonexperimental Psychology. *Perspectives on Psychological Science*, *15*(5), 1243–1255. <https://doi.org/10.1177/1745691620921521>

- Guttman, R. (2018). The Global Emergence of Climate Policy. In R. Guttman, *Eco-Capitalism* (S. 65–97). Springer International Publishing. https://doi.org/10.1007/978-3-319-92357-4_3
- Hamann, K. R. S., Holz, J. R., & Reese, G. (2021). Coaching for a Sustainability Transition: Empowering Student-Led Sustainability Initiatives by Developing Skills, Group Identification, and Efficacy Beliefs. *Frontiers in Psychology, 12*, 623972. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.623972>
- 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>
- Hamilton, D. L., Sherman, S. J., & Castelli, L. (2002). A Group By Any Other Name—The Role of Entitativity in Group Perception. *European Review of Social Psychology, 12*(1), 139–166. <https://doi.org/10.1080/14792772143000049>
- Harth, N. S., Leach, C. W., & Kessler, T. (2013). Guilt, anger, and pride about in-group environmental behaviour: Different emotions predict distinct intentions. *Journal of Environmental Psychology, 34*, 18–26. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2012.12.005>
- Haunss, S., & Sommer, M. (Hrsg.). (2020). *Fridays for Future - Die Jugend gegen den Klimawandel: Konturen der weltweiten Protestbewegung*. transcript Verlag. <https://doi.org/10.14361/9783839453476>
- Hefner, D. (2013). „Wie kriegen wir sie ins Boot?“ Eine Typologie zur Entwicklung von Kommunikationsstrategien zur Förderung umweltschützenden Verhaltens. *Medien & Kommunikationswissenschaft, 61*(3), 387–405. <https://doi.org/10.5771/1615-634x-2013-3-387>

- Hemmerich. (2021). *Multiple Lineare Regression: Voraussetzungen*. <https://statistik-guru.de/spss/multiple-lineare-regression/voraussetzungen.html>
- Homburg, A., & Stolberg, A. (2006). Explaining pro-environmental behavior with a cognitive theory of stress. *Journal of Environmental Psychology*, 26(1), 1–14. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2006.03.003>
- Hornsey, M. J., Blackwood, L., Louis, W., Fielding, K., Mavor, K., Morton, T., O'Brien, A., Paasonen, K.-E., Smith, J., & White, K. M. (2006). Why Do People Engage in Collective Action? Revisiting the Role of Perceived Effectiveness. *Journal of Applied Social Psychology*, 36(7), 1701–1722. <https://doi.org/10.1111/j.0021-9029.2006.00077.x>
- Huber, S., Gschwend, T., Meffert, M. F., & Pappi, F. U. (2009). Erwartungsbildung über den Wahlausgang und ihr Einfluss auf die Wahlentscheidung. In O. W. Gabriel, B. Wessels, & J. W. Falter (Hrsg.), *Wahlen und Wähler: Analysen aus Anlass der Bundestagswahl 2005* (1. Aufl.). VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Infratest dimap (2021). *Sonntagsfrage Bundestagswahl* [Gesellschaft für Trend- und Wahlforschung mbH]. <https://www.infratest-dimap.de/umfragen-analysen/bundesweit/sonntagsfrage/>
- IPCC (2021). *Climate Change 2021. The Physical Science Basis (Sixth Assessment Report)*. International Panel on Climate Change. <https://www.ipcc.ch/report/ar6/wg1>
- Irwin, A., & Wynne, B. (Hrsg.). (2003). *Misunderstanding science? The public reconstruction of science and technology* (1. Aufl.). Cambridge University Press.
- Jonas, E., McGregor, I., Klackl, J., Agroskin, D., Fritsche, I., Holbrook, C., Nash, K., Proulx, T., & Quirin, M. (2014). Threat and Defense. *Advances in Experimental*

Social Psychology, 49, 219–286. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-800052-6.00004-4>

Jugert, P., Greenaway, K. H., Barth, M., Büchner, R., Eisentraut, S., & Fritsche, I. (2016). Collective efficacy increases pro-environmental intentions through increasing self-efficacy. *Journal of Environmental Psychology*, 48, 12–23. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2016.08.003>

Jung, J., Bramson, A., & Crano, W. D. (2018). An agent-based model of indirect minority influence on social change and diversity. *Social Influence*, 13(1), 18–38. <https://doi.org/10.1080/15534510.2017.1415961>

Kauff, M., Asbrock, F., Wagner, U., Pettigrew, T. F., Hewstone, M., Schäfer, S. J., & Christ, O. (2017). (Bad) Feelings about Meeting Them? Episodic and Chronic Intergroup Emotions Associated with Positive and Negative Intergroup Contact As Predictors of Intergroup Behavior. *Frontiers in Psychology*, 8, 1449. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01449>

Kessler, T., & Fritsche, I. (2018). Sozialer Einfluss und sozialer Wandel. In *Sozialpsychologie* (S. 135–155). Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-531-93436-5_8

Klar, S. (2014). A Multidimensional Study of Ideological Preferences and Priorities among the American Public. *Public Opinion Quarterly*, 78(S1), 344–359. <https://doi.org/10.1093/poq/nfu010>

