

Umwelteinstellungen im Spannungsfeld der Krise. Eine Untersuchung zur zeitlichen Stabilität der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln

Matthias Penker¹, Rebecca Wardana¹, Beate Klösch¹ und Markus Hadler¹

¹ Universität Graz

Kontakt: Matthias.Penker@uni-graz.at

Abstract (dt.):

Bisherige Untersuchungen zu Umwelteinstellungen in Zeiten der Corona-Krise zeigen, dass es im Verlauf des ersten Jahres der Pandemie in den Bundesländern Wien, Niederösterreich und Steiermark zu einem Rückgang der Umweltbesorgnis und der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, gekommen ist. Im vorliegenden Beitrag möchten wir diese Erkenntnisse erweitern, indem wir die Entwicklung der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, österreichweit betrachten und im Rahmen von Panelanalysen aufarbeiten. Der Fokus des Beitrags liegt auf der Frage, wie sich Umwelteinstellungen über Krisenzeiten hinweg entwickeln, sowohl auf aggregierter als auch auf individueller Ebene. Die ersten Ergebnisse dieser neuen, österreichweiten Analyse deuten auf einen kleinen Rückgang der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, auf aggregierter Ebene hin. Dieser Rückgang zeigt sich allerdings erst zwischen dem zweiten Erhebungszeitpunkt der Umfragedaten im März 2021 und dem dritten Erhebungszeitpunkt im Juni 2022. Autoregressive Strukturgleichungen zeigen, dass die individuelle Bereitschaft in der vergangenen Erhebungswelle einen guten Prädiktor für die darauffolgenden Bereitschaftswerte darstellt.

Schlüsselwörter: Umwelteinstellungen, Strukturgleichungsmodelle, zeitliche Stabilität, Umweltbesorgnis, Längsschnittstudie

Abstract (eng.):

Previous research on environmental attitudes in times of the Corona crisis shows that there was a decline in environmental concern and willingness to act in an environmentally conscious manner during the first year of the pandemic in the provinces of Vienna, Lower Austria and Styria. In this paper, we aim to extend these findings by looking at the development of the willingness to act in an environmentally conscious manner across Austria and elaborating on this in panel analyses. The focus of the paper is on how environmental attitudes evolve over periods of crisis, both at the aggregate and individual level. The first results of this new Austria-wide analysis indicate a small decline in the willingness to act environmentally conscious on the aggregate level. However, this decline is only evident between the second survey data collection date in March 2021 and the third survey date in June 2022. Autoregressive structural equations show that individual-level willingness in the previous survey wave is a good predictor of subsequent willingness scores.

Keywords: environmental attitudes, structural equation modeling, temporal stability, environmental concern, longitudinal study

1 Einleitung

In einer ersten Studie untersuchten Wardana et al. (2022), wie sich die Einstellungen zum Klimawandel, die Umweltbesorgnis und die Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, zu Beginn der Corona-Krise in einigen österreichischen Bundesländern entwickelt hatten. Anhand von unabhängigen Umfragedaten zu drei Zeitpunkten zu Beginn der Corona-Krise konnte gezeigt werden, dass mit dem Ausbruch der Pandemie die Umweltbesorgnis und die Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, einen Rückgang erlitten haben. Dieser Rückgang wird unter anderem durch eine Verschiebung des öffentlichen und medialen Diskurses aufgrund der Pandemie und den damit einhergehenden krisenbedingten Einschränkungen und Veränderungen im gesellschaftlichen Zusammenleben erklärt.

Wir erweitern diese ersten Analysen in diesem Beitrag auf Gesamtösterreich. Dabei ist zu bedenken, dass seither viel passiert ist. Obwohl die Grünen, in Koalition mit der ÖVP, durch die vorgezogene Nationalratswahl 2019 erstmals in Österreich in der Bundesregierung vertreten sind und die Klimademonstrationen mit der *Fridays for Future*-Bewegung vor der Corona-Krise das Momentum des Klimadiskurses für sich gewinnen konnten, erfuhr diese Debatte angesichts der sich abzeichnenden Pandemie einen tiefen Einschnitt. Während der ersten Corona-Welle wurden strenge Maßnahmen zur Eindämmung des Virus forciert, indem innerhalb Österreichs einige Wochen lang strenge Ausgangsregelungen eingeführt wurden und der Bevölkerung angeordnet wurde, soziale Kontakte zu meiden und zuhause zu bleiben. Dies führte zu einem noch nie dagewesenen Stillstand des sozialen Lebens. Als eine nicht intendierte Konsequenz dieser strengen Maßnahmen berichteten wenige Wochen später Medien von der Erholung der Natur und gaben Anlass zur Hoffnung in der Bekämpfung des Klimawandels (Hentsch, 2020; Mast, 2020). Gleichzeitig warnten Wissenschaftler*innen, dass diese Maßnahmen keinen signifikanten Beitrag zur Bekämpfung des Klimawandels leisten könnten, wenn das gesellschaftliche Leben wieder aufgenommen wird wie zuvor (McElwee et al., 2020). Nach dem beinahe zwei Jahre lang den öffentlichen Diskurs dominierenden Navigieren durch die Pandemie und einer sukzessiven Wiederaufnahme des öffentlichen Lebens folgte im Februar 2022 der Einmarsch russischer Truppen in die Ukraine. Als Reaktion darauf verhängte die Europäische Union wirtschaftliche Sanktionen gegen Russland, was im Frühling 2022 zu einem enormen Anstieg der Energiepreise führte. Obwohl die türkis-grüne Regierung versuchte, diesen Teuerungen entgegenzuwirken, z.B. mittels

Energiebonus, bedeutete dies dennoch massive finanzielle Einschnitte für viele in Österreich lebende Menschen (Neusser et al., 2022). Parallel dazu wurden die Klimaproteste in jüngster Zeit wieder verstärkt aufgenommen. Insbesondere einschneidende Interventionen im öffentlichen Leben, wie Besetzungen und Klebeaktionen, wurden in den Medien verstärkt diskutiert. Diese werden unter anderem durch die Widerstandsbewegung *Letzte Generation* angeführt, welche aufgrund ihrer vehementen Protestaktionen die Öffentlichkeit polarisiert. All diese Ereignisse demonstrieren, dass wir längst in einem Zeitalter paralleler Krisen angekommen sind. Besonders die Wahrnehmung von Akteur*innen der Klimabewegung ist in den letzten Jahren einer wechselseitigen Dynamik unterlegen, da diese einerseits große Erfolge in der *Fridays for Future*-Bewegung feierten und andererseits nun mit ihren radikaleren Protestformen in der Kritik der Öffentlichkeit stehen. Umso interessanter ist es zu untersuchen, inwiefern sich Umwelteinstellungen in solch ereignisreichen Zeiten entwickeln. Kann man von einer Stabilität dieser Einstellungen ausgehen oder muss man mit massiven Veränderungen rechnen?

