

Deliah Wagner | Jennifer Laura Führer | Frank Asbrock [Hrsg.]

Von Kriminalitätsfurcht zu Feindseligkeit

Dynamiken der Kriminalitätswahrnehmung
im politischen Kontext



Nomos









Inhalt

Vorwort	7
Kriminalitätswahrnehmung im Spiegel sozialer Dynamiken <i>Deliah Wagner, Jennifer Laura Führer und Frank Asbrock</i>	9
Gewalt durch Zustimmung. Wenn das regionale Meinungsklima vorurteilsmotivierte Gewalt billigt <i>Rowenia Bender und Oliver Christ</i>	17
Nur »besorgte Bürger«? Untersuchung der Wechselwirkungen zwischen Kriminalitätsfurcht und rechtspopulistischer Unterstützung <i>Henrik Andersen und Jochen Mayerl</i>	43
Soziale Determinanten des rechtsgerichteten Autoritarismus. RWA als abhängige Variable <i>Clemens Lindner, Pascal Gelfort und Thomas Kessler</i>	71
Zur Struktur des Zusammenhangs von Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit <i>Eva Groß, Stefanie Kemme, Joachim Häfele und Jasper Bendler</i>	103
Politische Kriminalitätsfurcht und Wahlverhalten. Wie die Sorge vor Extremismus und Issue-Ownership die Wahlabsicht prägen <i>Reinhold Melcher und Christoph Meißelbach</i>	133
Kriminalität, Verbrechensfurcht und andere Unannehmlichkeiten. Zu den Ursachen und Folgen der »German Angst« <i>Thomas Feltes</i>	169
Autor:inneninformationen	187

Vorwort

Liebe Leserinnen und Leser,

warum beschäftigt sich die Forschung mit der Wahrnehmung von Kriminalität? Und was soll das überhaupt sein? Die Frage danach, wie Kriminalität wahrgenommen wird, beinhaltet die Annahme, dass diese Wahrnehmung sich von der tatsächlichen Kriminalität unterscheidet. Aus der Psychologie wissen wir, dass die Wahrnehmung der Welt nicht mit der Realität übereinstimmt; dass wir von Zielen, Vorwissen, Annahmen und weiteren Faktoren in unserer Wahrnehmung mitbeeinflusst werden. Aus der Soziologie wissen wir, wie soziale Umstände unser Zusammenleben und die Wahrnehmung der Verhältnisse beeinflussen. Und die Kriminologie lehrt uns, dass diese Faktoren entscheidend sind für den gesellschaftlichen Umgang mit Kriminalität. Im vorliegenden Band wollen wir nicht nur auf die Zusammenhänge dieser Faktoren eingehen und so die Wahrnehmung von Kriminalität beschreiben, wir möchten einen Schritt weitergehen und die Ursachen und Folgen der Kriminalitätsfurcht untersuchen.

Dazu haben wir Expert:innen aus der Kriminologie, Soziologie und Psychologie eingeladen, Daten aus einem aktuellen längsschnittlichen Projekt zu analysieren, dem *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS), das über fünf Wellen die Entwicklung dieser Wahrnehmung an einer großen deutschen Stichprobe verfolgt hat. So ist es, im Gegensatz zu vielen anderen Studien, möglich, die zeitliche Entwicklung der Kriminalitätswahrnehmung sowie ihre Ursachen und Folgen in den Blick zu nehmen. Moderne statistische Auswertungsmethoden erlauben fundierte Aussagen über die Zusammenhänge zwischen Kriminalitätswahrnehmung (und verwandten Konstrukten), ideologischen Einstellungen und politischem Extremismus. In Zeiten gesellschaftlicher Umbrüche und zunehmender politischer Polarisierung geraten die Wahrnehmung von Kriminalität und Sicherheit sowie der Umgang mit wahrgenommenen Bedrohungen wieder stärker in den Fokus politischer Diskurse und auch alltäglicher Interaktionen.

Die vorliegenden Beiträge geben Einblicke in die Mechanismen, die autoritäre und rechtspopulistische Einstellungen fördern und die Wahrnehmung von Kriminalität beeinflussen. Sie verdeutlichen die Rolle sozialer Kontexte und deren Einfluss auf individuelle Einstellungen und Verhaltensweisen. Die Analyse der Wechselwirkungen zwischen Kriminalitätsfurcht, politischen Einstellungen und sozialem Umfeld liefert wichtige theoretische und praxisrelevante Erkenntnisse.

Wir möchten uns an dieser Stelle bei all denjenigen bedanken, die maßgeblich zum Gelingen dieses Sammelbandes beigetragen haben. Ihre Unterstützung und Ihr Engagement haben dieses Projekt erst möglich gemacht. An erster Stelle sind hier natürlich die Autor:innen der Beiträge zu nennen, ohne deren hervorragende und am Zeitplan orientierte Arbeit dieser Sammelband nicht hätte erscheinen können. Ebenfalls gilt ein großer Dank den (ehemaligen) Mitarbeiter:innen des Zentrums für kriminologische Forschung e.V., die an der Erstellung des PaWaKS und des Sammelbandes beteiligt waren: Flavio Azevedo, Rowenia Bender, Aaron Bielejewski, Stefanie Brunkow, Isabelle Einhorn-Kovalenko, Annalena Oehme, Anika Radewald, Klara Steinmetz und Kristin Weber. Ein weiterer großer Dank geht an Ipsos, insbesondere Alexandra Schoen, die uns als Marktforschungsunternehmen bei der Datenerhebung und Panelpflege seit Beginn des Projekts unterstützt haben. Weiterhin bedanken wir uns bei Sarah Bellersheim vom Nomos Verlag für die hervorragende Betreuung unseres Projekts. Zuletzt möchten wir dem Sächsischen Staatsministerium der Justiz und für Demokratie, Europa und Gleichstellung danken, die das Projekt von Anfang an finanziell unterstützt haben und ohne deren Hilfe keine Datenerhebung oder Publikation möglich gewesen wäre.

Wir hoffen, dass die Beiträge dieses Sammelbandes Ihnen neue Erkenntnisse bieten, Sie zum Nach- und Weiterdenken anregen und vielleicht auch Widerspruch und Diskussionsbedarf hervorrufen. Gerade in Zeiten der Polarisierung ist die konstruktive und sachliche Diskussion über wissenschaftliche Befunde und ihre Interpretation wichtiger denn je.

Chemnitz im August 2024

Deliah Wagner, Jennifer Laura Führer und Frank Asbrock

Kriminalitätswahrnehmung im Spiegel sozialer Dynamiken

Deliah Wagner, Jennifer Laura Führer und Frank Asbrock

Die Wahrnehmung von Kriminalität und der gesellschaftliche Umgang mit ihr basieren nicht ausschließlich auf objektiven Fakten. Die Entwicklung der polizeilich registrierten Kriminalität reicht als alleiniger Erklärungsfaktor für die Wahrnehmung der Entwicklung von Kriminalität nicht aus (Kemme et al., 2024). Vielmehr wird diese Wahrnehmung durch ein komplexes Zusammenspiel von psychologischen, soziologischen und Umweltfaktoren geprägt. Sie beeinflussen, wie Menschen Kriminalität wahrnehmen, welche Ängste und Einstellungen sie entwickeln und wie sie auf Kriminalität reagieren. Häufig weichen die subjektiven Wahrnehmungen dabei erheblich von den tatsächlichen Kriminalitätsraten ab, was wiederum politische und gesellschaftliche Konsequenzen nach sich ziehen kann.

Eine differenzierte Analyse der Kriminalitätswahrnehmung und ihrer Determinanten ist daher von großer Bedeutung. Sie ermöglicht es, die Diskrepanzen zwischen subjektiver Wahrnehmung und objektiver Realität zu verstehen und zu erklären. Dies ist besonders relevant für die Entwicklung effektiver Präventionsstrategien und politischer Maßnahmen, die auf eine Verbesserung der öffentlichen Sicherheit und des sozialen Zusammenhalts abzielen.

Das Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen

Die meisten Studien zur Wahrnehmung von Kriminalität und den damit zusammenhängenden Faktoren in Deutschland und international beruhen auf einmaligen Datenerhebungen, die durch Wiederholungen zwar Trendanalysen erlauben (z. B. der Deutsche Viktimisierungssurvey, SKiD), aber keine Entwicklungen innerhalb von Personen abbilden können. So ist es nicht möglich, durch diese Analysen Aussagen darüber zu treffen, welche Faktoren über die Zeit die Wahrnehmung von Kriminalität und die Kriminalitätsfurcht beeinflussen und welche Folgen die Kriminalitätswahrnehmung z. B. für entsprechende Verhaltensreaktionen hat. Eine der wenigen Ausnahmen stellt eine Studie des Kriminologischen Forschungszentrums Niedersachsen (KFN) dar, in der 2004 und 2006 die Entwicklung der Kriminalitätswahrnehmung an ca. 1.200 Personen in Deutschland untersucht wurde

(Windzio et al., 2007). Die Studie gibt erste Einblicke in die Entwicklung der Kriminalitätswahrnehmung über die Zeit, verfügt aber nur über zwei Messzeitpunkte, was die Analyse kausaler Effekte deutlich einschränkt (Andersen, 2022). Darüber hinaus ist die Stichprobe relativ klein, sodass die Analyse regionaler Unterschiede schwierig ist. Vor diesem Hintergrund wurde das *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS) ins Leben gerufen. Diese längsschnittliche Untersuchung verbindet verschiedene wissenschaftliche Disziplinen wie Kriminologie, Soziologie und Psychologie, um ein umfassendes Bild der Entwicklungen in der Kriminalitätswahrnehmung zu zeichnen. Seit März 2022 wurden mehr als 5.000 Personen deutschlandweit über einen Zeitraum von zwei Jahren halbjährlich zu verschiedenen Aspekten der Kriminalitätswahrnehmung sowie zu grundlegenden psychologischen und soziologischen Konzepten befragt. Diese Methode mit insgesamt fünf Messzeitpunkten erlaubt es, zeitliche Verläufe und Veränderungen in der Wahrnehmung von Kriminalität zu erfassen, die mit Querschnittsbefragungen und Längsschnittstudien mit nur zwei Messzeitpunkten nicht sichtbar wären.