Kleinhüchelkotten, S., & Wegner, E. (2008). Nachhaltigkeit verbreiten. *Ökologisches Wirtschaften*, 23(2). <https://doi.org/10.14512/oew.v23i2.566>

Klein-Zimmer, K. (2021). *Stimmrecht mit 16! – Junge Menschen als Wählerinnen und Wähler in Europa* [Fachkräfteportal der Kinder- und Jugendhilfe]. <https://www.jugendhilfeportal.de/fokus/europa/artikel/stimmrecht-mit-16-jungemenschen-als-waehlerinnen-und-waehler-in-europa/>

Klimaliste Berlin (2021a). *Der Klimaplan für Berlin*. <https://www.klimaliste-berlin.de/klimaplan>

Klimaliste Berlin (2021b). *Offener Brief an die Grünen-Mitglieder und Wähler:innen*. <https://www.klimaliste-berlin.de/pressemitteilungen/offener-brief-an-die-gruenen-mitglieder-und-waehler-innen>

Klimaliste Deutschland (2021a). *Höchste Priorität: Einhaltung 1,5-Grad-Ziel*. <https://www.klimaliste.de/>

Klimaliste Deutschland (2021b). *Klimagerecht. Wissenschaftlich. Konsequenz*. <https://mitglieder.klimaliste.de/>

Klimaliste Deutschland (2021c). *Vor Ort*. <https://www.klimaliste.de/ortsgruppen>

Klimaliste Rheinland-Pfalz (2021). *Unser Klimaplan*. <https://klimalisterlp.de/programm>

Kollmuss, A., & Agyeman, J. (2002). Mind the Gap: Why do people act environmentally and what are the barriers to pro-environmental behavior? *Environmental Education Research*, 8(3), 239–260. <https://doi.org/10.1080/13504620220145401>

Koos, S., & Lauth, F. (2020). Die gesellschaftliche Unterstützung von Fridays for Future. In S. Haunss & M. Sommer (Hrsg.), *Fridays for Future—Die Jugend gegen den Klimawandel: Konturen der weltweiten Protestbewegung*. transcript Verlag. <https://doi.org/10.14361/9783839453476>

Kroh, M. (2007). Measuring Left-Right Political Orientation: The Choice of Response Format. *Public Opinion Quarterly*, 71(2), 204–220. <https://doi.org/10.1093/poq/nfm009>

Kuhnhen, K., Costa, L., Mahnke, E., Schneider, L., & Lange, S. (2020). *A Societal Transformation Scenario for Staying Below 1.5C* (Schriften zu Wirtschaft und Soziales/Economic + Social Issues Nr. 23). Heinrich Böll Stiftung; Konzeptwerk

Neue Ökonomie. <https://www.boell.de/en/2020/12/09/societal-transformation-scenario-staying-below-15degc>

- Kulcar, V. (2020). *Junge Menschen in Zeiten des Klimawandels: Zwischen Aktivismus, Angst und Depressivität* [Masterarbeit zur Erlangung des akademischen Grades M.Sc. im Fach Psychologie]. Institut für Psychologie, Fakultät für Psychologie und Sportwissenschaften, Leopold-Franzens-Universität Innsbruck. <https://diglib.uibk.ac.at/ulbtirolhs/content/titleinfo/5205391>
- Kurusu, K. (2015). What Are Pro-Environmental Behaviors (PEBs)? In *Pro-environmental Behaviors* (S. 1–26). Springer. https://doi.org/10.1007/978-4-431-55834-7_1
- Kurz, T., Prosser, A. M. B., Rabinovich, A., & O'Neill, S. (2020). Could Vegans and Lycra Cyclists be Bad for the Planet? Theorizing the Role of Moralized Minority Practice Identities in Processes of Societal-Level Change. *Journal of Social Issues, 76*(1), 86–100. <https://doi.org/10.1111/josi.12366>
- Kuthe, A., Keller, L., Körfgen, A., Stötter, H., Oberrauch, A., & Höferl, K.-M. (2019). How many young generations are there? – A typology of teenagers' climate change awareness in Germany and Austria. *The Journal of Environmental Education, 50*(3), 172–182. <https://doi.org/10.1080/00958964.2019.1598927>
- Lacroix, K. (2018). Comparing the relative mitigation potential of individual pro-environmental behaviors. *Journal of Cleaner Production, 195*, 1398–1407. <https://doi.org/10.1016/j.jclepro.2018.05.068>
- Lacroix, K., Gifford, R., & Chen, A. (2019). Developing and validating the Dragons of Inaction Psychological Barriers (DIPB) scale. *Journal of Environmental Psychology, 63*, 9–18. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2019.03.001>
- Lamb, W. F., Mattioli, G., Levi, S., Roberts, J. T., Capstick, S., Creutzig, F., Minx, J. C., Müller-Hansen, F., Culhane, T., & Steinberger, J. K. (2020). Discourses of

climate delay. *Global Sustainability*, 3(e17), 1–5.
<https://doi.org/10.1017/sus.2020.13>

Landmann, H. (2020). Emotions in the context of environmental protection: Theoretical considerations concerning emotion types, eliciting processes, and affect generalization. *Umweltpsychologie*, 2, 61–73. <https://doi.org/10.31234/osf.io/yb2a7>

Landmann, H., Cova, F., & Hess, U. (2019). Being moved by meaningfulness: Appraisals of surpassing internal standards elicit being moved by relationships and achievements. *Cognition and Emotion*, 33(7), 1387–1409.
<https://doi.org/10.1080/02699931.2019.1567463>

Landmann, H., & Rohmann, A. (2020a). „Wir sind hier, wir sind laut, weil ihr uns die Zukunft klaut!“ – Warum engagieren sich Menschen gemeinsam für den Umweltschutz? *The Inquisitive Mind*, 2/20, 1–3.