Zur Zeit unserer ersten Untersuchung standen noch keine Daten zu Umwelteinstellungen im Längsschnitt zur Verfügung. Drei Jahre nach Beginn der Pandemie können wir nun mit den *Values-in-Crisis*-Daten (VIC-Daten) auf drei Panelwellen aus dieser ereignisreichen Zeit zurückgreifen und der Frage nachgehen, wie sich die Umwelteinstellungen der Österreicher*innen – mit besonderem Fokus auf der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun –entwickelt haben. Dies werden wir nicht nur auf aggregierter Ebene über die Gesamtstichprobe hinweg, sondern insbesondere auch auf der individuellen Ebene anhand des Panelcharakters der Daten betrachten. Unsere Forschungsfragen lauten daher: *Wie stabil ist die a) aggregierte und b) individuelle Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, in Krisenzeiten?*

Wir beginnen mit einem kurzen theoretischen Überblick über die Definitionen sowie Determinanten von Umwelteinstellungen und Umweltverhalten. Zusätzlich diskutieren wir einige für unsere Forschung relevante empirische Befunde. Im Anschluss präsentieren wir die verwendeten Daten, das methodische Vorgehen sowie die Ergebnisse unserer Analysen.

2 Theoretischer Überblick und bisherige empirische Befunde

2.1 Definitionen und Determinanten von Umwelteinstellungen

Umwelteinstellungen werden in ihrer Definition überwiegend als multidimensional beschrieben. Eine dominante Unterscheidung basiert auf der tripartiten Einstellungstheorie. In dieser Theorieströmung werden Einstellungen in eine affektive, kognitive und konative Ebene differenziert. Zur affektiven Ebene werden all jene Einstellungen gezählt, die auf Emotionen beruhen (wie z.B. die Umweltbesorgnis), die kognitive Ebene beschreibt das Wissen hinsichtlich Umwelt- und Klimaschutz und die konative Ebene beschreibt das Verhalten und die dahinterliegenden Verhaltensintentionen. Diese drei Ebenen werden aber nicht getrennt voneinander betrachtet. In populären Modellen, wie der Ecology-Scale (Maloney & Ward, 1973), dem New-Ecological-Paradigm (Dunlap et al., 2000), der Value-Belief-Norm-Theory (Stern, 2000) oder Schultz' (2000, 2001) egoistischen, altruistischen und biosphärischen Werten, werden Mess- und Erklärungsansätze geliefert, wie Umwelteinstellungen überhaupt entstehen und Einstellungen und Verhaltensweisen zusammenhängen.

In diesem Beitrag liegt der Fokus auf der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, die insbesondere in wohlhabenden Ländern als zuverlässiger Prädiktor für Umweltverhalten gilt und somit der konativen Ebene im Sinne einer Verhaltensintention zugeordnet wird (Marquart-Pyatt, 2012; Mayerl & Best, 2019). Dieser Bereitschaft liegt eine Reihe von generalisierten Einstellungen, Normen und Werten zugrunde, die in einer hierarchischen Ordnung beeinflussend wirken. Normen und Werte bestimmen Einstellungen, Einstellungen determinieren Verhaltensintentionen, die wiederum das tatsächliche Verhalten beeinflussen. So konnte beispielsweise aufgezeigt werden, dass altruistische, biosphärische und kollektive Werthaltungen, kognitive Umwelteinstellungen, aber auch Vertrauen in die Politik, die Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, positiv beeinflussen können (Meyer & Liebe, 2010; Harring, 2013; Sánchez et al., 2018). Obwohl diese theoretischen Annahmen eine hierarchisch lineare Abhängigkeit von Normen, Werten, Einstellungen und Verhaltensweisen darlegen, muss angemerkt werden, dass dies nicht immer der Fall ist. In Bezug auf Umweltverhalten konnte beispielsweise gezeigt werden, dass hohe Pro-Umwelteinstellungen nicht zwingend erhöhtes Umweltverhalten hervorrufen müssen. Diese Diskrepanz zwischen Einstellungen und Verhalten ist unter dem Begriff "Value-Action Gap" bekannt (Kollmuss & Agyeman, 2002).

Neben diesen Normen, Werten und Einstellungen werden in der Forschung auch eine Reihe soziodemographischer Faktoren genannt, die auf Umwelteinstellungen beeinflussend wirken. Es werden unter anderem Unterschiede durch Alter, Geschlecht, Bildung, Einkommen und die politische Einstellung aufgezeigt. So sind es häufig jüngere Personen, Frauen, Personen mit höherer Bildung oder höherem Einkommen sowie politisch links positionierte Personen, die tendenziell höhere Umwelteinstellungen und umweltbewusstes Verhalten zeigen (siehe unter anderem Kollmuss & Agyeman, 2002; Stern, 2005; Hadler & Haller, 2013).

2.2 Die zeitliche Stabilität von Umwelteinstellungen

Zur zeitlichen Stabilität von Umwelteinstellungen auf der individuellen Ebene konnten wir nur eine überschaubare Anzahl an empirischen Befunden identifizieren. Kaiser und Byrka (2011) zeigen beispielsweise im Zuge einer Test-Retest-Reliabilitätsanalyse, dass Einstellungen zum Umweltschutz über die Dauer von zwei Jahren stabil bleiben ($r = 0,96$). Kaiser et al. (2014) identifizieren eine vergleichbar hohe Stabilität hinsichtlich der Einstellungen zum Umweltschutz sowie zur Natur mittels Cross-Lagged-Panel-Modellen. Cotta und Memoli (2020) berichten über einen Zeitverlauf von fast zehn Jahren (2008-2017) von einer Stabilität hinsichtlich der Priorisierung von Umweltschutz innerhalb europäischer Länder. Die Autor*innen zeigen, dass der Stellenwert von Umwelt- und Klimaschutz kontinuierlich zunimmt, auch im Vergleich zu anderen politischen und sozialen Anliegen. Darüber hinaus differenzieren sie zwischen dem Stellenwert von Umwelt- und Klimaschutz als individuelles und als staatliches Problem. Hierbei zeigte sich, dass sich die beiden Einstellungen ungleich veränderten. So kam es in Ländern, in denen Umwelt- und Klimaschutz zunehmend als staatliche Aufgabe auserkoren wurden, zu einem Rückgang in der Priorisierung des Umwelt- und Klimaschutzes auf der Individualebene.

2.3 Umwelteinstellungen in Krisenzeiten

Bisherige empirische Befunde zur Entwicklung von Umwelteinstellungen in Krisenzeiten zeigen ein gemischtes Bild. Auf der einen Seite gibt es Forschungen, die sich mit der Auswirkung ökonomischer Krisen (z.B. der Weltwirtschaftskrise ab 2007) auf Umwelteinstellungen befassen. Diese

Analysen deuten auf einen negativen Einfluss solcher Krisen auf Umwelteinstellungen und auf eine Abnahme der Bedeutung von Umweltthemen während ökonomisch prekären Situationen hin (Brulle et al., 2012; Scruggs & Benegal, 2012; Shum, 2012). So zeigt sich unter anderem, dass eine hohe Arbeitslosenquote negative Auswirkungen auf die Priorisierung von Umweltproblemen hat (Kahn & Kotchen, 2011; Kenny, 2020) oder grüne Parteien weniger gewählt werden (Abou-Chadi & Kayser, 2017). Dieser Zusammenhang von Umwelteinstellungen und der wirtschaftlichen Lage konnte sowohl auf Aggregat- als auch auf Individualebene für den europäischen Kontext nachgewiesen werden (Cotta & Memoli, 2020).