In einer jährlich erschienenen Berichtsserie wurden die zu diesem Zeitpunkt bereits verfügbaren Erhebungswellen schlaglichtartig im Rahmen von Einzelberichten ausgewertet und veröffentlicht. Die erste Berichtsserie erschien im August 2022 und enthielt querschnittliche Analysen zu insgesamt vier Themenbereichen: Kriminalitätsfurcht und wahrgenommene Kriminalitätsentwicklung (Bolesta & Führer, 2022), Stereotype über Straftäter:innen (Bolesta et al., 2022), Intergruppenkontakt mit Polizei, Straftäter:innen und Justiz (Bender & Asbrock, 2022) sowie Vertrauen in Polizei, Justiz und öffentliche Verwaltung (Bielejewski et al., 2022). Zum Zeitpunkt der Veröffentlichung der zweiten Berichtsserie im September 2023 lagen bereits drei Erhebungswellen vor, weshalb neben Querschnittsanalysen zu den Themen Wahrnehmung und Bewertung von Strafformen (Führer et al., 2023), Vorurteilkriminalität (Bender & Weber, 2023), Wirtschaftskriminalität (Asbrock et al., 2023) und Öffentliche Wahrnehmung des Strafvollzugs (Radewald & Bielejewski, 2023) auch erste Längsschnittanalysen zur Diskrepanz zwischen wahrgenommener und tatsächlicher Kriminalitätsentwicklung getätigt werden konnten (Bolesta et al., 2023).

Längsschnittstudien sind besonders bedeutsam, weil sie Entwicklungen über die Zeit innerhalb von Personen beschreiben können und es ermöglichen, kausale Zusammenhänge zu beleuchten. Während Querschnittstudien lediglich eine Momentaufnahme bieten und somit keine Aussagen über Ursache-Wirkungs-Beziehungen zulassen, erlauben Längsschnittstudien die Beobachtung von Veränderungen über die Zeit. Dadurch kann untersucht werden, ob und wie bestimmte Ereignisse oder Entwicklungen die

Wahrnehmung bzw. das Verhalten der Menschen beeinflussen und wie sich verschiedene Einstellungen gegenseitig bedingen. Sie ermöglichen es, die Interaktion zwischen individuellen Erfahrungen und sozialen Kontexten zu untersuchen, und bieten tiefere Einblicke in die Dynamik sozialer Phänomene. So können regionale Daten wie die polizeiliche Kriminalstatistik, Arbeitslosigkeit, Bevölkerungsdichte oder Mietspiegel mit den Befragungsdaten kombiniert werden, um komplexe Analysen durchzuführen, die das Zusammenspiel psychologischer Prozesse und objektiver Lebensbedingungen beleuchten.

Die Erkenntnisse aus Längsschnittstudien sind nicht nur für die wissenschaftliche Forschung von großer Bedeutung, sondern bieten auch wertvolle Informationen für die Politik und die Praxis. Durch das Verständnis der Dynamiken in der Kriminalitätswahrnehmung können politische Entscheidungsträger:innen evidenzbasierte Maßnahmen entwickeln, die besser auf die tatsächlichen Bedürfnisse und Sorgen der Bevölkerung abgestimmt sind. Beispielsweise können Programme zur Kriminalprävention und -bekämpfung gezielter gestaltet werden, indem sie auf empirisch belegte Zusammenhänge zwischen Wahrnehmungen, Ängsten und tatsächlichem Verhalten aufbauen.

Darüber hinaus können die Ergebnisse solcher Studien dazu beitragen, die öffentliche Debatte zu versachlichen und populistischen Tendenzen entgegenzuwirken. Wenn politische Akteur:innen und die Zivilgesellschaft ein besseres Verständnis dafür haben, wie Kriminalitätswahrnehmungen entstehen und sich verändern, können sie wirksamer gegen Fehlinformationen und stereotype Vorstellungen vorgehen. Dies kann zu einer faktenbasierten und weniger angstgesteuerten öffentlichen Wahrnehmung von kriminologischen Themen führen.

Die Beiträge in diesem Sammelband

Für diesen Sammelband haben wir Kolleginnen und Kollegen aus verschiedenen Fachdisziplinen zusammengebracht, um gemeinsam das Thema Kriminalitätswahrnehmung aus unterschiedlichen Perspektiven zu beleuchten. Die Kriminologie lebt von der Interdisziplinarität, und nur durch die Integration von Erkenntnissen aus verschiedenen Bereichen wie Soziologie, Psychologie, Politikwissenschaft und Rechtswissenschaft können wir ein tiefgehendes und umfassendes Verständnis entwickeln. Diese vielfältigen Perspektiven ermöglichen es uns, die komplexen Wechselwirkungen zwischen individuellen Erfahrungen, sozialen Kontexten und gesellschaftlichen Diskursen zu erfassen.

Die Beiträge in diesem Band spiegeln diese interdisziplinäre Herangehensweise wider und zeigen auf, wie unterschiedliche methodische Ansätze und theoretische Rahmenbedingungen zur Erklärung und Analyse der Kriminalitätswahrnehmung beitragen können. Durch die Zusammenarbeit von Expertinnen und Experten aus verschiedenen Disziplinen wird es möglich, fundierte und differenzierte Einsichten zu gewinnen, die über isolierte Betrachtungen hinausgehen.

Der Beitrag von *Rowenia Bender* und *Oliver Christ* dreht sich darum, wie regionale Unterschiede die Bewertung von Vorurteilskriminalität in Deutschland beeinflussen. Solche Taten, die sich gegen marginalisierte Gruppen richten, haben weitreichende gesellschaftliche Auswirkungen. Die Studie zeigt, dass etwa 70 Prozent der Befragten vorurteilsmotivierte Gewalttaten als sehr verwerflich einstufen. Interessanterweise verurteilen Personen aus den sogenannten alten Bundesländern diese Gewalt stärker als jene aus den neuen Bundesländern. Auch nach Berücksichtigung soziostruktureller und ideologischer Faktoren bleibt die geografische Differenz signifikant. Diese Erkenntnisse gewähren tiefe Einblicke in regionale Einstellungen zu Hasskriminalität und in deren gesellschaftliche Implikationen.

Henrik Andersen und *Jochen Mayerl* analysieren die Beziehung zwischen Kriminalitätsfurcht und der Unterstützung von Rechtspopulismus, insbesondere ob eine kausale Wechselwirkung zwischen diesen beiden Phänomenen besteht. Unter Verwendung von Cross-Lagged-Panel-Modellen mit Fixed Effects in Strukturgleichungsmodellen findet die Studie keine empirischen Hinweise auf intraindividuelle wechselseitige Kausalbeziehungen. Weder führt eine erhöhte Kriminalitätsfurcht zu einer stärkeren Unterstützung der rechtspopulistischen AfD, noch bewirkt eine individuelle Zunahme der AfD-Anhängerschaft eine erhöhte Kriminalitätsfurcht. Stattdessen deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die beobachtete Korrelation auf gemeinsamen Hintergrundvariablen, insbesondere dem Autoritarismus, beruht, der sowohl Kriminalitätsfurcht als auch populistische Unterstützung beeinflusst.

Clemens Lindner, *Pascal Gelfort* und *Thomas Kessler* untersuchen mithilfe der PaWaKS-Daten, ob regionale Unterschiede und die Häufigkeit rechter Einstellungen im sozialen Umfeld signifikant den individuellen rechtsgerichteten Autoritarismus (RWA) vorhersagen. Ein besonderer Beitrag dieser Studie ist die Untersuchung des RWA als abhängige Variable, die durch den sozialen Kontext geprägt wird. Durch die Verwendung eines innovativen Mehrebenendesigns zeigt ihre Forschung erstmals, wie stark und nachhaltig der soziale Kontext die Entwicklung autoritärer Einstellungen beeinflusst. Dies erweitert das Verständnis der Dynamik von Au-

toritarismus und bietet neue Ansatzpunkte für Interventionen, die auf den sozialen Kontext abzielen, um autoritäre Tendenzen effektiv zu reduzieren.