Landmann, H., & Rohmann, A. (2020b). Being moved by protest: Collective efficacy beliefs and injustice appraisals enhance collective action intentions for forest protection via positive and negative emotions. *Journal of Environmental Psychology*, 71, 101491. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101491>

Landon, A. C., Fulton, D. C., Pradhananga, A. K., Cornicelli, L., & Davenport, M. A. (2021). Community Attachment and Stewardship Identity Influence Responsibility to Manage Wildlife. *Society & Natural Resources*, 34(5), 571–584.
<https://doi.org/10.1080/08941920.2020.1852636>

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>

- Leiner, D. J. (2019). Too Fast, too Straight, too Weird: Non-Reactive Indicators for Meaningless Data in Internet Surveys. *Survey Research Methods*, 13(3), 229–248. <https://doi.org/10.18148/SRM/2019.V13I3.7403>
- Leuser, L., & Weiss, D. (2020). *Veränderungen berühren alle – Die Rolle von Emotionen in Nachhaltigkeitstransformationen* (Teilbericht im Rahmen des ReFoPlan-Vorhabens „Den ökologischen Wandel gestalten“ Nr. 87/2020). adelphi im Auftrag des Umweltbundesamtes. <https://www.umweltbundesamt.de/publikationen/veraenderungen-beruehren-alle-die-rolle-von>
- Lickel, B., Hamilton, D. L., Wieczorkowska, G., Lewis, A., Sherman, S. J., & Uhles, A. N. (2000). Varieties of groups and the perception of group entitativity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78(2), 223–246. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.78.2.223>
- Liu, Y., Qu, Y., Lei, Z., & Jia, H. (2017). Understanding the Evolution of Sustainable Consumption Research: - A Bibliometric and Network Analysis (1995-2014). *Sustainable Development*, 25(5), 414–430. <https://doi.org/10.1002/sd.1671>
- Lorenzoni, I., Nicholson-Cole, S., & Whitmarsh, L. (2007). Barriers perceived to engaging with climate change among the UK public and their policy implications. *Global Environmental Change*, 17(3–4), 445–459. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2007.01.004>
- Loy, L. S., & Spence, A. (2020). Reducing, and bridging, the psychological distance of climate change. *Journal of Environmental Psychology*, 67, 101388. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101388>
- Mackay, C. M. L., Schmitt, M. T., Lutz, A. E., & Mendel, J. (2021). Recent developments in the social identity approach to the psychology of climate change.

Current Opinion in Psychology, 42, 95–101.

<https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.04.009>

Maillard, S., & Schmidhuber, A. (2021). *What are the ambitions of the German Green Party?* (Democracy & Citizenship). Institut Jacques Delors. https://institutdelors.eu/wp-content/uploads/2021/08/PB_210908_What-are-the-ambitions-of-the-German-Green-party_Maillard_EN.pdf

Martin, C., & Plümper, T. (2004). Stammwähler und die opportunistische Wahl politischer Programme. *Swiss Political Science Review*, 10(2), 1–31. <https://doi.org/10.1002/j.1662-6370.2004.tb00020.x>

Martin, E. (2006). *Survey Questionnaire Construction* (Research Report Series). U.S. Census Bureau. <http://www.census.gov/srd/papers/pdf/rsm2006-13.pdf>

Masson, T., & Fritsche, I. (2021). We need climate change mitigation and climate change mitigation needs the 'We': A state-of-the-art review of social identity effects motivating climate change action. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 42, 89–96. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2021.04.006>

McCright, A. M., & Dunlap, R. E. (2008). The Nature and Social Bases of Progressive Social Movement Ideology: Examining Public Opinion toward Social Movements. *The Sociological Quarterly*, 49(4), 825–848. <https://doi.org/10.1111/j.1533-8525.2008.00137.x>

McCright, A. M., Dunlap, R. E., & Marquart-Pyatt, S. T. (2016). Political ideology and views about climate change in the European Union. *Environmental Politics*, 25(2), 338–358. <https://doi.org/10.1080/09644016.2015.1090371>

McGarty, C., Bliuc, A.-M., Thomas, E. F., & Bongiorno, R. (2009). Collective Action as the Material Expression of Opinion-Based Group Membership. *Journal of Social Issues*, 65(4), 839–857. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2009.01627.x>