Das Thema Umwelt wird in Krisenzeiten als subjektiv weniger wichtig eingeschätzt, was mit den Annahmen der Theorien des Wohlstands (Dalton, 2005; Dunlap & York, 2008) und der Postmaterialismus-These (Inglehart, 1981, 1983, 2008) einhergeht. Beide Theorien verdeutlichen die Verbindung zwischen Wirtschaft und Umwelt und lassen darauf schließen, dass in Zeiten wirtschaftlichen Aufschwungs die Unterstützung von grünen Parteien und Klimapolitik begünstigt und die gesellschaftliche Akzeptanz von Umweltthemen erhöht wird. Dementsprechend liefern diese Befunde die komplementäre Annahme, dass in Zeiten ökonomischer Krisen die unmittelbare Bedrohung der eigenen finanziellen Existenz im Vergleich zur persönlichen Wichtigkeit von Umweltschutz überwiegt. Es kommt also zu einer Prioritätenverschiebung, welche unabhängig vom individuellen Umweltbewusstsein erfolgt. Obwohl ein Einbruch ökonomischer Stabilität einen Rückgang von Umwelteinstellungen begünstigen kann, sprechen Forscher*innen nur von einem kurzen, unmittelbaren negativen Effekt. Es ist somit zu erwarten, dass diese Einstellungen wieder an Relevanz gewinnen und ähnlich verbreitet werden wie zuvor.

In Bezug auf Österreich zeigen Umfragedaten einen Rückgang der Umweltbesorgnis zu Beginn der Pandemie auf, allerdings bleibt offen, ob dieser Rückgang in Zusammenhang mit wirtschaftlichen Faktoren steht (Wardana et al., 2022). Es gibt jedoch vereinzelte Forschungsergebnisse, die darauf hindeuten, dass die Priorisierung von Umweltthemen in Zeiten der Pandemie abgenommen und durch die materielle Situation von Individuen und deren Wertvorstellungen determiniert wird (Beiser-McGrath, 2022).

Die Auswirkungen von drei Jahren Pandemie betrafen jedoch nicht ausschließlich Österreichs Wirtschaft, sondern führten zu verstärkten Belastungen in unterschiedlichen Bereichen des sozialen Lebens (siehe u.a. Sammelbeiträge in Aschauer et al., 2022). Forschungen, die sich mit dem Einfluss der Pandemie auf Umwelteinstellungen und -verhalten beschäfti-

gen, zeigen auf, dass diese Krise nicht zwingend negative Auswirkungen haben muss (Jiang et al., 2021; Milfont et al., 2022). So konnte in einzelnen Ländern ein Anstieg von kollektiven und solidarischen Werten in Zeiten der Pandemie nachgewiesen werden. Davon profitieren auch Umwelteinstellungen, da der Schutz der Umwelt im Sinne eines gemeinschaftlichen Wohls von solch kollektiven Werten positiv beeinflusst wird. Durch einen Anstieg solcher Werte werden somit auch Umwelteinstellungen indirekt positiv beeinflusst. Dementsprechend konnte beispielsweise aufgezeigt werden, dass ein erfolgreiches Covid-19-Management (z.B. in Form von Social Distancing, Lockdowns etc.) die kollektive politische Wirksamkeit fördert, was sich wiederum positiv auf die individuellen Einstellungen zur Umwelt und zum Klimawandel auswirkt. Diese Effekte wurden jedoch ausschließlich auf der Aggregatebene festgestellt (Milfont et al., 2022).

Es zeigt sich also, dass für eine umfassende Einschätzung zur Stabilität bzw. Veränderung von Umwelteinstellungen sowohl Befunde auf Aggregat- als auch auf Individualebene notwendig sind. Es gibt aktuell keine uns zugänglichen empirischen Untersuchungen, die die zeitliche Stabilität von Umwelteinstellungen auf beiden Analyseebenen im Kontext einer umfassenden gesellschaftlichen Krise, wie der Covid-19-Pandemie, analysieren. Ziel dieses Beitrags ist es daher, diese Lücke zu schließen.

3 Daten und methodische Vorgehensweise

3.1 Datengrundlage

Wir verwenden den vollständigen Panel-Datensatz für Österreich aus dem internationalen *Values-in-Crisis-Projekt*¹ (VIC-Projekt), welcher sich aus insgesamt drei erhobenen Wellen zusammensetzt. Die erste Welle wurde im Mai 2020 erhoben, die zweite Welle im März 2021 und die dritte Welle im Juni 2022. Die Stichprobengrößen betragen 2 018, 2 082 und 2 123 Personen. 747 Befragte nahmen in allen drei Erhebungswellen an der Befragung teil und bilden unser "Panel".

1 World Value Survey Association (2020): Values in a Crisis Survey: Invitation for Participation, Online verfügbar unter <https://www.worldvaluessurvey.org/WVSNewsShow.jsp?ID=416> (Stand: 22.03.2023).

Zur Messung der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, ziehen wir drei Items heran. Der Fragetext lautet:

“Inwieweit fänden Sie es für sich persönlich akzeptabel,

- a) ... viel höhere Preise zu bezahlen, um die Umwelt zu schützen?
- b) ... viel höhere Steuern zu bezahlen, um die Umwelt zu schützen?
- c) ... Abstriche von Ihrem Lebensstandard zu machen, um die Umwelt zu schützen?”

Anhand des Fragetextes lässt sich erkennen, dass es sich nicht um die Messung einer tatsächlichen Bereitschaft handelt, sondern vielmehr um eine hypothetische Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun. In diesem Sinne wird die Skala stellvertretend für die konative Ebene von Umwelteinstellungen im Sinne einer Verhaltensintention herangezogen. Diese Drei-Item-Messung ist fest in der umweltsoziologischen Forschung verankert (siehe z.B. Hadler & Haller, 2011; Mayerl & Best, 2019; Klösch et al., 2021). Die Messstruktur wurde bereits in mehreren international vergleichenden Studien validiert (Mayerl & Best, 2019; Arts et al., 2021), nicht jedoch für den VIC-Datensatz. Um valide Vergleiche über die Zeit hinweg zu gewährleisten, wurde ein Test auf (konfigurale) longitudinale Invarianz durchgeführt (Newsome, 2015). Hierdurch konnte die Messung desselben Faktors über alle drei Wellen hinweg bestätigt werden. Zusätzlich ergab eine Reliabilitätsanalyse mittels Cronbachs α eine hohe interne Konsistenz in allen drei Wellen ($\alpha = 0,78 - 0,79$). Diese drei Items passen somit statistisch gut zusammen und wurden zu einer Skala vereint, woraufhin allen Befragten mit einer gültigen Antwort ein Wert zugewiesen wird. Die individuelle Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, bildet somit unsere abhängige Variable für die folgenden Analysen.

3.2 Analytisches Vorgehen

Unsere Analyse erfolgt in drei Schritten. Zuerst zeigen wir die Veränderungen der aggregierten Mittelwerte unserer abhängigen Variablen zwischen den drei Wellen auf. Hierfür greifen wir zunächst auf die jeweils verfügbare Gesamtstichprobe zurück und vergleichen diese mit den Mittelwerten unseres Panels. In einem zweiten Schritt untersuchen wir die Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, mittels linearer Regressionsmodelle. Hierfür verwenden wir folgende sozioökonomische Merkmale als unabhängige Variablen: Geschlecht, Alter (kategorisiert in fünf Klassen), den höchsten

Bildungsabschluss sowie den Wohnort und das Haushaltsnettoeinkommen, zentriert am jeweiligen Mittelwert. Zusätzlich betrachten wir Differenzen zwischen dem Panel und der Gesamtstichprobe.