Eva Groß, Stefanie Kemme, Joachim Häfele und Jasper Bendler untersuchen den trivariaten Zusammenhang zwischen Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit, eine bisher wenig erforschte Thematik. Erstmals für Deutschland wird die wechselseitige Beeinflussung dieser drei Konstrukte analysiert. Die Ergebnisse des Cross-Lagged-Panel-Modells zeigen eine starke gegenseitige Beeinflussung von Punitivität und Fremdenfeindlichkeit, während die Kriminalitätsfurcht ebenfalls wechselseitige Beziehungen zu beiden Konstrukten aufweist, jedoch mit deutlich schwächeren Effekten. Diese Studie verdeutlicht die komplexe Wirkungsstruktur zwischen Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit.

Reinhold Melcher und Christoph Meißelbach fokussieren in ihrem Beitrag darauf, wie die Angst vor politischem Extremismus das Wahlverhalten beeinflusst. Ihre Studie zeigt, dass diese Ängste das Vertrauen in Parteien beeinflussen, die sich stark gegen Extremismus positionieren. Linke Parteien profitieren von der Furcht vor Rechtsextremismus, während rechte Parteien von der Furcht vor Linksextremismus profitieren. Diese Erkenntnisse geben uns wichtige Hinweise zu den Mechanismen, durch die Sicherheitsbedenken Wählerentscheidungen formen und welche Parteien dadurch begünstigt werden.

Abschließend ordnet *Thomas Feltes* in seinem Beitrag die vorhergehenden empirischen Analysen der PaWaKS-Daten in den gesellschaftlichen und politischen Kontext ein und beschreibt, wie die Kriminalitätsfurcht gerade in Deutschland als Projektionsfläche sozialer Unsicherheitslagen dient.

Die Beiträge dieses Sammelbandes bieten wertvolle Einblicke in die komplexen Wechselwirkungen zwischen individuellen Einstellungen, sozialem Kontext und politischen Tendenzen. Sie verdeutlichen nicht nur, wie wichtig längsschnittliche Studien für die Analyse der Entwicklung der Kriminalitätswahrnehmung über die Zeit sind, sondern unterstreichen auch die Notwendigkeit, soziale Kontexte bei der Entwicklung von Interventionsstrategien zu berücksichtigen. Die Erkenntnisse der vorliegenden Beiträge heben hervor, wie entscheidend das Verständnis der sozialen Dynamiken ist, die autoritäre und rechtspopulistische Einstellungen fördern und den Boden für eine auf Angst basierende Wahrnehmung von Kriminalität bereiten. Daraus ergeben sich nicht nur theoretische Fortschritte, sondern auch praxisrelevante Implikationen, die zur Entwicklung und Verbesserung gezielter Maßnahmen zur Reduktion autoritärer Tendenzen und zur Förderung eines toleranteren gesellschaftlichen Klimas beitragen können. Indem sie die Wechselwirkungen zwischen Kriminalitätsfurcht, politischen Einstel-

lungen und sozialem Kontext beleuchten, markieren die Analysen wichtige Orientierungspunkte für zukünftige Forschungs- und Interventionsansätze. Somit sind, unserer Einschätzung nach, die in diesem Sammelband vereinten Beiträge auch für die Praxis und die Politik von Bedeutung, indem sie zu einer faktenbasierten Wahrnehmung von Kriminalität beitragen.

Referenzen

- Andersen, H. K. (2022). Equivalent approaches to dealing with unobserved heterogeneity in cross-lagged panel models? Investigating the benefits and drawbacks of the latent curve model with structured residuals and the random intercept cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 27, 730–751. <https://doi.org/10.1037/met0000285>
- Asbrock, F., Führer, J. L., & Bolesta, D. (2023). Die Wahrnehmung von Wirtschaftskriminalität in der deutschen Bevölkerung. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bender, R., & Asbrock, F. (2022). Intergruppenkontakt mit Polizei, Justiz und Straftäter:innen. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bender, R., & Weber, K. (2023). Vorurteils-kriminalität – Viktimisierung durch vorurteilsmotivierte Gewalt. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bielejewski, A., Bender, R., & Asbrock, F. (2022). Vertrauen in Polizei, Justiz und öffentliche Verwaltung. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bolesta, D., Andersen, H., & Führer, J. L. (2023). Es wird immer schlimmer – Der Einfluss von Kriminalitätsfurcht, Vertrauen und Strafbedürfnis auf die wahrgenommene Kriminalität. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten*

- Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bolesta, D., & Führer, J. L. (2022). Kriminalitätsfurcht und wahrgenommene Kriminalitätsentwicklung. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bolesta, D., Führer, J., Bender, R., Bielejewski, A., Radewald, A., Weber, K., & Asbrock, F. (2023). *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritte Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bolesta, D., Oehme, A., & Führer, J. L. (2022). Stereotype über Straftäter:innen. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Führer, J. L., Bolesta, D., & Asbrock, F. (2023). Zwischen Wirkung und Vorlieben: Die Bevölkerung und strafrechtliche Sanktionen in Deutschland. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Kemme, S., Bendler, J., & Struck, J. (2024). Subjektive Sicherheit – Ein Überblick über Konzeptualisierungen, Forschungsstand und Impulse für die Prävention. In G. R. Wollinger (Hrsg.), *Sicherheit im Wandel. Expertisen zum 29. Deutschen Präventionstag* (S. 51–93). Deutscher Präventionstag gGmbH.
- Radewald, A., & Bielejewski, A. (2023). Öffentliche Wahrnehmung des Strafvollzugs. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Windzio, M., Simonson, J., Pfeiffer, C., & Kleimann, M. (2007). *Kriminalitätswahrnehmung und Punitivität in der Bevölkerung – Welche Rolle spielen die Massenmedien? Ergebnisse der Befragungen zu Kriminalitätswahrnehmung und Strafeinstellungen 2004 und 2006*. KFN: Forschungsbericht Nr. 103.

Gewalt durch Zustimmung: Wenn das regionale Meinungsklima vorurteilsmotivierte Gewalt billigt

Rowenia Bender und Oliver Christ

Abstract:

Vorurteils kriminalität ist durch eine kriminelle Handlung mit vorurteilsgeleiteter Motivation gekennzeichnet und richtet sich gegen Personen, die aufgrund bestimmter Merkmale wie Nationalität, Religion, sexuelle Identität oder sozialer Status zu einer marginalisierten Gruppe gehören. Das Besondere an Vorurteils kriminalität sind ihre weitreichenden Auswirkungen für die betroffene marginalisierte Gruppe und die Gesellschaft als Ganzes. So beinhaltet Vorurteils kriminalität oft eine Aufforderung oder zumindest Zustimmung von Gleichgesinnten. Darüber hinaus wirkt sie einschüchternd auf alle Mitglieder der jeweiligen Gruppe. Somit handelt es sich nicht um eine Tat gegen ein Individuum, sondern richtet sich gegen ganze Gruppen und hat so letztlich Auswirkungen auf das soziale Gefüge demokratischer Staaten. Dies unterstreicht den politischen und gesamtgesellschaftlichen Bezug solcher vorurteilsmotivierten Taten (u. a. Coester, 2017; Perry, 2014).

Gleichzeitig kann aufgrund bisheriger Forschung zu normativen Kontexteinflüssen davon ausgegangen werden, dass ein spezifisches Meinungsklima einer Region individuelle Einstellungen und das individuelle Verhalten beeinflusst und so Vorurteils kriminalität begünstigt (u. a. Rees et al., 2021; Wolf et al. 2003). Das Ziel dieser Studie ist es daher zu untersuchen, ob es in Deutschland regionale Unterschiede in der Bewertung von Vorurteils kriminalität gibt und welche Ursachen solche potenziellen Unterschiede haben können.

Die Ergebnisse zeigen, dass eine Mehrheit (ca. 70%) vorurteilsmotivierte Gewalttaten als sehr verwerflich bewertete, wobei sich diese Einschätzung auf regionaler Ebene unterschied. Befragte Personen aus den alten Bundesländern tendierten dazu, diese Formen der Gewalt stärker zu verurteilen als jene aus den neuen Bundesländern. Sowohl in einer multiplen Regressionsanalyse als auch in einer Mediationsanalyse wurden verschiedene Ursachen hierfür untersucht. Trotz Kontrolle diverser soziostruktureller und ideologischer Variablen blieb die Vorhersagekraft der geografischen Va-

riable (Ost vs. West) für die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt signifikant. Die Ergebnisse werden vor dem Hintergrund bisheriger Forschung diskutiert.