- McLoughlin, N., Corner, A., Clarke, J., Whitmarsh, L., Capstick, S., & Nash, N. (2019). *Mainstreaming low-carbon lifestyles*. Climate Outreach. <https://climateoutreach.org/resources/mainstreaming-low-carbon-lifestyles/>
- Meijnders, A. L., Midden, C. J. H., & Wilke, H. A. M. (2001). Role of Negative Emotion in Communication about CO₂ Risks. *Risk Analysis*, 21(5), 955–955. <https://doi.org/10.1111/0272-4332.215164>
- Meis-Harris, J., & Kashima, Y. (2020). Navigating sustainably within the urban environment: The role of environmental identity and attitudes on sign and object evaluation. *Asian Journal of Social Psychology*, 23(4), 407–421. <https://doi.org/10.1111/ajsp.12411>
- Methodenberatung UZH (2021). *Multiple Regressionsanalyse* [Universität Zürich]. www.methodenberatung.uzh.ch/de/datenanalyse_spss/zusammenhange/mreg.html
- Meurer, J., Piel, C., Probst, J., & Przyborowski, C. (2015). *Liberal – Konservativ: Kann diese Einteilung der Komplexität politischer Einstellungen gerecht werden?* Friedrich-Schiller-Universität Jena. <http://www.allgpsy2.uni-jena.de/emprakong10/index.html>
- Mielke, G., & Kuleba, P. (2021). Vor der Bundestagswahl 2021: Auf dem Weg zu einer critical election? *Forschungsjournal Soziale Bewegungen*, 34(3), 353–359. <https://doi.org/10.1515/fjsb-2021-0052>
- Milfont, T. L. (2009). The effects of social desirability on self-reported environmental attitudes and ecological behaviour. *The Environmentalist*, 29(3), 263–269. <https://doi.org/10.1007/s10669-008-9192-2>
- Milfont, T. L., Harré, N., Sibley, C. G., & Duckitt, J. (2012). The Climate-Change Dilemma: Examining the Association Between Parental Status and Political Party

- Support. *Journal of Applied Social Psychology*, 42(10), 2386–2410.
<https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2012.00946.x>
- Morton, T. A., Rabinovich, A., Marshall, D., & Bretschneider, P. (2011). The future that may (or may not) come: How framing changes responses to uncertainty in climate change communications. *Global Environmental Change*, 21(1), 103–109.
<https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2010.09.013>
- Mühleck, K., & Wegener, B. (2006). Parteiidentifikation und Einstellungen zur Gerechtigkeit—Junge Erwachsene in Ost- und Westdeutschland 1991–2000. In E. Roller, F. Brettschneider, & J. W. van Deth (Hrsg.), *Jugend und Politik: „Voll normal!“* (S. 133–156). VS Verlag für Sozialwissenschaften.
https://doi.org/10.1007/978-3-531-90094-0_5
- Myers, T. A., Nisbet, M. C., Maibach, E. W., & Leiserowitz, A. A. (2012). A public health frame arouses hopeful emotions about climate change. *Climatic Change*, 113(3–4), 1105–1112. <https://doi.org/10.1007/s10584-012-0513-6>
- Newell, P., Daley, F., & Twena, M. (2021). *Changing our ways? Behaviour change and the climate crisis. The report of the Cambridge Sustainability Commission on Scaling Behaviour Change*. University of Sussex. <https://www.rapidtransition.org/resources/cambridge-sustainability-commission/>
- Nilsson, A., Bergquist, M., & Schultz, W. P. (2017). Spillover effects in environmental behaviors, across time and context: A review and research agenda. *Environmental Education Research*, 23(4), 573–589.
<https://doi.org/10.1080/13504622.2016.1250148>
- O'Brien, R. M. (2011). The age–period–cohort conundrum as two fundamental problems. *Quality & Quantity*, 45(6), 1429–1444. <https://doi.org/10.1007/s11135-010-9397-6>

- Oliver, M. B., & Raney, A. A. (2011). Entertainment as Pleasurable and Meaningful: Identifying Hedonic and Eudaimonic Motivations for Entertainment Consumption. *Journal of Communication*, 61(5), 984–1004. <https://doi.org/10.1111/j.1460-2466.2011.01585.x>
- O'Neill, S., & Nicholson-Cole, S. (2009). "Fear Won't Do It": Promoting Positive Engagement With Climate Change Through Visual and Iconic Representations. *Science Communication*, 30(3), 355–379. <https://doi.org/10.1177/1075547008329201>
- Paolini, S., Hewstone, M., Voci, A., Harwood, J., & Cairns, E. (2016). Intergroup contact and the promotion of intergroup harmony: The influence of intergroup emotions. In R. Brown & D. Capozza (Hrsg.), *Social identities: Motivational, emotional cultural influences* (1. Aufl.). Psychology Press.
- Pearson, A. R., Tsai, C. G., & Clayton, S. (2021). Ethics, Morality, and the Psychology of Climate Justice. *Current Opinion in Psychology*, 42, 36–42. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2021.03.001>
- Pinckney, J., & Rivers, M. (2020). Sickness or Silence: Social Movement Adaptation to Covid-19. *Journal of International Affairs*, 73(2), 23–42.
- Poortinga, W., Spence, A., Demski, C., & Pidgeon, N. F. (2012). Individual-motivational factors in the acceptability of demand-side and supply-side measures to reduce carbon emissions. *Energy Policy*, 48, 812–819. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.06.029>
- Poortinga, W., Spence, A., Whitmarsh, L., Capstick, S., & Pidgeon, N. F. (2011). Uncertain climate: An investigation into public scepticism about anthropogenic climate change. *Global Environmental Change*, 21(3), 1015–1024. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2011.03.001>