Im dritten Schritt untersuchen wir die zeitliche Stabilität der Umweltbereitschaft innerhalb eines Individuums, wofür wir *autoregressive Strukturgleichungsmodelle* (ASM) verwenden. ASM kombinieren konfirmatorische Faktorenanalysen mit autoregressiven Analysen, wobei *autoregressiv* in diesem Zusammenhang bedeutet, dass der Einfluss einer früheren Messung auf das Ergebnis eines späteren Zeitpunkts festgestellt werden kann (Newsome, 2015). Im Folgenden wird die latente Variable zur Messung der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, während der zweiten Befragungswelle auf die Werte aus der ersten Welle regressiert. Die Werte aus Welle 2 dienen wiederum als Prädiktoren für die Bereitschaft in Welle 3. Bei diesen autoregressiven Koeffizienten handelt es sich daher um Stabilitätskoeffizienten. Diese beziehen sich ausschließlich auf die Rangordnung der Messwerte und können einen Wert im Bereich zwischen -1 und +1 aufweisen. Hohe positive Koeffizienten deuten auf eine hohe Stabilität der Rangordnung hin. Dies impliziert, dass Personen mit hohen Werten zum Zeitpunkt $t1$ auch hohe Werte während $t-1$ aufweisen und vice versa. Ein hoher positiver Stabilitätskoeffizient kann entweder daraus resultieren, dass die Messwerte konstant bleiben oder sich die Werte verkleinern bzw. vergrößern, aber die relativen Differenzen (d.h. die Rangordnung) erhalten bleiben. Hohe negative Koeffizienten beschreiben den reziproken Fall, wonach hohe Werte während t mit niedrigen Werten zu $t-1$ einhergehen. Niedrige Koeffizienten hingegen implizieren, dass es keine systematische Veränderung innerhalb eines Konstrukts über die Zeit hinweg gibt (Urban & Mayerl, 2014).

Alle ASM werden mittels *Full-Information-Maximum-Likelihood* (FIML)-Schätzung mit robusten Standardfehlern und robusten bzw. skalierten Teststatistiken und *Fit*-Indizes berechnet, um fehlende Werte und Abweichungen von der Annahme der multivariaten Normalverteilung zu berücksichtigen, wofür wir das R-Paket *lavaan* verwenden (Rosseel, 2012).

Die *Fit*-Indizes geben an, wie gut die beobachteten Daten durch unser Modell dargestellt werden. Die Modellanpassung gilt als gut, wenn der *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) unter 0,08, die *Standardized Root Mean Squared Residual* (SRMR) unter 0,05 und der *Comparative Fit Index* (CFI) über 0,95 liegen (Hu & Bentler, 1999). Alle Ergebnisse werden gegen Alpha-Fehler von $< 0,05$ getestet. Die Punktschätzungen der Koeffizienten werden mit 95% Konfidenzintervallen dargestellt.

4 Ergebnisse

Zunächst werden Ergebnisse zur Beantwortung unserer ersten Forschungsfrage, der Veränderung von Umwelteinstellungen auf aggregierter Ebene in Krisenzeiten, präsentiert. Abbildung 1 beinhaltet mehrere Boxplots und vermittelt einen ersten Überblick über die Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, für die Gesamtstichproben in den einzelnen Erhebungswellen. Während der Erhebungswellen 1 und 2 betrug die mittlere Zustimmung 2,82 ($SD = 0,97$) bzw. 2,83 ($SD = 0,98$). Die Mittelwerte beider Verteilungen sind statistisch nicht voneinander zu differenzieren. Im Unterschied hierzu sehen wir jedoch eine signifikante Mittelwertdifferenz von Welle 3 im Vergleich zu den restlichen beiden Wellen. Dieses Ergebnis ist auch robust, wenn nur das Panel herangezogen wird, siehe unterer Teil von Abbildung 1. Wie die visuelle Darstellung der Mittelwerte im rechten unteren Teil von Abbildung 1 nahe legt, ergibt ein t -Test für abhängige Stichproben eine signifikante Mittelwertdifferenz (mittlere Differenz = 0,16; $p < 0,000$; Cohen's $d = 0,19$) zwischen der Bereitschaft in Erhebungswelle 1 und 3 sowie zwischen Welle 2 und Welle 3 (mittlere Differenz = 0,16; $p < 0,000$; Cohen's $d = 0,20$). Die Effektstärken beider Mittelwertvergleiche sind zwar schwach, die Unterschiede sind jedoch allesamt statistisch signifikant. Daher lässt sich für die Aggregatebene schlussfolgern, dass über die Dauer des Erhebungszeitraums von Mai 2020 bis Juni 2022 ein geringer, aber doch statistisch signifikanter Rückgang in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, stattgefunden hat. Wie an den mittleren Differenzen ersichtlich wird, handelt es sich hier jedoch um keinen massiven Einbruch in der mittleren Bereitschaft der Österreicher*innen.

Tabelle 1 beinhaltet drei für jede Welle separat geschätzte lineare Regressionsmodelle. In jedem Modell wurde die Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, auf zentrale sozioökonomische Hintergrundvariablen regressiert. Die Koeffizienten sind nicht standardisiert und daher entsprechend der 1-bis-5-Skalierung der abhängigen Variablen zu interpretieren. Die erste Zeile in Tabelle 1 inkludiert die Regressionskonstante. Aufgrund der multivariaten Modellstruktur handelt es sich bei der Regressionskonstante um einen Mittelwert, bei dessen Interpretation sowohl die Dummykodierungen als auch die Mittelwertzentrierung des Haushaltsnettoeinkommens berücksichtigt werden müssen. Eine Lesehilfe für die Interpretation findet sich in den Anmerkungen unter Tabelle 1. Da alle Referenzkategorien zwischen den Modellen konstant gehalten wurden, können wir die Veränderung in den Konstanten als weiteren Indikator für die Veränderungen der