1. Einleitung

Im Zentrum interdisziplinärer Forschung zum Thema Vorurteilskriminalität steht die Erkenntnis, dass Personen, die bereits Ziel solcher Straftaten geworden sind, signifikant stärker unter den psychosozialen Nachwirkungen leiden als jene, die Ziel nicht-vorurteilsmotivierter Straftaten wurden. Zahlreiche Studien (u. a. Bender & Weber, 2023; Boll et al., 2024; Church & Coester, 2021; Dreißigacker, 2018; Groß et al., 2018; Groß et al., 2024; Landeskriminalamt Niedersachsen, 2018) zeigen, dass Betroffene von Vorurteilskriminalität ein höheres Unsicherheitsempfinden, eine erhöhte Kriminalitätsfurcht, eine geringere Anzeigebereitschaft, ein verringertes zwischenmenschliches Vertrauen sowie ein geringeres Vertrauen in politische und staatliche Institutionen aufweisen als Betroffene vergleichbarer Straftaten ohne Vorurteilsmotiv beziehungsweise als Personen ohne Viktimisierungserfahrung. Betroffene mit Migrationshintergrund leiden dabei unter schwereren Folgebelastungen, z. B. in Form von erhöhter Kriminalitätsfurcht und stärkerem Vermeidungsverhalten (Bender & Weber, 2023; Dreißigacker, 2018; Groß et al., 2018; Landeskriminalamt Niedersachsen, 2018). Diese Erkenntnisse unterstreichen die Dringlichkeit, die Ursachen und Mechanismen hinter solchen vorurteilsmotivierten Straftaten zu verstehen.

In der Forschung gibt es zahlreiche Ansätze, um (vorurteilsmotiviertes) Gewaltverhalten zu erklären. Dabei lassen sich drei zentrale Erklärungsbereiche identifizieren (Heitmeyer, 2002; Wolf et al., 2003): (1) Ansätze, die *individuelle Täter:innenmerkmale* wie Gewalt- und Vorurteilsneigung in den Blick nehmen, (2) Ansätze, die sich auf *situative Faktoren* in Form von Tatgelegenheiten, beispielsweise durch die Anwesenheit potenzieller Opfer, und begünstigenden Umständen wie Alkohol konzentrieren, und (3) Ansätze, die den *Einfluss von Gruppendynamiken, öffentlichen Diskursen und Haltungen* hervorheben. Solche zuletzt genannten Dynamiken und Diskurse umfassen die Verbreitung gewaltfördernder Ideologien, Medienberichte über Gewaltakte sowie die Haltung von Kontrollorganen und der Gesellschaft, die die Gewalt verstärken oder abschwächen können.

In unserer Untersuchung werden wir insbesondere die Haltung der Gesellschaft in den Fokus nehmen. Aktuelle Befragungen von Betroffenen von Vorurteilskriminalität offenbaren hierzu alarmierende Erkenntnisse. So

wurden in Fällen mit anwesenden Dritten als häufigste Verhaltensweisen dieser Personen das Wegsehen (58,4%) und das Weggehen (47%) genannt (Groß et al., 2024). In einer weiteren Studie wurde in etwa einem Drittel der Fälle mit anwesenden Dritten berichtet, dass sich diese Personen sogar aktiv negativ verhielten, indem sie abfällige Bemerkungen machten oder sich spontan an der Tat beteiligten (Boll et al., 2024). Weiterhin zeigt eine kürzlich in Deutschland durchgeführte Studie, dass ein beträchtlicher Anteil der Befragten (zwischen 14% und 19%) über alle Geschlechts-, Alters- und Einkommensgruppen hinweg Vorurteils kriminalität befürwortet (Dancygier, 2023).

Eine solche passive oder gar unterstützende Haltung gegenüber Vorurteils kriminalität seitens der Gesellschaft kann potenziellen Täter:innen den Eindruck vermitteln, dass sie keine negativen sozialen Folgen für ihre Handlungen befürchten müssen. Es besteht die Gefahr, dass vor dem Hintergrund einer solchen Haltung die individuelle Bereitschaft zu vorurteilsmotivierter Gewalt mit höherer Wahrscheinlichkeit auch zu entsprechenden Gewalttaten führt (Wolf et al., 2003). Vor diesem Hintergrund möchten wir die Haltung der deutschen Bevölkerung in Bezug auf vorurteilsmotivierte Gewalt analysieren und dabei mithilfe bisheriger Forschung beleuchten, welche Folgen eine solche Akzeptanz bzw. Nicht-Akzeptanz von vorurteilsmotivierter Gewalt seitens der Bevölkerung für das individuelle Handeln haben kann.

Im *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (Pa-WaKS; Bolesta et al., 2022) wurden die Befragten gebeten, den Grad ihrer Missbilligung von vorurteilsmotivierten Gewalttaten anzugeben. Werden die Antworten zu dieser Frage über die Befragten hinweg zusammengefasst auf Landes- oder gar Kreisebene betrachtet, kann dies als unmittelbarer Indikator für ein Meinungsklima dienen, das vorurteilsmotivierte Gewalt entweder legitimiert oder verurteilt. Die zentrale Forschungsfrage des vorliegenden Artikels ist, ob regionale Unterschiede in einem solchen Meinungsklima bestehen und wie diese erklärt werden können.

2. Das Phänomen Vorurteils kriminalität

Vorurteils kriminalität, gemeinhin auch als *Hasskriminalität* (engl. *hate crime*) bezeichnet, richtet sich gegen Personen aufgrund eines bestimmten Merkmals. Diese Merkmale deuten entweder auf eine tatsächliche oder durch den/die Täter:in angenommene Zugehörigkeit der betroffenen Personen zu einer bestimmten gesellschaftlichen Gruppe hin. Zu diesen Merkmalen gehören z. B. Herkunft, Hautfarbe, sexuelle Orientierung, Religion,

Geschlecht oder geschlechtliche Identität, eventuelle Behinderungen, Alter, politische Weltanschauung oder sozialer Status. Es sind auch weitere Merkmale denkbar, anhand derer Menschen in Gruppen eingeteilt werden können.

Im Hellfeld wird Vorurteils kriminalität im *Kriminalpolizeilichen Meldedienst* in der Kategorie *Politisch motivierte Kriminalität* (PMK) erfasst (hier als »Hasskriminalität« bezeichnet). Bundesweit zeigt die Statistik, dass die registrierte Hasskriminalität im Jahr 2023 mit 17.007 Fällen um 47.63 Prozent im Vergleich zum Vorjahr (11.520 Fälle) zugenommen hat und damit einen neuen Höchststand erreichte (Bundesministerium des Innern und für Heimat & Bundeskriminalamt, 2024). Polizeilich erfasste Statistiken bilden jedoch nicht die reale Kriminalitätsrate ab, unter anderem weil sie nur die der Polizei gemeldeten Fälle erfassen und daher von Anzeigebereitschaft und Gesetzesänderungen beeinflusst werden und weil die Erfassungspraxis variieren kann (für einen Überblick siehe: Weber & Asbrock, 2024).

Auch wenn Dunkelfeldforschung ebenfalls nicht die Realität abbildet, nähert sie sich dieser zumindest an, indem sie auch der Polizei nicht gemeldete Straftaten erfasst. Der Deutsche Viktimisierungssurvey 2017, durchgeführt vom Bundeskriminalamt, erfasste die 12-Monats-Prävalenz von vorurteilsgeleiteter Gewalt und zeigt, dass 1.5 Prozent der über 16-Jährigen von Körperverletzung und 0.6 Prozent von Raub betroffen waren, meist aus Gründen des sozialen Status, der Herkunft und der Geschlechtsidentität. Ältere Menschen und Personen ohne Migrationshintergrund waren weniger gefährdet (Church & Coester, 2021). Studien in Schleswig-Holstein und Niedersachsen kommen zu einer Schätzung der 12-Monats-Prävalenz für Vorurteils kriminalität von 5 Prozent. Die Mehrheit der Befragten berichtete, dass sie wegen ihres sozialen Status, ihres Äußeren oder ihrer geschlechtlichen Identität Ziel von Angriffen waren. Bei Personen mit Migrationshintergrund wurden die Herkunft, die Religion und die Hautfarbe deutlich öfter als Beweggründe für solche Taten angeführt als bei Personen ohne Migrationshintergrund (Dreißigacker, 2018; Groß et al., 2018; Landeskriminalamt Niedersachsen, 2018).

Laut einer Analyse der PaWaKS-Daten durch Bender und Weber (2023) haben 17.25 Prozent der Befragten aufgrund ihrer Ethnie oder Religion in ihrem Leben schon einmal direkte oder indirekte¹ Gewalt erfahren, fast 16 Prozent wegen ihrer sexuellen Orientierung und nahezu 20 Pro-

1 Den Teilnehmer:innen wurden Straftaten genannt, zu denen sie jeweils angeben konnten, ob sie ihnen selbst (direkte Viktimisierung) und/oder Leuten passiert waren, die sie persönlich gut kennen (indirekte Viktimisierung).

zent aufgrund ihres Migrationshintergrundes. Personen mit Migrationshintergrund waren bis zu 2.5-mal häufiger von vorurteilsmotivierter Gewalt betroffen als die Gesamtstichprobe.