- Prati, G., Albanesi, C., & Pietrantonio, L. (2017). The interplay among environmental attitudes, pro-environmental behavior, social identity, and pro-environmental institutional climate. A longitudinal study. *Environmental Education Research*, 23(2), 176–191. <https://doi.org/10.1080/13504622.2015.1118752>
- Pratto, F., & Cathey, C. (2002). The Role of Social Ideologies in Legitimizing Political Attitudes and Public Policy. In V. C. Ottati, R. S. Tindale, J. Edwards, F. B. Bryant, L. Health, D. C. O'Connell, Y. Suarez-Balzacar, & E. J. Posavac (Hrsg.), *The Social Psychology of Politics* (S. 135–155). Springer. https://doi.org/10.1007/978-1-4615-0569-3_7
- Rees, J. H., & Bamberg, S. (2014). Climate protection needs societal change: Determinants of intention to participate in collective climate action. *European Journal of Social Psychology*, 44(5), 466–473. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2032>
- Reese, G., Hamann, K. R. S., Heidbreder, L. M., Loy, L. S., Menzel, C., Neubert, S., Tröger, J., & Wullenkord, M. C. (2020). SARS-Cov-2 and environmental protection: A collective psychology agenda for environmental psychology research. *Journal of Environmental Psychology*, 70(2020), 101444. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101444>
- Reese, G., & Junge, E. (2017). Keep on Rockin' in a (Plastic-)Free World: Collective Efficacy and Pro-Environmental Intentions as a Function of Task Difficulty. *Sustainability*, 9(2), 200. <https://doi.org/10.3390/su9020200>
- Roeser, S. (2012). Risk Communication, Public Engagement, and Climate Change: A Role for Emotions: Risk Communication, Public Engagement, and Climate Change. *Risk Analysis*, 32(6), 1033–1040. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2012.01812.x>

- Rosenmann, A., Reese, G., & Cameron, J. E. (2016). Social Identities in a Globalized World: Challenges and Opportunities for Collective Action. *Perspectives on Psychological Science*, 11(2), 202–221. <https://doi.org/10.1177/1745691615621272>
- Sabherwal, A., Pearson, A. R., & Sparkman, G. (2021). Anger consensus messaging can enhance expectations for collective action and support for climate mitigation. *Journal of Environmental Psychology*, 76, 101640. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2021.101640>
- Sabucedo, J. M., Duran, M., Alzate, M., & Barreto, I. (2010). Emotions, Ideology and Collective Political Action. *Universitas Psychologica*, 10(1), 27–34.
- Schahn, J., Damian, M., Schurig, U., & Fücksle, C. (1999). *Konstruktion und Evaluation der dritten Version des Skalensystems zur Erfassung des Umweltbewusstseins (SEU-3)*. Psychologische Institut der Universität Heidelberg. <http://psydok.psycharchives.de/jspui/handle/20.500.11780/85>
- Scherer, K. R. (2005). What are emotions? And how can they be measured? *Social Science Information*, 44(4), 695–729. <https://doi.org/10.1177/0539018405058216>
- Schönbrodt, F. D., & Perugini, M. (2013). At what sample size do correlations stabilize? *Journal of Research in Personality*, 47(5), 609–612. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2013.05.009>
- Schrader, C. (2021). *Über Klima sprechen. Das Handbuch*. klimafakten.de. <https://klimakommunikation.klimafakten.de/>
- Schulte, M., Bamberg, S., Rees, J., & Rollin, P. (2020). Social identity as a key concept for connecting transformative societal change with individual environmental

activism. *Journal of Environmental Psychology*, 72, 101525.

<https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2020.101525>

Schulzki-Haddouti, C. (2020). *Nicht ich. Nicht jetzt. Nicht so. Zu spät: Mit welchen Argumentationsmustern Klimaschutz gebremst wird* [Fakten besser vermitteln: Sozialforschung aktuell, Klimafakten.de]. <https://www.klimafakten.de/meldung/nicht-ich-nicht-jetzt-nicht-so-zu-spaet-mit-welchen-argumentationsmustern-klimaschutz>

Schwartz, D., & Loewenstein, G. (2017). The Chill of the Moment: Emotions and Pro-environmental Behavior. *Journal of Public Policy & Marketing*, 36(2), 255–268. <https://doi.org/10.1509/jppm.16.132>

Schwarz, N., Bless, H., & Bohner, G. (1991). Mood and Persuasion: Affective States Influence the Processing of Persuasive Communications. *Advances in Experimental Social Psychology*, 24, 161–199. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60329-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60329-9)

Shi, J., Hao, Z., Saeri, A. K., & Cui, L. (2015). The dual-pathway model of collective action: Impacts of types of collective action and social identity. *Group Processes & Intergroup Relations*, 18(1), 45–65. <https://doi.org/10.1177/1368430214524288>

Shiota, M. N., Papies, E. K., Preston, S. D., & Sauter, D. A. (2021). Positive affect and behavior change. *Current Opinion in Behavioral Sciences*, 39, 222–228. <https://doi.org/10.1016/j.cobeha.2021.04.022>

Skopp, M. J. (2021). *Zu Unrecht verkürzt? Zum Potenzial einer modernisierten California F-Skala* [Bachelorarbeit zur Erlangung des akademischen Grades B.Sc. im Studiengang Psychologie; nicht publiziert]. Philosophische Fakultät der Rheinischen Friedrich-Wilhelms-Universität Bonn.