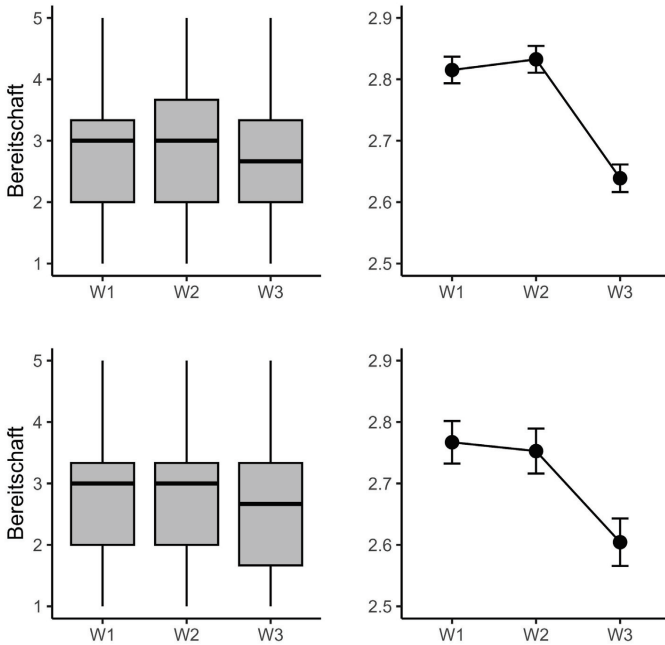


Abbildung 1: Veränderungen der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, auf der Aggregatebene für alle Befragten (oben) und für das Panel (unten) (Werte entsprechen den Mittelwertindizes der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun. Niedrige Werte repräsentieren eine niedrige Bereitschaft, hohe Werte eine hohe Bereitschaft; Stichprobengrößen obere Hälfte der Darstellung: Welle 1: $n = 1\,988$, Welle 2: $n = 2\,039$, Welle 3: $n = 2\,071$; Stichprobengröße untere Hälfte der Darstellung: $n = 747$; linke Hälfte der Darstellung sind Boxplots. Diese inkludieren den Median als schwarz hervorgehobene Linie sowie das 25%- und 75%-Quantil an den Enden der inkludierten Box, als auch das Minimum und Maximum der gemessenen Werte. Die rechte Hälfte der Darstellung sind Mittelwertdiagramme. Die schwarzen Punkte entsprechen dem jeweiligen Mittelwert und die Fehlerbalken dem Standardfehler des Mittelwertes; Datenquelle: VIC 2020-2022)

Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun in Gesamtösterreich über die Dauer von zwei Jahren heranziehen. Auch hier sehen wir, dass während Erhebungswelle 1 ($\beta_0 = 3,35$; 95% KI [3,19 - 3,51]) und Erhebungswelle 2 ($\beta_0 = 3,30$; 95% KI [3,17 - 3,43]) keine substantielle Veränderung festgestellt werden kann. Im Unterschied hierzu zeigt sich, dass die Konstante für Welle 3 ($\beta_0 = 3,09$; 95% KI [2,96 - 3,22]) deutlich unter den Werten der beiden vorigen Wellen liegt, was impliziert, dass zwischen Welle 3 und den beiden vorhergehenden Wellen ein Rückgang in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, stattgefunden hat.

Neben diesen Befunden zeigt Tabelle 1, dass die individuelle Umweltbereitschaft ungleich über einzelne Bevölkerungssegmente verteilt ist. Da es sich hierbei um ein multivariates Modell handelt, sind alle Koeffizienten unter Konstanthaltung der übrigen Koeffizienten zu interpretieren. So sehen wir, dass Frauen tendenziell eine höhere Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, aufweisen als Männer. Darüber hinaus haben Personen in der Altersgruppe zwischen 20 und 30 Jahren eine höhere Bereitschaft als ihre älteren Vergleichsgruppen. Auch weisen Personen mit einem Universitätsabschluss eine höhere Bereitschaft auf als Personen mit niedrigeren Bildungsabschlüssen. Des Weiteren beobachten wir einen signifikanten positiven Zusammenhang zwischen dem Haushaltsnettoeinkommen und der Bereitschaft. Der Vergleich des Wohnorts zwischen Stadt und Land sowie der Vorstadt ergibt hingegen kein eindeutiges Muster. Darüber hinaus differenzieren wir zwischen unserem Panel und den übrigen Befragten in einer Welle, wobei keine substantiellen Differenzen zwischen beiden Personengruppen auftreten. Abschließend sei noch darauf verwiesen, dass trotz mehrerer, statistisch signifikanter Zusammenhänge die Erklärungsleistung in jedem der dargestellten Modelle äußerst gering ausfällt. Dies impliziert, dass die verwendeten soziodemographischen Merkmale nur einen geringen Teilausschnitt der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, erklären können und für eine umfassendere Analyse weitere Variablen, wie beispielsweise weitere Umwelteinstellungen und Werte (Andersen & Mayerl, 2019) oder Vertrauen in politische Institutionen, berücksichtigt werden sollten (Fairbrother et al., 2019).

Um unsere zweite Forschungsfrage nach individuellen Veränderungen in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, über die Krisenzeit hinweg beantworten zu können, präsentieren wir nun die Analysen der autoregressiven Strukturgleichungsmodelle. Wie im Methodenteil beschrieben, können autoregressive Pfade als (zeitliche) Stabilitätskoeffizienten von Konstrukten interpretiert werden (Mayerl & Andersen, 2019). Abbildung

Tabelle 1: Regressionsmodelle zwischen Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, und soziodemographischen Merkmalen in der Gesamtstichprobe

| | Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln (B-Werte) | | |
|--|---|------------------------------|------------------------------|
| | Welle 1 | Welle 2 | Welle 3 |
| Konstante | 3.35 *** (3.19 – 3.51) | 3.30 *** (3.17 – 3.43) | 3.09 *** (2.96 – 3.22) |
| <i>Geschlecht, Referenz: weiblich</i> | | | |
| Männlich | -0.12 ** (-0.20 – -0.03) | -0.16 *** (-0.25 – -0.07) | -0,10 * (-0,19 – -0,01) |
| <i>Alter, Referenz: 20-30 Jahre</i> | | | |
| 31-40 Jahre | -0.31 *** (-0.45 – -0.17) | -0,15 * (-0,29 – -0,01) | -0,18 * (-0,32 – -0,04) |
| 41-50 Jahre | -0.16 * (-0.30 – -0.03) | -0,21 ** (-0,35 – -0,07) | -0,28 *** (-0,42 – -0,13) |
| 51-60 Jahre | -0.17 * (-0.30 – -0.04) | -0,21 ** (-0,35 – -0,08) | -0,22 ** (-0,36 – -0,08) |
| Über 60 Jahre | -0.14 * (-0.26 – -0.01) | -0,15 * (-0,28 – -0,02) | -0,19 ** (-0,32 – -0,05) |
| <i>Bildung, Referenz: Universität</i> | | | |
| AHS/BHS | -0.17 * (-0.32 – -0.01) | -0,17 * (-0,31 – -0,03) | -0,12 (-0,25 – 0,02) |
| BMS | -0.38 *** (-0.55 – -0.21) | -0,25 * (-0,48 – -0,01) | -0,04 (-0,30 – 0,21) |
| (keine) Pflichtschule/Lehre | -0.40 *** (-0.54 – -0.27) | -0,29 *** (-0,41 – -0,18) | -0,31 *** (-0,42 – -0,19) |
| <i>Wohnort, Referenz: Stadt</i> | | | |
| Land | -0.01 (-0.10 – 0.08) | -0,02 (-0,12 – 0,07) | -0,11 * (-0,20 – -0,01) |
| Vorstadt | -0.07 (-0.20 – 0.06) | -0,07 (-0,20 – 0,07) | -0,16 (-0,35 – 0,03) |
| Haushaltsnettoeinkommen (am Mittelwert zentriert) | 0.02 ** (0.00 – 0.03) | 0.01 * (0.00 – 0.03) | 0.03 *** (0.02 – 0.04) |
| <i>Panelteilnahme, Referenz: Nein</i> | | | |
| Teilnahme alle drei Wellen | -0.04 (-0.13 – 0.05) | -0.09 (-0.18 – 0.00) | 0.00 (-0.09 – 0.10) |
| N | 1994 | 1985 | 1961 |
| R ² / R ² korrigiert | 0,043 / 0,037 | 0,039 / 0,033 | 0,050 / 0,044 |

Anmerkung: Die mit Sternen markierten Regressionskoeffizienten deuten auf einen signifikanten Effekt hin (***) $p < 0,00$; ** $p < 0,01$; * $p < 0,05$). Ein positiver Koeffizient bedeutet eine höhere Bereitschaft, während ein negativer Koeffizient auf eine geringere Bereitschaft hinweist. Die Effekte der kategorialen Variablen müssen in Bezug zur jeweiligen Referenzkategorie betrachtet werden. Beispiel: Männer haben einen B-Wert von -0,12** (Welle 1). Das bedeutet, dass sie im Vergleich zur Referenzgruppe der Frauen um 0,12 Punkte weniger auf der Gesamtskala zur Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln, erzielen. Datenquelle: VIC 2020-2022.