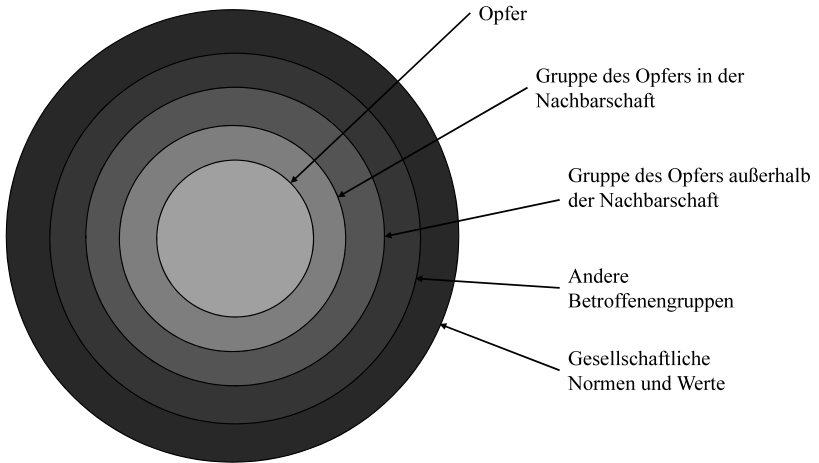
Die offiziellen Zahlen und die Schätzungen im Rahmen von Dunkelfeldstudien und Befragungen zeigen, dass Vorurteils kriminalität ein ernstzunehmendes gesellschaftliches Problem darstellt.

Vorurteilsmotivierte Straftaten als Botschaftstaten

Vorurteilsmotivierte Straftaten sind Botschaftstaten. Sie schädigen nicht nur die direkt betroffene Person selbst, sondern auch dessen soziales Umfeld, einschließlich Familie, Freund:innen und Bekannte. Zusätzlich senden sie Signale an Gleichgesinnte, die diese Taten als Aufforderung oder Bestätigung ihrer Überzeugungen auffassen und dadurch zu ähnlichen Handlungen ermutigt werden können (Coester, 2017). Darüber hinaus wirkt diese Form der Kriminalität einschüchternd auf alle Angehörigen der Betroffenenengruppe. Das bedeutet, dass Vorurteils kriminalität sich nicht nur gegen die direkt Betroffenen selbst, sondern gegen ganze gesellschaftliche Gruppen richtet und so letztlich Auswirkungen auf das soziale Gefüge demokratischer Staaten hat (Coester, 2008), was auch durch die sogenannten *Schadenswellen* von Vorurteils kriminalität (*waves of harm*; Iganski, 2001; siehe Abbildung 1) beschrieben wird. Dies unterstreicht den politischen und gesamtgesellschaftlichen Bezug solcher vorurteilsmotivierten Taten (u. a. Coester, 2017; Perry, 2014).

Letzteres, also gesellschaftliche Normen und Werte, steht im vorliegenden Beitrag in Form eines Meinungsklimas, das vorurteilsmotivierte Gewalt entweder billigt oder verurteilt, im Fokus. Soziale Normen sind Systeme von Überzeugungen innerhalb einer Gruppe, die festlegen, welches Verhalten in einem bestimmten Kontext gesellschaftlich akzeptiert und erwartet wird. In Form eines gewaltbilligenden Meinungsklimas können solche Normen damit als positiver Anreiz wirken und die Hemmschwelle für Gewalttaten senken. Dies geschieht, indem Täter:innen davon ausgehen, dass sie für gewalttätige Handlungen keine negativen Folgen zu befürchten haben. Für potenzielle Täter:innen dient dieses unterstützende Meinungsumfeld somit als Rechtfertigung für ihre Taten oder geplanten Handlungen (Wolf et al., 2003). Um die zentrale Frage dieses Artikels zu beantworten, ob regionale Unterschiede in der Haltung zu vorurteilsmotivierter Gewalt bestehen, werden zunächst frühere Forschungsergebnisse und relevante Studien vorgestellt, die sich mit ähnlichen Fragestellungen befasst haben.

Abbildung 1: Schadenswellen von vorurteilsmotivierten Straftaten (Quelle: Iganski, 2001, S. 629, nach Fuchs, 2021, S. 42)



3. Die Verteilung von Vorurteilen und Vorurteils kriminalität in Deutschland

Die aktuelle Mitte-Studie (Zick et al., 2023), bei der es sich um eine von der Friedrich-Ebert-Stiftung durchgeführte repräsentative Bevölkerungsumfrage handelt, die alle zwei Jahre wiederholt wird, zeigt ebenso wie die vorherigen Befragungen, dass befragte Personen, die überwiegend im Osten Deutschlands aufgewachsen sind, eher dazu tendierten, verschiedene Formen von Diskriminierung zu befürworten. So stimmten sie im Vergleich zu Befragten, die überwiegend im Westen aufgewachsen sind, häufiger kulturellem und traditionellem Rassismus (41% im Vergleich zu 28% und 19% im Vergleich zu 7%), Antisemitismus (15% im Vergleich zu 8%), Hetero-/Sexismus (15% zu 11%) und Klassismus (23% zu 16%) zu. Weitere Studien zeigen, dass die Vorurteile gegenüber Zugewanderten in Ostdeutschland höher waren als in Westdeutschland und dass dieser regionale Unterschied mit dem geringeren Anteil von Zugewanderten in Ostdeutschland im Vergleich zu Westdeutschland zusammenhing (Wagner et al., 2003; Weins, 2011). Diese Befunde lassen sich mit der Kontakthypothese von Allport (1954) erklären. Diese nimmt an, dass positiver Kontakt zwischen Angehörigen unterschiedlicher Gruppen positive Auswirkungen auf die Einstellungen zur jeweils anderen Gruppe haben kann. Aufgrund

der ungleichen Verteilung von Zugewanderten in Deutschland haben Personen in westdeutschen Regionen schlichtweg mehr Kontaktmöglichkeiten zu Personen mit Migrationshintergrund, wodurch sich Vorurteile reduzieren können.

Doch nicht nur das Ausmaß an Vorurteilen unterscheidet sich zwischen den Regionen. Auch für den Anteil an vorurteilsmotivierten Gewalttaten findet sich ein Ost-West-Gefälle. Der *Verband der Beratungsstellen für Betroffene rechter, rassistischer und antisemitischer Gewalt* (VBRG) veröffentlicht jährlich Bilanzen zum Ausmaß von rechten, rassistischen und antisemitisch motivierten Angriffen, die durch Beratungsstellen registriert wurden. Mit Blick auf die Bundesländer zeigen sich hier deutliche Unterschiede. So wurden zum Beispiel für das Jahr 2023 in Mecklenburg-Vorpommern 5.04 oder in Sachsen-Anhalt 6.69 Gewalttaten pro 100.000 Einwohner:innen registriert, in Baden-Württemberg hingegen 0.51 oder in Bayern 0.78 (VBRG, 2024). Eine Studie von Wagner et al. (2020) kombinierte strukturelle Daten deutscher Landkreise mit der Polizeilichen Kriminalstatistik von 2015 und fand Belege für die Theorie des Intergruppenkontakts: Je höher der Anteil der Ausländer:innen in einem Landkreis war, desto geringer war die Prävalenz xenophobe Hassverbrechen. Die Autor:innen testeten eine Reihe von Alternativerklärungen für diesen Befund, unter anderem höhere Arbeitslosigkeit, höhere Kriminalität oder höheres Durchschnittsalter. Die Ergebnisse zeigten, dass von den genannten Kontrollvariablen lediglich die Lage eines Bezirks in Ost- bzw. Westdeutschland sowie die allgemeine Bezirkskriminalitätsrate signifikante Auswirkungen aufwiesen. Dabei war der Vergleich zwischen West und Ost der stärkste Prädiktor für die Anzahl an Hasskriminalität eines Kreises und blieb auch nach Kontrolle der anderen Variablen signifikant. Wagner et al. vermuteten, dass dies an einem regional spezifischen Ablehnungsklima gegenüber Migrant:innen liegen könnte, ein möglicher, erklärender Faktor, den die Autor:innen nicht kontrolliert hatten.

4. Regionales Ablehnungsklima: Direkte und indirekte Maße

AfD-Erfolg als indirektes Maß

Mit der Frage nach einem spezifischen regionalen Ablehnungsklima in Deutschland beschäftigten sich Rees et al. (2021). Ihre Analysen zeigen, dass rechtsextreme Einstellungen insbesondere in Regionen verbreitet sind, in denen die rechte Partei *Alternative für Deutschland* (AfD) bei der Bundestagswahl 2017 erfolgreich war, sowie in Regionen mit einem geringeren

Ausländer:innenanteil. Die Untersuchungen ergaben auch, dass der Wahlerfolg der AfD ein stärkerer Indikator für rechtsextreme Haltungen in der Bevölkerung ist als der Anteil der ausländischen Bevölkerung. Die Autoren schlussfolgerten daraus, dass die AfD oder ihre Anhänger:innen möglicherweise zu einer feindseligeren Stimmung gegenüber Minderheiten beitragen.