- Smith, J. R., & Terry, D. J. (2003). Attitude-behaviour consistency: The role of group norms, attitude accessibility, and mode of behavioural decision-making. *European Journal of Social Psychology*, 33(5), 591–608. <https://doi.org/10.1002/ejsp.172>
- Smith, N., & Leiserowitz, A. (2014). The Role of Emotion in Global Warming Policy Support and Opposition: The Role of Emotion in Global Warming Policy Support and Opposition. *Risk Analysis*, 34(5), 937–948. <https://doi.org/10.1111/risa.12140>
- Spence, A., Poortinga, W., & Pidgeon, N. (2012). The Psychological Distance of Climate Change: Psychological Distance of Climate Change. *Risk Analysis*, 32(6), 957–972. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6924.2011.01695.x>
- Stammer, D., Engels, A., Marotzke, J., Gresse, E., Hedemann, C., & Petzold, J. (2021). *Hamburg Climate Futures Outlook: Assessing the plausibility of deep decarbonization by 2050* (Version 1/2021). <https://doi.org/10.25592/UHHFDM.9104>
- Stanzus, L., Fischer, D., Böhme, T., Frank, P., Fritzsche, J., Geiger, S., Harfensteller, J., Grossman, P., & Schrader, U. (2017). Education for Sustainable Consumption through Mindfulness Training: Development of a Consumption-Specific Intervention. *Journal of Teacher Education for Sustainability*, 19(1), 5–21. <https://doi.org/10.1515/jtes-2017-0001>
- Stapleton, S. R. (2015). Environmental Identity Development Through Social Interactions, Action, and Recognition. *The Journal of Environmental Education*, 46(2), 94–113. <https://doi.org/10.1080/00958964.2014.1000813>
- Statista (2009). *Nettoeinkommen und verfügbares Nettoeinkommen privater Haushalte nach Einkommensklasse*. <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/5760/umfrage/verfuegbares-nettoeinkommen---einkommensklassen/>

- Steg, L., & Nordlund, A. (2018). Theories to Explain Environmental Behaviour. In L. Steg & J. I. M. de Groot (Hrsg.), *Environmental Psychology: An Introduction* (2. Aufl., S. 217–227). John Wiley & Sons. <https://doi.org/10.1002/9781119241072.ch22>
- Stern, P. C. (2000). New Environmental Theories: Toward a Coherent Theory of Environmentally Significant Behavior. *Journal of Social Issues*, *56*(3), 407–424. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00175>
- Stern, P. C. (2012). Fear and hope in climate messages. *Nature Climate Change*, *2*(8), 572–573. <https://doi.org/10.1038/nclimate1610>
- Stern, P. C., Dietz, T., Abel, T., Guagnano, G. A., & Kalof, L. (1999). A Value-Belief-Norm Theory of Support for Social Movements: The Case of Environmentalism. *Human Ecology Review*, *6*(2), 81–97.
- Stern, P. C., Kalof, L., Dietz, T., & Guagnano, G. A. (1995). Values, Beliefs, and Pro-environmental Action: Attitude Formation Toward Emergent Attitude Objects. *Journal of Applied Social Psychology*, *25*(18), 1611–1636. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.1995.tb02636.x>
- Sturgis, P., & Allum, N. (2004). Science in Society: Re-Evaluating the Deficit Model of Public Attitudes. *Public Understanding of Science*, *13*(1), 55–74. <https://doi.org/10.1177/0963662504042690>
- SZ (2021). *Ökopartei „Klimaliste“ wird bundesweit aktiv* [Newsblog Bundestagswahl, Süddeutsche Zeitung (SZ)]. <https://www.sueddeutsche.de/politik/bundestagswahl-2021-klimaliste-bundespartei-gruene-1.5335614>
- Tajfel, H. (Hrsg.). (1978). *Differentiation between social groups: Studies in the social psychology of intergroup relations*. Academic Press. <https://psycnet.apa.org/record/1980-50696-000>

- Temper, L. (2019). Radical Climate Politics: From Ogoniland to Ende Gelände. In R. Kinna & U. Gordon (Hrsg.), *Routledge Handbook of Radical Politics* (1. Aufl.). Routledge.
- Thøgersen, J., & Noblet, C. (2012). Does green consumerism increase the acceptance of wind power? *Energy Policy*, *51*, 854–862. <https://doi.org/10.1016/j.enpol.2012.09.044>
- Thomas, K., Hardy, R. D., Lazrus, H., Mendez, M., Orlove, B., Rivera-Collazo, I., Roberts, J. T., Rockman, M., Warner, B. P., & Winthrop, R. (2019). Explaining differential vulnerability to climate change: A social science review. *Wiley Interdisciplinary Reviews: Climate Change*, *10*(2), e565. <https://doi.org/10.1002/wcc.565>
- Truelove, H. B., Carrico, A. R., Weber, E. U., Raimi, K. T., & Vandenberg, M. P. (2014). Positive and negative spillover of pro-environmental behavior: An integrative review and theoretical framework. *Global Environmental Change*, *29*, 127–138. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.09.004>
- Uhl, I., Klackl, J., Hansen, N., & Jonas, E. (2018). Undesirable effects of threatening climate change information: A cross-cultural study. *Group Processes & Intergroup Relations*, *21*(3), 513–529. <https://doi.org/10.1177/1368430217735577>
- Unsworth, K. L., & Fielding, K. S. (2014). It's political: How the salience of one's political identity changes climate change beliefs and policy support. *Global Environmental Change*, *27*, 131–137. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2014.05.002>
- van den Boom, D. (1999). Begriffsbestimmung: Was ist eine Kleinpartei? In *Politik diesseits der Macht?* (S. 16–22). VS Verlag für Sozialwissenschaften. https://doi.org/10.1007/978-3-322-97455-6_2