2 inkludiert die zwei autoregressiven Koeffizienten sowie deren 95%-Konfidenzintervall. Das geschätzte Modell weist eine gute Anpassung auf (χ^2 [20] = 71,03; RMSEA = 0,059 95% KI [0,043 - 0,075]; SRMR = 0,042; CFI = 0,984, alle standardisierten Faktorladungen sind > 0,60). Wir sehen anhand der Höhe der beiden autoregressiven Koeffizienten (Erhebungswelle 1: 0,76; 95% KI [0,70 - 0,82]; Welle 2: 0,76; 95% KI [0,71 - 0,82]), dargestellt in Abbildung 2, dass die individuelle zeitliche Stabilität der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, zwischen den Wellen stark ausgeprägt ist. Die Koeffizienten implizieren, dass Personen mit einer hohen Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, während Erhebungswelle 1 auch eine hohe Bereitschaft während Erhebungswelle 2 aufweisen und vice versa. Dasselbe trifft auch auf die zeitliche Stabilität zwischen Welle 2 und Welle 3 zu. Trotz einer leichten mittleren Veränderung auf der Aggregatebene ist die relative Anordnung der Messwerte tendenziell stabil.

Da die Koeffizienten standardisiert sind und keine weiteren Prädiktoren im Modell inkludiert wurden, können darüber hinaus Aussagen über die Varianzaufklärung direkt an den autoregressiven Koeffizienten festgemacht werden, indem man ihre Werte quadriert. So können jeweils 58% der Varianz der individuellen Bereitschaft in einer Welle durch die Werte der Bereitschaft in der vorhergehenden Welle erklärt werden. Dies ist für sozialwissenschaftliche Verhältnisse durchaus hoch, deutet jedoch darauf hin, dass es weitere kausale Einflussfaktoren gibt, die bei der Erklärung der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, eine substantielle Rolle spielen.

Zusammenfassend sehen wir, dass die individuelle Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, zwar über die Dauer der Befragung relativ stabil ist. Da beide Koeffizienten jedoch < 1,0 sind, ist die relative Differenz (Rangordnung) der Messwerte zwischen den einzelnen Wellen nicht deckungsgleich. Dies impliziert wiederum, dass sich die Höhe der individuellen Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, für einen nicht unerheblichen Anteil an Personen im Vergleich zu der vorhergehenden Erhebungswelle unsystematisch verändert hat. Unsystematisch bedeutet in diesem Zusammenhang, dass für einige Personen mit hohen Bereitschaftswerten zu Zeitpunkt t im darauffolgenden Zeitpunkt $t+1$ niedrige Werte gemessen wurden und vice versa.

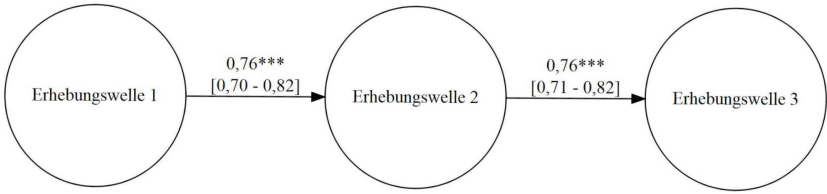


Abbildung 2: Autoregressive Stabilitätskoeffizienten zur Beschreibung der individuellen Stabilität der Bereitschaft, umweltbewusst zu handeln (Paneldaten; Datenquelle: VIC 2020-2022)

5 Konklusion und Ausblick

Der vorliegende Beitrag beschäftigt sich mit der zeitlichen Stabilität hinsichtlich der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, in Krisenzeiten. Hierfür differenzieren wir zwischen Veränderungen auf der Aggregat- und auf der Individualebene. Im Zuge der ersten Forschungsfrage bezüglich der Veränderung auf aggregierter Ebene konnte gezeigt werden, dass im Verlauf der Panelerhebung ein leichter, wenn doch statistisch signifikanter Rückgang in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, stattgefunden hat. Dieser Rückgang in der mittleren Bereitschaft vollzog sich jedoch nicht linear, sondern fand ausschließlich zwischen den Erhebungswellen 2 und 3 statt. Für die Erklärung eines solchen Rückgangs können an dieser Stelle nur Vermutungen angestellt werden. Bedenkt man den Verlauf globaler Ereignisse in den letzten Jahren, ist es denkbar, dass ein leichter Rückgang in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, durch die zum Erhebungszeitpunkt präsente Energiekrise in Kombination mit der Messstruktur der Hauptvariable erklärbar ist. Denn die Operationalisierung der Bereitschaft für umweltbewusste Verhaltensweisen zielt bei zwei der drei erhobenen Items auf monetäre Verhaltensweisen ab (Bereitschaft, höhere Preise und höhere Steuern zugunsten der Umwelt zu zahlen). Wenn Personen in Zeiten von finanziellen Nöten nach ihrer Bereitschaft zu solchen monetären Verhaltensweisen gefragt werden, erscheint es wenig überraschend, dass diese Bereitschaft geringer ausfällt. Außerdem ist anzumerken, dass diese drei Variablen lediglich eine Teildimension der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, abbilden und Personen für andere umweltfreundliche Verhaltensweisen eine hohe Bereitschaft zeigen können.

Die zweite Forschungsfrage widmete sich der Stabilität hinsichtlich der individuellen Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun. Hierbei konnte mittels autoregressiver Strukturgleichungsmodelle gezeigt werden, dass diese Bereitschaft eine hohe zeitliche Stabilität aufweist. Gleichzeitig implizieren die autoregressiven Koeffizienten allerdings, dass bei einem nicht unerheblichen Anteil an Personen eine unsystematische Veränderung hinsichtlich der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, über die Krisenzeit hinweg stattgefunden hat. Zieht man die Ergebnisse auf der Aggregatebene hinzu, wird ersichtlich, dass sich die individuellen Veränderungen zwischen den Erhebungswellen 1 und 2 nivellieren. Dies bedeutet, dass sich individuelle Rückgänge und Zunahmen der Bereitschaft im Mittel ausgleichen. Aufgrund des geringen Rückgangs in der mittleren Bereitschaft über die Gesamtstichprobe hinweg sowie der gleichzeitig hohen individuellen Stabilität zwischen den Erhebungswellen 2 und 3 lässt sich schlussfolgern, dass substantielle Veränderungen auf eine geringe Anzahl an Personen beschränkt sind. Aus diesen Koeffizienten lässt sich jedoch nicht schließen, bei welchen Personen eine Verringerung bzw. Zunahme in der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, stattgefunden hat und ob dies mit spezifischen soziodemographischen Merkmalen in Zusammenhang steht.