Doch es bleibt nicht nur bei rechtsextremen Einstellungen. Auch rechtsextreme Gewalttaten scheinen in AfD-starken Regionen verbreiteter zu sein, worauf Analysen von Rees et al. (2019) hindeuten. Die Autoren kombinierten offizielle Statistiken zu politisch motivierter Vorurteilskriminalität gegen Geflüchtete in Deutschland und die Wahlunterstützung für die AfD bei den deutschen Bundestagswahlen 2017 mit soziostrukturellen Variablen (Ausländer:innenanteil und Arbeitslosenquote). Zusätzlich verwendeten sie Umfragedaten, die in einer für die deutsche Bevölkerung repräsentativen Umfrage ($N = 1506$) im Jahr 2016 gesammelt wurden. Die Ergebnisse zeigen, dass die AfD-Unterstützung positiv mit der Arbeitslosenquote und negativ mit dem Ausländer:innenanteil zusammenhing. Zudem war die rechtsextreme Gewaltkriminalität deutschlandweit positiv mit der Arbeitslosenquote korreliert. In Ostdeutschland zeigte sich zusätzlich eine positive Korrelation zwischen dem Ausländer:innenanteil und rechtsextremer Gewaltkriminalität, während in Westdeutschland ein solcher Zusammenhang nicht bestand. Unter Einbezug der Umfragedaten deuteten die Ergebnisse daraufhin, dass Intergruppenkontakt und kollektive Deprivation mit den soziostrukturellen Variablen assoziiert waren, aber einen vernachlässigbaren zusätzlichen Erklärungsbeitrag zur Varianz in den untersuchten abhängigen Variablen leisteten. Die Autoren schlussfolgerten, dass rechtsextremer Wahlerfolg und kriminelles Verhalten Ausdruck eines politischen Extremismus sind, der von sozialen und kontextuellen Faktoren geprägt ist.

Regionales Ablehnungsklima: Gewaltbilligung als direktes Maß

Rees et al. (2019) nutzten in ihrer Studie den AfD-Wahlerfolg als indirektes Maß für ein Ablehnungsklima, um Zusammenhänge mit der Prävalenz von rechtsextremer Gewalt zu untersuchen. Eine ähnliche Forschungsfrage untersuchten auch Wolf et al. (2003), nutzten hierfür jedoch ein direktes Maß für das Ablehnungsklima: die Gewaltbilligung auf der Ebene von Kreisen als Regionaleinheit.

In ihrer Studie untersuchten die Autor:innen den Einfluss des sozialen Klimas auf der Kreisebene auf den Zusammenhang von xenophoben Einstellungen und Gewaltbereitschaft auf der individuellen Ebene. Die Ergebnisse einer sogenannten Mehrebenenanalyse zeigten auf Individualebene

einen positiven Zusammenhang zwischen Xenophobie und Gewaltbereitschaft, der durch eine höhere Gewaltbilligung auf Kreisebene verstärkt wurde. Im Einklang mit der zuvor beschriebenen Forschung lässt sich daraus schließen, dass die individuelle Gewaltbereitschaft steigt, wenn sich potenzielle xenophobe Täter:innen durch ihr Umfeld bekräftigt fühlen.

Ab der dritten Erhebungswelle des PaWaKS wurde, wie bereits weiter oben beschrieben, die Missbilligung von vorurteilsmotivierten Gewalttaten erfragt. Dem Ansatz von Wolf et al. (2003) folgend, können die über Regionaleinheiten (Land- und/oder Kreisebene) zusammengefassten Antworten auf diese Frage als Indikator für ein Meinungsklima dienen, das vorurteilsmotivierte Gewalt entweder legitimiert oder verurteilt. Die folgenden Analysen werden untersuchen, ob in den vorliegenden PaWaKS-Daten ähnliche regionale Unterschiede wie in früheren Studien feststellbar sind.

5. Ergebnisse aus dem PaWaKS: Regionale Verteilung der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt

An der dritten Welle der PaWaKS-Studie nahmen insgesamt 1925 Personen teil.² Die Stichprobe wurde im Frühjahr 2023 durch das Umfrageinstitut *Ipsos* erhoben und bestand aus 1021 Frauen (53.04%), 899 Männern (46.70%) und 5 nicht-binären Personen (0.26%). Das durchschnittliche Alter betrug 55.17 Jahre mit einer Standardabweichung von 12.51 Jahren. Von den Befragten hatten 1885 Personen (97.92%) die deutsche Staatsbürgerschaft, während 221 Personen (11.48%) einen Migrationshintergrund aufwiesen. Insgesamt lebten 1409 Personen (76.99%) in einer westdeutschen Stadt oder einem westdeutschen Kreis, während 421 Personen (23.01%) in Städten oder Kreisen in Ostdeutschland wohnten.

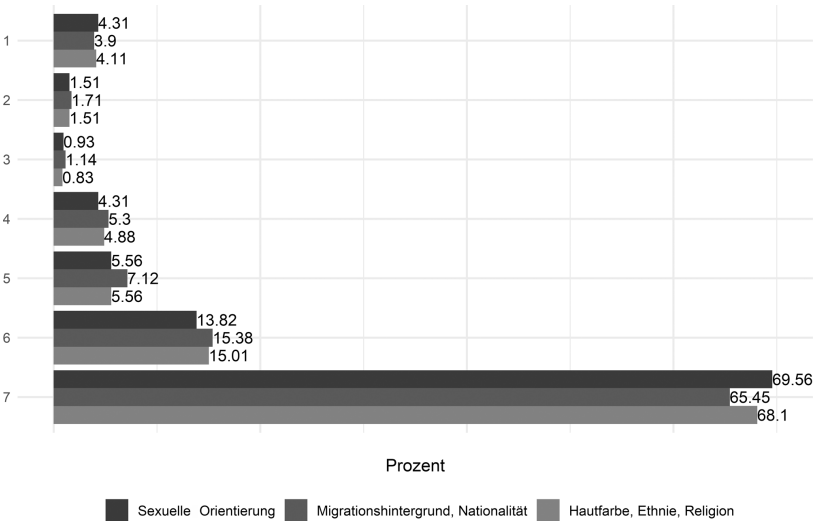
Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt wurde mit folgender Frage gemessen: »Bitte geben Sie an, wie verwerflich Sie es fänden, wenn sich jemand wie folgt verhält«. In randomisierter Reihenfolge wurden den Teilnehmenden die Items »Wenn jemand eine Person aufgrund ihrer Hautfarbe, Ethnie oder Religion körperlich oder verbal angreift«, »Wenn jemand eine Person aufgrund ihrer sexuellen Orientierung körperlich oder verbal angreift« und »Wenn jemand eine Person aufgrund ihres Migrationshintergrunds oder ihrer Nationalität körperlich oder verbal angreift« präsentiert. Die Teilnehmenden wurden dann gebeten auf einer Skala von 1 (überhaupt

2 Für eine detaillierte Beschreibung der Stichprobe siehe das PaWaKS-Datenhandbuch unter www.zkfs.de/pawaks.

nicht verwerflich) bis 7 (sehr verwerflich) anzugeben, wie sie die jeweilige vorurteilsmotivierte Gewalt bewerten.

Abbildung 2 zeigt zunächst, wie in der Gesamtstichprobe die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt verteilt ist. Erkennbar ist, dass die Mehrheit (fast 70%) solche Formen von Gewalt als sehr verwerflich erachtet.

Abbildung 2: Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt in der Stichprobe

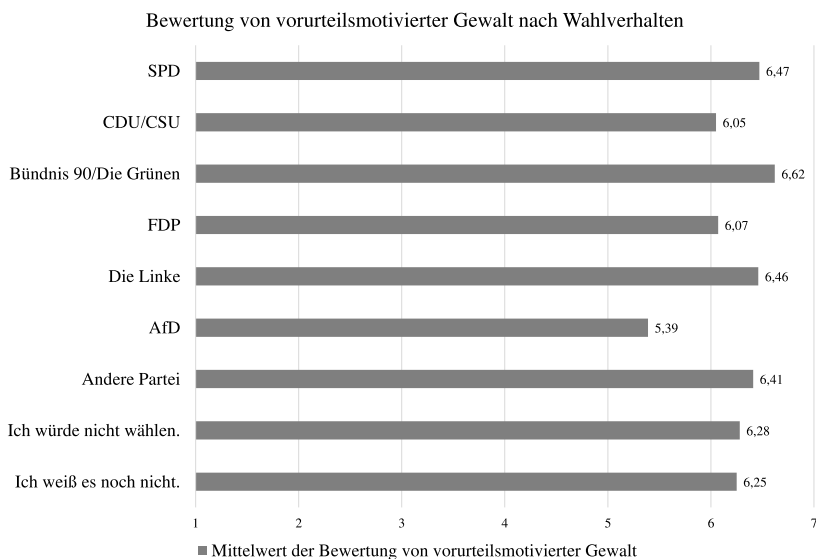


Anmerkung: Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt ist wie folgt kodiert: 1 = gar nicht verwerflich, 4 = weder noch, 7 = sehr verwerflich.

Wie zuvor beschrieben, zeigten vergangene Studien (u. a. Rees et al., 2019; Rees et al., 2021), dass rechtsextreme Einstellungen sowie Vorurteilskriminalität gegen Geflüchtete mit dem AfD-Wahlerfolg zusammenhängen. Vor diesem Hintergrund wurde die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt innerhalb der PaWaKS-Daten getrennt nach der Partei-Präferenz untersucht (siehe Abbildung 3). Hierfür und für alle folgenden Analysen wurden die Antworten zu den verschiedenen Merkmalen (Migrationshintergrund, sexuelle Orientierung etc.) gemittelt.