- van der Linden, S., Maibach, E., & Leiserowitz, A. (2015). Improving Public Engagement With Climate Change: Five “Best Practice” Insights From Psychological Science. *Perspectives on Psychological Science*, 10(6), 758–763. <https://doi.org/10.1177/1745691615598516>
- van der Werff, E., Steg, L., & Keizer, K. (2013). The value of environmental self-identity: The relationship between biospheric values, environmental self-identity and environmental preferences, intentions and behaviour. *Journal of Environmental Psychology*, 34, 55–63. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2012.12.006>
- van Troost, D., van Stekelenburg, J., & Klandermans, B. (2013). Emotions of Protest. In N. Demertzis (Hrsg.), *Emotions in Politics. The Affect Dimension in Political Tension* (S. 186–203). Palgrave Macmillan. https://doi.org/10.1057/9781137025661_10
- van Zomeren, M., Kutlaca, M., & Turner-Zwinkels, F. (2018). Integrating who “we” are with what “we” (will not) stand for: A further extension of the *Social Identity Model of Collective Action*. *European Review of Social Psychology*, 29(1), 122–160. <https://doi.org/10.1080/10463283.2018.1479347>
- van Zomeren, M., Pauls, I. L., & Cohen-Chen, S. (2019). Is hope good for motivating collective action in the context of climate change? Differentiating hope’s emotion- and problem-focused coping functions. *Global Environmental Change*, 58, 101915. <https://doi.org/10.1016/j.gloenvcha.2019.04.003>
- van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of collective action: A quantitative research synthesis of three socio-psychological perspectives. *Psychological Bulletin*, 134(4), 504–535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504>

- van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2012). On conviction's collective consequences: Integrating moral conviction with the social identity model of collective action: Conviction's collective consequences. *British Journal of Social Psychology*, *51*(1), 52–71. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.2010.02000.x>
- van Zomeren, M., Spears, R., & Leach, C. W. (2010). Experimental evidence for a dual pathway model analysis of coping with the climate crisis. *Journal of Environmental Psychology*, *30*(4), 339–346. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2010.02.006>
- Walter, S., & Hanke, K.-J. (2020). Opinion Leaders in the Digital Age – Social Network Analysis for Renewable Energies on Twitter. *Mining Report*, *156*(6), 587–598.
- Webb, T. L., & Sheeran, P. (2006). Does changing behavioral intentions engender behavior change? A meta-analysis of the experimental evidence. *Psychological Bulletin*, *132*(2), 249–268. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.2.249>
- Weinstein, N., Rogerson, M., Moreton, J., Balmford, A., & Bradbury, R. B. (2015). Conserving nature out of fear or knowledge? Using threatening versus connecting messages to generate support for environmental causes. *Journal for Nature Conservation*, *26*, 49–55. <https://doi.org/10.1016/j.jnc.2015.04.002>
- Whitmarsh, L., & O'Neill, S. (2010). Green identity, green living? The role of pro-environmental self-identity in determining consistency across diverse pro-environmental behaviours. *Journal of Environmental Psychology*, *30*(3), 305–314. <https://doi.org/10.1016/j.jenvp.2010.01.003>
- Williams, C. C., & Chawla, L. (2016). Environmental identity formation in nonformal environmental education programs. *Environmental Education Research*, *22*(7), 978–1001. <https://doi.org/10.1080/13504622.2015.1055553>

- Witte, K., & Allen, M. (2000). A Meta-Analysis of Fear Appeals: Implications for Effective Public Health Campaigns. *Health Education & Behavior, 27*(5), 591–615. <https://doi.org/10.1177/109019810002700506>
- Wlodarczyk, A., Basabe, N., Páez, D., & Zumeta, L. (2017). Hope and anger as mediators between collective action frames and participation in collective mobilization: The case of 15-M. *Journal of Social and Political Psychology, 5*(1), 200–223. <https://doi.org/10.5964/jspp.v5i1.471>
- Wolsko, C., Ariceaga, H., & Seiden, J. (2016). Red, white, and blue enough to be green: Effects of moral framing on climate change attitudes and conservation behaviors. *Journal of Experimental Social Psychology, 65*, 7–19. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2016.02.005>
- Wullenkord, M. C., & Hamann, K. R. S. (2021). We Need to Change: Integrating Psychological Perspectives Into the Multilevel Perspectives on Socio-Ecological Transformations. *Frontiers in Psychology, 12*(655352). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2021.655352>
- Wuppertal Institut (2020). *CO2-neutral bis 2035: Eckpunkte eines deutschen Beitrags zur Einhaltung der 1,5-°C-Grenze* (Bericht). Wuppertal Institut für Klima, Umwelt, Energie gGmbH. <https://fff.link/studie>
- Zeit (2021). *Klimaliste auf Bundesebene gegründet* [Zeit Online]. <https://www.zeit.de/politik/deutschland/2021-07/bundestagswahl-klimaliste-bundespartei-klimawandel-gruene>
- Zino, L., Ye, M., & Cao, M. (2020). A two-layer model for coevolving opinion dynamics and collective decision-making in complex social systems. *Chaos: An Interdisciplinary Journal of Nonlinear Science, 30*(8), 083107. <https://doi.org/10.1063/5.0004787>