An dieser Stelle ist abschließend anzumerken, dass unsere Studie mit einigen Limitationen und Anknüpfungspunkten für zukünftige Forschungen einhergeht. Wir konnten mit unseren Regressionsanalysen zwar zeigen, dass unterschiedliche soziodemographische Charakteristika mit der Höhe der Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, assoziiert sind. Diese wurden jedoch nicht in eine weitere Analyse eingebunden. So könnten die unterschiedlichen Merkmale klassifiziert werden und als Analyseraster dienen, um die Höhe von Einstellungsänderungen an spezifischen Personengruppen festzumachen. Darüber hinaus könnten diese Variablen, z.B. in hybriden latenten Panelmodellen (Mayerl & Andersen, 2019), verwendet werden, um soziodemographische Unterschiede in der zeitlichen Veränderung zu identifizieren.

Diese Arbeit beschäftigte sich ausschließlich mit der zeitlichen Stabilität von Umwelteinstellungen. Kausalanalysen wurden nicht durchgeführt. Die Höhe der autoregressiven Koeffizienten sowie die daraus abgeleitete unaufgeklärte Varianz legen jedoch nahe, dass weitere kausale Faktoren eine Rolle spielen. So deuten Ergebnisse aus Querschnittsanalysen darauf hin, dass die individuelle Bereitschaft, etwas für die Umwelt zu tun, auch vom politischen Vertrauen abhängt (Fairbrother et al., 2019). Um die kausale

Relevanz dieser Befunde zu verstehen, sind allerdings weitere Paneldaten und experimentelle Designs notwendig.

Schlussendlich ist festzuhalten, dass die Umwelteinstellungen von in Österreich lebenden Personen, hier exemplarisch anhand der Bereitschaft für umweltbewusstes Verhalten dargelegt, über den Zeitverlauf stabil zu sein scheinen – auch in Zeiten multipler gesellschaftlicher Krisen. Zwar wirken sich insbesondere ökonomische Krisen, wie in Form der globalen Energiekrise nach dem russischen Angriff auf die Ukraine, aufgrund erhöhter finanzieller Belastungen und Existenzängste tendenziell negativ auf Umwelteinstellungen aus; jedoch zeigt sich dieser negative Effekt innerhalb unserer Daten nur in einem kleinen Ausmaß. Dennoch sei an dieser Stelle auf die Aufgabe der Regierung hingewiesen, ökonomische Ungleichheiten, welche durch gesellschaftliche Krisen verstärkt werden, innerhalb der Bevölkerung auszugleichen, um in weiterer Folge der Bekämpfung des Klimawandels gerecht zu werden. Zumindest lässt sich beobachten, dass der Klimadiskurs in den Medien und somit auch in der Öffentlichkeit in letzter Zeit wieder verstärkt an Aufmerksamkeit gewinnt. Dies wird vor allem durch an Vehemenz zunehmenden Protestaktionen der *Letzten Generation* und ähnlichen Umweltbewegungen beschleunigt, welche die Bekämpfung des Klimawandels wieder in den Fokus des staatlichen Krisenmanagements zu katapultieren versuchen. Wie sich die Umwelteinstellungen der österreichischen Bevölkerung nun im Kontext der aktuellen, polarisierenden Protestformen und dem weiteren Verlauf der Energiekrise entwickeln werden, bleibt abzuwarten und mittels sozialwissenschaftlicher Daten weiterhin zu beobachten.

Literatur

- Abou-Chadi, T. & Kayser, M. A. (2017). It's not easy being green: Why voters punish parties for environmental policies during economic downturns. *Electoral Studies*, 45, 201–207. DOI: 10.1016/j.electstud.2016.10.009.
- Arts, I., Fang, Q., van de Schoot, R. & Meitinger, K. (2021). Approximate Measurement Invariance of Willingness to Sacrifice for the Environment Across 30 Countries: The Importance of Prior Distributions and Their Visualization. *Frontiers in Psychology*, 12, 624032. DOI: 10.3389/fpsyg.2021.624032.
- Aschauer, W., Glatz, C. & Prandner, D. (Hg.) (2022). *Die österreichische Gesellschaft während der Corona-Pandemie*. Springer Fachmedien.
- Beiser-McGrath, L. F. (2022). COVID-19 led to a decline in climate and environmental concern: evidence from UK panel data. *Climatic Change*, 174, (3-4), 31. DOI: 10.1007/s10584-022-03449-1.

- Cotta, B. & Memoli, V. (2020). Do environmental preferences in wealthy nations persist in times of crisis? The European environmental attitudes (2008-2017). *Riv. ital. sci. polit.*, 50(1), 1–16. DOI: 10.1017/ipo.2019.3.
- Brulle, R. J., Carmichael, J. & Jenkins, J. Craig (2012). Shifting public opinion on climate change: an empirical assessment of factors influencing concern over climate change in the U.S., 2002–2010. *Climatic Change*, 114(2), 169–188. DOI: 10.1007/s10584-012-0403-y.
- Dalton, R. J. (2005). The Greening of the Globe? Cross-national Levels of Environmental Group Membership. *Environmental Politics*, 14(4), 441–459. DOI: 10.1080/09644010500175783.
- Dunlap, R. E., van Liere, K. D., Mertig, A. G. & Jones, R. E. (2000). New Trends in Measuring Environmental Attitudes: Measuring Endorsement of the New Ecological Paradigm: A Revised NEP Scale. *Journal Social Issues*, 56(3), 425–442. DOI: 10.1111/0022-4537.00176.
- Dunlap, R. E. & York, R. (2008). The Globalization of Environmental Concern and The Limits of The Postmaterialist Values Explanation: Evidence from Four Multinational Surveys. *The Sociological Quarterly*, 49(3), 529–563. DOI: 10.1111/j.1533-8525.2008.00127.x.
- Fairbrother, M., Johansson S., I. & Kulin, J. (2019). Political trust and the relationship between climate change beliefs and support for fossil fuel taxes: Evidence from a survey of 23 European countries. *Global Environmental Change*, 59, 102003. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2019.102003.
- Hadler, M. & Haller, M. (2013). A shift from public to private environmental behavior: Findings from Hadler and Haller (2011) revisited and extended. *International Sociology*, 28(4), 484–489. DOI: 10.1177/0268580913494661.
- Hadler, M. & Haller, M. (2011). Global activism and nationally driven recycling: The influence of world society and national contexts on public and private environmental behavior. *International Sociology*, 26(3), 315–345. DOI: 10.1177/0268580910392258.
- Harring, N. (2013). Understanding the Effects of Corruption and Political Trust on Willingness to Make Economic Sacrifices for Environmental Protection in a Cross-National Perspective. *Social Science Quarterly*, 94(3), 660–671. DOI: 10.1111/j.1540-6237.2012.00904.x.
- Hentsch, A.-K. (2020). *Kurzfristig positiv: Corona-Effekte auf die Umwelt*. National Geographic. <https://www.nationalgeographic.de/umwelt/2020/03/kurzfristig-positiv-corona-effekte-auf-die-umwelt> (Stand: 22.03.2023).
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Inglehart, R. F. (2008). Changing Values among Western Publics from 1970 to 2006. *West European Politics*, 31(1-2), 130–146. DOI: 10.1080/01402380701834747.
- Inglehart, R. F. (1983). The Persistence of Materialist and Post-Materialist Value Orientations: Comments on Van Deth's Analysis*. *European Journal of Political Research*, 11(1), 81–91. DOI: 10.1111/j.1475-6765.1983.tb00044.x.