Die Ergebnisse in Abbildung 3 sind konsistent mit zuvor beschriebenen Untersuchungen. Eine Kontrastanalyse zeigte, dass Personen, die bei der Sonntagsfrage angaben, die AfD zu bevorzugen, im Vergleich zu Anhänger:innen anderer Parteien (bzw. im Vergleich zu Nichtwähler:innen und

Abbildung 3: Mittelwerte Bewertung von Vorurteilskriminalität nach Parteipräferenz



Anmerkung: Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt ist wie folgt kodiert: 1 = gar nicht verwerflich, 4 = weder noch, 7 = sehr verwerflich.

Unentschlossenen) signifikant weniger dazu neigten, Vorurteilskriminalität abzulehnen ($F[1, 8] = 11.93, p < .001$).

Wie eingangs beschrieben, ist das Ziel des vorliegenden Artikels zu untersuchen, ob in Deutschland bestimmte Regionen mit einem unterschiedlichen Meinungsklima bezüglich der Befürwortung oder Ablehnung von vorurteilsmotivierter Gewalt vorliegen. Hierfür ist in Abbildung 4 zunächst die regionale Verteilung der Variable zur Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt auf Länderebene dargestellt. Je dunkler ein Bundesland, desto stärker wurde Vorurteilskriminalität durch die Bevölkerung verurteilt.

Diese Ergebnisse sind ebenfalls konsistent mit den zuvor beschriebenen Studien. Befragte aus den neuen Bundesländern bewerteten vorurteilsmotivierte Gewalt als weniger verwerflich als Befragte aus den alten Bundesländern (mit Ausnahme des Saarlands). Ein Welchs-*t*-test zeigte, dass der Unterschied zwischen Ost und West signifikant war (Ost ohne Berlin: $M = 5.93, SD = 1.57$; West: $M = 6.32, SD = 1.3, t[600.61] = -4.61, p < .001$).

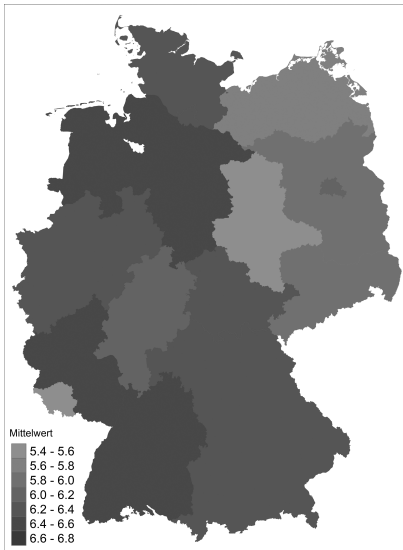


Abbildung 4: Regionale Verteilung der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt

Anmerkung: Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt ist wie folgt kodiert: 1 = gar nicht verwerflich, 4 = weder noch, 7 = sehr verwerflich.

Ergebnisse aus dem PaWaKS: Erklärende Faktoren für regionale Unterschiede

Angelehnt an die Vorgehensweise der vorherigen Studien und um mögliche erklärende Faktoren für diese regionalen Unterschiede zu untersuchen, wurden im weiteren Vorgehen verschiedene soziostrukturelle Variablen mit in die Analysen einbezogen. Der PaWaKS-Datensatz wurde mit folgenden externen Daten verknüpft: Migrationsanteil, Arbeitslosenquote, Mindestsicherungsquote³, registrierte Gesamtkriminalität im Jahr 2022 (Polizeiliche Kriminalstatistik, PKS).

Bei all diesen Variablen handelt es sich um Indikatoren auf Kreisebene. Um Zusammenhänge dieser Variablen mit der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt zu untersuchen, wurden die Daten auch für diese Variable für die einzelnen Kreise aggregiert. Die Variable West/Ost gab dabei an, ob sich ein Kreis in den neuen oder alten Bundesländern befindet, ko-

3 Hierbei handelt es sich um den Anteil an Personen, die Leistungen der sozialen Mindestsicherung erhalten. Dazu zählt Arbeitslosengeld II und Sozialgeld (Bürgergeld), Hilfe zum Lebensunterhalt außerhalb von Einrichtungen, Grundsicherung im Alter und bei Erwerbsminderung, Regelleistungen nach dem Asylbewerberleistungsgesetz (Destatis, o. D.)

Tabelle 1: Korrelationen auf Kreisebene zwischen soziostrukturellen Variablen und der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt

Variable	M	SD	1	2	3	4	5
1. West/Ost	0.23	0.42					
2. Migrationsanteil	12.56	6.41	-.57** [-.60, -.54]				
3. Arbeitslosenquote	5.58	2.19	.19** [.15, .24]	.26** [.22, .30]			
4. Mindestsicherungsquote	8.57	3.94	.00 [-.05, .05]	.42** [.38, .46]	.92** [.91, .93]		
5. Registrierte Straftaten (PKS 2022)	50319.09	114131.06	-.13** [-.17, -.08]	.36** [.32, .40]	.44** [.40, .48]	.54** [.50, .57]	
6. Bewertung Vorurteilskriminalität	6.22	0.58	-.28** [-.32, -.23]	.16** [.12, .20]	-.09** [-.13, -.04]	-.04 [-.08, .01]	-.03 [-.07, .02]

Anmerkung: M und SD stehen jeweils für Mittelwert und Standardabweichung. Werte in eckigen Klammern geben das 95%-Konfidenzintervall für jede Korrelation an. * p < .05; ** p < .01; West = 0, Ost = 1. Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt ist wie folgt kodiert: 1 = gar nicht verwerflich, 4 = weder noch, 7 = sehr verwerflich.

diert mit 0 (West) und 1 (Ost). Tabelle 1 stellt die Korrelationen zwischen allen genannten Variablen dar.

Im nächsten Schritt wurden nun diese Variablen in ein multiples Regressionsmodell mit der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt als abhängiger Variable integriert (Tabelle 2). Dabei wurden alle Prädiktoren gleichzeitig in das Modell eingefügt. Für die Schätzung der Konfidenzintervalle wurde ein Bootstrapping-Verfahren mit 1.000 Stichproben verwendet.

Die Ergebnisse der Regressionsanalyse zeigten, dass das Modell lediglich 8.25 Prozent der Varianz in der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt erklärte ($R^2 = 0.083$). Das Gesamtmodell war statistisch signifikant ($F[5, 1788] = 32.16, p < .001$), was darauf hinweist, dass es dennoch eine signifikante Vorhersagekraft besitzt.

Weiterhin zeigten die Ergebnisse, dass von allen Prädiktoren lediglich die Region des Kreises (West/Ost) einen signifikanten Effekt hatte. So zeigte sich auch hier, dass vorurteilsmotivierte Gewalt in Kreisen in den neuen Bundesländern als weniger verwerflich bewertet wurde als in Kreisen in den alten Bundesländern ($SE = .043, t = -8.49, p < .001$).

Tabelle 2: Ergebnisse der Regressionsanalyse mit Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt als abhängige Variable

Effekt	Regressionsgewicht	SE	95%-Bootstrapping-Konfidenzintervall		p
			LL	UL	
West/Ost	-.366	.043	-.448	-.280	< .001
Migrationsanteil	.004	.003	-.001	.009	.190
Arbeitslosenquote	.003	.017	-.025	.033	.868
Mindestsicherungsquote	-.009	.010	-.028	.010	.406
Registrierte Straftaten (PKS 2022)	.000	.000	-.000	.000	.514

Anmerkung: West = 0, Ost = 1. Die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt ist wie folgt kodiert: 1 = gar nicht verwerflich, 4 = weder noch, 7 = sehr verwerflich.

Die Tatsache, dass lediglich die Variable West/Ost eine signifikante Vorhersagekraft hatte, auch unter Kontrolle aller anderen Variablen, deutet daraufhin, dass es weitere hier nicht kontrollierte Faktoren geben muss, die für die regionalen Unterschiede im Meinungsklima verantwortlich sind.

Neben den zuvor erwähnten soziostrukturellen Variablen lohnt sich daher auch ein Blick auf individuelle Merkmale, die über Kontexte hinweg variieren und durch Kontextfaktoren geprägt sein können und so möglicherweise zur Erklärung der West/Ost-Unterschiede in Bezug auf die Be-

wertung von vorurteilsmotivierter Gewalt beitragen können. Zentrale individuelle Merkmale, die negative Einstellungen zu verschiedenen gesellschaftlichen Gruppen beeinflussen können sowie für die Entstehung von Vorurteilen eine Rolle spielen, werden im Folgenden vorgestellt.