Anhang 1: Für diese Studie entwickelte Skalen

Frage: Stimmen Sie den folgenden Aussagen zu? (1 = Ich stimme überhaupt nicht zu, 5 = Ich stimme völlig zu)

Bedeutungsvoller positiver Affekt

Ich fühle mich motiviert, dass es Wege aus der Klimakrise gibt.

Ich bin hoffnungsvoll, dass ein Wandel möglich ist.

Ich fühle mich enthusiastisch, weil sich Menschen für den Klimaschutz einsetzen.

Zustimmung zu radikaler Klimapolitik

Wir brauchen einen radikalen politischen Wandel, um die Klimakrise zu bewältigen.

Politik sollte konsequent an Nachhaltigkeits- und Klimazielen ausgerichtet werden.

Politisches Umdenken ist notwendig, um die erforderlichen Veränderungen umzusetzen.

Frage: Für wie wahrscheinlich halten Sie die folgende Aussage? (1 = sehr unwahrscheinlich, 5 = sehr wahrscheinlich)

Wahlintention für die Klimaliste

Wenn die Klimaliste bei der nächsten Kommunal-, Landtags- oder Bundestagswahl anträte, würde ich sie wählen.

Anhang 2: Ergänzende Tabelle

Tabelle 5

Punktbiseriale Korrelationen zwischen den soziodemografischen Merkmale (Dummy-Variablen) und nicht-aktivistischem öffentlichem Umweltverhalten

| | | Zustimmung zu RK | KL-Sympathie | KL-Wahl- intention |
|-------------------------------------|--|---------------------|--------------|-----------------------|
| Geschlecht | Weiblich | .28* | .31* | .27* |
| | Männlich | -.30* | -.34* | -.29* |
| | Divers und andere | .09 | .10 | .06 |
| Einkommen ^a (in Euro) | Bis 1000 | .14* | .19* | .12* |
| | 1000 – 2500 | .04 | -.02 | .03 |
| | 2500 – 3000 | -.09 | -.13* | -.07 |
| | 3000 – 4000 | -.04 | .04 | -.02 |
| | 4000 – 7000 | -.08 | -.13 | -.11 |
| | Mehr als 7000 | -.09 | -.02 | .00 |
| Bildungsgrad | Haupt-/Volksschulabschluss | -.06 | -.03 | -.01 |
| | Realschulabschluss | -.03 | -.05 | .00 |
| | Hochschul-/Fachhochschulreife (Abitur) | .03 | .08 | .05 |
| | Berufsausbildung | -.04 | -.05 | .01 |
| | Bachelor/Fachhochschulabschluss | .00 | -.03 | .02 |
| | Master/Diplom | .01 | -.01 | -.07 |
| Bundesland | Baden-Württemberg | -.08 | -.06 | -.07 |
| | Bayern | -.05 | -.06 | .01 |
| | Berlin | .09 | .10 | .11* |
| | Brandenburg | .00 | -.03 | -.07 |
| | Bremen | .05 | .03 | -.02 |
| | Hamburg | .01 | -.03 | -.04 |
| | Hessen | -.02 | .01 | .03 |
| | Mecklenburg-Vorpommern | .02 | .02 | .06 |
| | Niedersachsen | .01 | -.01 | .04 |
| | Nordrhein-Westfalen | .04 | .04 | -.02 |
| | Rheinland-Pfalz | -.03 | -.03 | -.03 |
| | Saarland | -.04 | -.01 | .00 |
| | Sachsen | -.04 | -.03 | -.05 |
| | Sachsen-Anhalt | .06 | .00 | -.02 |
| | Schleswig-Holstein | -.03 | -.03 | -.02 |
| | Thüringen | .03 | .07 | .03 |

Anmerkungen. $N = 622$. * $p < .01$. ^a Einkommensklassen wurden übernommen von Statista (2009).

Eigenständigkeitserklärung

Ich versichere hiermit, dass die Bachelorarbeit mit dem Titel „*Wer würde für radikale Klimapolitik stimmen? Adaption und empirische Analyse eines Sozialen-Identitäts-Modells*“ von mir selbst und ohne jede unerlaubte Hilfe angefertigt wurde, dass sie noch an keiner anderen Hochschule zur Prüfung vorgelegen hat und dass sie weder ganz noch in Auszügen veröffentlicht worden ist. Die Stellen der Arbeit – einschließlich Tabellen, Karten, Abbildungen usw. –, die anderen Werken dem Wortlaut oder dem Sinn nach entnommen sind, habe ich in jedem einzelnen Fall kenntlich gemacht.



26. September 2021, Bonn

Anna Sach