- Inglehart, R. F. (1981). Post-Materialism in an Environment of Insecurity. *American Political Science Review*, 75(4), 880–900. DOI: 10.2307/1962290.
- Jiang, D., Li, M., Wu, H. & Liu, S. (2021). Learning from COVID-19: Infectious Disease Vulnerability Promotes Pro-Environmental Behaviors. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(16). DOI: 10.3390/ijerph18168687.
- Kahn, M. E. & Kottchen, M. J. (2011). Business Cycle Effects on Concern about Climate Change: The Chilling Effect of Recession. *Climate Change Economics*, 02(03), 257–273. DOI: 10.1142/S2010007811000292.
- Kaiser, F. G. & Byrka, K. (2011). Environmentalism as a trait: gauging people's prosocial personality in terms of environmental engagement. *International Journal of Psychology*, 46(1), 71–79. DOI: 10.1080/00207594.2010.516830.
- Kaiser, F. G., Brügger, A., Hartig, T., Bogner, F. X. & Gutscher, H. (2014). Appreciation of nature and appreciation of environmental protection: How stable are these attitudes and which comes first? *European Review of Applied Psychology*, 64(6), 269–277. DOI: 10.1016/j.erap.2014.09.001.
- Kenny, J. (2020). Economic conditions and support for the prioritisation of environmental protection during the Great Recession. *Environmental Politics*, 29(6), 937–958. DOI: 10.1080/09644016.2019.1680074.
- Klösch, B., Wardana, R., Hadler, M. (2021). Impact of the COVID-19 pandemic on the willingness to sacrifice for the environment: The Austrian case. *Österreichische Zeitschrift für Soziologie*, 46, 457–469. DOI: <https://doi.org/10.1007/s11614-021-00464-x>
- 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. DOI: 10.1080/13504620220145401.
- Maloney, M. P. & Ward, M. P. (1973). Ecology: Let's hear from the people: An objective scale for the measurement of ecological attitudes and knowledge. *American Psychologist*, 28(7), 583–586. DOI: 10.1037/h0034936.
- Marquart-Pyatt, S. T. (2012). Explaining Environmental Activism Across Countries. *Society & Natural Resources*, 25(7), 683–699. DOI: 10.1080/08941920.2011.625073.
- Mast, M. (2020). *Der Mensch hat Pause, der Planet atmet auf*. Zeit online. <https://www.zeit.de/wissen/gesundheit/2020-03/corona-auswirkungen-klima-umwelt-emissionen-muell22.03.2023>. (Stand: 22.3.2023).
- Mayerl, J. & Andersen, H. K. (2019). Recent Developments in Structural Equation Modeling with Panel Data. Causal Analysis and Change over Time in Attitude Research. In J. Mayerl, T. Krause, A. Wahl & M. Wuketich (Hrsg.), *Einstellungen und Verhalten in der empirischen Sozialforschung*. Springer Fachmedien, 415–449.
- Mayerl, J. & Best, H. (2019). Attitudes and behavioral intentions to protect the environment: How consistent is the structure of environmental concern in cross-national comparison? *International Journal of Sociology*, 49(1), 27–52. DOI: 10.1080/00207659.2018.1560980.

- McElwee, P., Turnout, E., Chiroleu-Assouline, M., Clapp, J., Isenhour, C., Jackson, T. et al. (2020). Ensuring a Post-COVID Economic Agenda Tackles Global Biodiversity Loss. *One earth* (Cambridge, Mass.), 3(4), 448–461. DOI: 10.1016/j.oneear.2020.09.011.
- Meyer, R. & Liebe, U. (2010). Are the affluent prepared to pay for the planet? Explaining willingness to pay for public and quasi-private environmental goods in Switzerland. *Population and Environment*, 32(1), 42–65. DOI: 10.1007/s11111-010-0116-y.
- Milfont, T. L., Osborne, D. & Sibley, C. G. (2022). Socio-political efficacy explains increase in New Zealanders' pro-environmental attitudes due to COVID-19. *Journal of Environmental Psychology*, 79, 101751. DOI: 10.1016/j.jenvp.2021.101751.
- Neusser, K., Reiter, M., Koch, S., Felbermayr, G., Baumgartner, J. & Schratzenstaller, M. (2022). *Maßnahmen zur Bekämpfung der Inflation und ihrer Auswirkungen. Eine gemeinsame Stellungnahme von IHS und WIFO*. Policy Brief Nr. 8. [http://irihs.ihs.ac.at/6191/\(Stand: 22.03.2023\)](http://irihs.ihs.ac.at/6191/(Stand: 22.03.2023)).
- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling. A comprehensive introduction*. New York: Routledge (Multivariate applications series). <https://www.taylorfrancis.com/books/9781315871318>.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>.
- Sánchez, M., López-Mosquera, N., Lera-López, F. & Faulin, J. (2018). An Extended Planned Behavior Model to Explain the Willingness to Pay to Reduce Noise Pollution in Road Transportation. *Journal of Cleaner Production*, 117, 144–154. DOI: 10.1016/j.jclepro.2017.12.210.
- Schultz, P. W. (2001). The Structure of Environmental Concern: Concern for Self, Other People, and the Biosphere. *Journal of Environmental Psychology*, 21(4), 327–339. DOI: 10.1006/jev.2001.0227.
- Schultz, P. W. (2000). New Environmental Theories: Empathizing With Nature: The Effects of Perspective Taking on Concern for Environmental Issues. *Journal Social Issues*, 56(3), 391–406. DOI: 10.1111/0022-4537.00174.
- Scruggs, L. & Benegal, S. (2012). Declining public concern about climate change: Can we blame the great recession? *Global Environmental Change*, 22(2), 505–515. DOI: 10.1016/j.gloenvcha.2012.01.002.
- Shum, R. Y. (2012). Effects of economic recession and local weather on climate change attitudes. *Climate Policy*, 12(1), 38–49. DOI: 10.1080/14693062.2011.579316.
- Stern, P. C. (2000). New Environmental Theories: Toward a Coherent Theory of Environmentally Significant Behavior. *Journal Social Issues*, 56(3), 407–424. DOI: 10.1111/0022-4537.00175.
- Stern, P. C. (2005). Understanding Individuals' Environmentally Significant Behavior. *Environmental Law Reporter News & Analysis*, 35(11), 10785–10790.
- Urban, D. & Mayerl, J. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung. Ein Ratgeber für die Praxis*. Springer VS.

Wardana, R., Klösch, B. & Hadler, M. (2022). Umwelt in der Krise. Einstellungen zu Klimawandel und Umweltbesorgnis sowie Bereitschaft zu umweltbewusstem Verhalten in Krisenzeiten. In W. Aschauer, C. Glatz & D. Prandner (Hrsg.), *Die österreichische Gesellschaft während der Corona-Pandemie*. Springer Fachmedien, 241-267.