6. Autoritarismus und soziale Dominanzorientierung

Sowohl rechtsgerichteter Autoritarismus (*right-wing authoritarianism*, RWA; Altemeyer, 1981) als auch soziale Dominanzorientierung (*social dominance orientation*, SDO; Pratto et al., 1994) wurden als bedeutende Prädiktoren für Vorurteile gegenüber Fremdgruppen, Minderheiten und anderen stigmatisierten sozialen Gruppen identifiziert (u. a. Duckitt, 2001). Nach der Definition von Altemeyer (1981) enthält RWA drei Hauptmerkmale: autoritäre Unterwürfigkeit, autoritäre Aggression und Konventionalismus. Dazu gehören Eigenschaften wie starke Konformität gegenüber Autoritäten und deren Regeln, Aggression gegenüber Gruppen von Menschen, die sich nicht an die Regeln der Autoritäten halten, und eine starke Akzeptanz und Konformität von Traditionen und sozialen Normen in der Gesellschaft. SDO (Pratto et al., 1994) beschreibt die Präferenz für hierarchische Beziehungen zwischen gesellschaftlichen und sozialen Gruppen. Hierbei werden zwei Subdimensionen angenommen: Dominanz und Egalitarismus. Dominanz steht für eine Präferenz für Systeme der gruppenbasierten Dominanz, in denen Gruppen mit hohem Status Gruppen mit niedrigerem Status gewaltsam unterdrücken, während die Subdimension Egalitarismus für die Präferenz einer gruppenbasierten Ungleichheit steht, wobei Ungleichheiten durch hierarchiefördernde Ideologien und Praktiken aufrechterhalten werden (Ho et al., 2012; Ho et al., 2015).

RWA, SDO und die Bewertung von Vorurteils kriminalität

Aktuelle Studien weisen auf Zusammenhänge zwischen RWA, SDO und der Bewertung von Vorurteils kriminalität hin. So zeigten Bilewicz et al., (2017) in zwei Studien mit Jugendlichen und Erwachsenen in Polen, dass Personen mit einer höheren Ausprägung in SDO Hassrede eher akzeptierten, während solche mit höheren Ausprägungen in RWA eher ein Verbot von Hassrede unterstützten. Die Autor:innen vermuteten, dass dies daran liegt, dass Personen mit hohen Werten in RWA besonders sensibel gegenüber Normverstößen sind und daher kontranormative Ausdrücke von Vorurteilen (in Form von Hassrede) stärker verurteilen. Personen mit hohen

Werten in SDO hingegen akzeptierten Hassrede eher, da sie zur Aufrechterhaltung der sozialen Hierarchie beitragen könnte (Bilewicz et al., 2017).

Die Studien von Bacon et al. (2021) und Kehn et al. (2023) deuten jedoch auf andere Ergebnisse für den Zusammenhang von RWA und SDO mit Einstellungen zur Vorurteilskriminalität. Ihre Forschungsergebnisse zeigen, dass Personen mit hohen Werten in RWA und SDO eher dazu neigten, die Schwere von Vorurteilskriminalität zu leugnen und die Notwendigkeit von Rechtsvorschriften zur Bekämpfung solcher Verbrechen in Frage zu stellen. Im Gegensatz dazu stand das Mitgefühl gegenüber direkt Betroffenen und Betroffenenengruppen in negativer Beziehung zu RWA und SDO. Die Befürwortung der Bestrafung von vorurteilsmotivierten Täter:innen zeigte hingegen weniger eindeutige Zusammenhänge. Bei Kehn et al. (2023) war der Zusammenhang mit RWA und SDO negativ, was darauf hindeutet, dass Personen mit höheren RWA/SDO-Werten eine weniger starke Bestrafung von Täter:innen von Vorurteilskriminalität befürworteten. Der Zusammenhang zwischen RWA und der Befürwortung von Strafen war bei Bacon et al. (2021) jedoch nicht signifikant. Letzteres würde sich hingegen eher in die zuvor beschriebenen Ergebnisse von Bilewicz et al. (2017) einordnen.

Die Kontextabhängigkeit und die regionale Verteilung von RWA und SDO

Diverse Studien zeigen, dass die Höhe der Ausprägungen sowohl in RWA als auch in SDO stark von Kontextfaktoren beeinflusst werden. So weist eine länderübergreifende Metaanalyse in 95 Stichproben aus 27 Ländern nationale Unterschiede von SDO nach, die durch ein bestimmtes institutionelles und soziales Klima des jeweiligen Landes begünstigt werden (Fischer et al. 2012). Kunst et al. (2017) zeigen in ihrer Studie mit Daten aus 27 Ländern ($n = 41.824$), dass in Ländern mit einer größeren nationalen Ungleichheit auch die Ausprägungen in SDO innerhalb der Bevölkerung höher ist. Weiterhin zeigt eine aktuelle Längsschnittstudie über eine Zeitspanne von elf Jahren mit mehr als 60.000 Teilnehmenden (Zubielevitch et al., 2023), dass sich die Ausprägungen in RWA und SDO auch zwischen Geburtskohorten unterscheiden. Diese Kohorteneffekte traten sowohl für RWA als auch für SDO auf, waren jedoch bei RWA deutlich stärker ausgeprägt. So zeigten jüngere Kohorten über die elf Jahre hinweg Rückgänge in RWA auf, während ältere Kohorten im Laufe der Zeit mehr Stabilität aufwiesen. Dies könnte darauf hindeuten, dass RWA stärker von kontextuellen Faktoren wie kulturellen Normen und Sozialisierungserfahrungen beeinflusst wird als SDO.

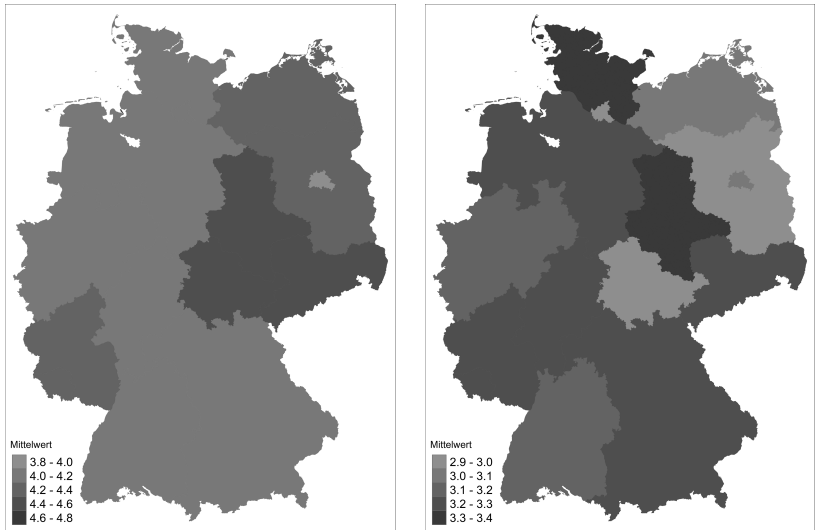
Vor dem Hintergrund der zuvor beschriebenen Studien kann davon ausgegangen werden, dass sich RWA und SDO in Deutschland regional in ihren Ausprägungen unterscheiden, da auch hier verschiedene (z. B. historische, soziale, sozioökonomische) Kontextfaktoren wirken. Diese Annahme, zumindest für RWA, wird durch Ergebnisse der Leipziger Autoritarismus-Studie (Decker et al., 2022) bestätigt. Seit Beginn dieser Studien im Jahr 2002 ließen sich regelmäßig deutliche regionale Unterschiede in Bezug auf Einstellungen wie Autoritarismus, Demokratiefeindlichkeit und Rechtsextremismus finden mit höheren Ausprägungen im Osten als im Westen. In Bezug auf Rechtsextremismus wurden auch Nord-Süd-Unterschiede identifiziert mit höheren Ausprägungen im Süden, insbesondere in Bayern (Heller et al., 2022). Und auch im Jahr 2022 fanden sich, trotz Annäherung der alten und neuen Bundesländer, signifikante Unterschiede zwischen Ost und West für Autoritarismus insbesondere für die Subdimensionen autoritäre Aggression und autoritäre Unterwürfigkeit. Für die Subdimension Konventionalismus gab es keinen Ost-West-Unterschied, stattdessen war diese stärker in südlichen Bundesländern, insbesondere in Bayern, Baden-Württemberg und Hessen, ausgeprägt als in nördlichen westdeutschen Bundesländern (Heller et al., 2022). Die Analyseergebnisse derselben Studie zeigen, dass höhere regionale Ausprägungen in Autoritarismus mit einer hohen Arbeitslosenquote, einem niedrigen Frauenanteil, einem geringeren Anteil Schutzsuchender sowie einem höheren durchschnittlichen Haushaltseinkommen zusammenhängen und so vermutlich die beschriebenen Ost-West-Unterschiede erklären (Heller et al., 2022).

7. Ergebnisse aus dem PaWaKS: RWA, SDO und die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt

Wie sich RWA und SDO in Deutschland regional verteilen, lässt sich auch mithilfe der PaWaKS-Daten abbilden. Zur Erfassung von Autoritarismus wurde hier, wie auch in der zuvor beschriebenen Leipziger Autoritarismus-Studie (Decker et al., 2022), die KSA-3-Skala von Beierlein et al. (2014) genutzt. Für soziale Dominanzorientierung wurde die Skala von Ho et al. (2015), übersetzt von Carvacho et al. (2018), verwendet. Abbildung 5 stellt die durchschnittliche Ausprägung in RWA und SDO für jedes Bundesland dar. Die Analysen zeigten einen signifikanten Unterschied in den Ausprägungen von RWA zwischen Ost ($M = 4.49$, $SD = 1$) und West ($M = 4.17$, SD , $t[1828] = 5.30$, $p < .001$). Für SDO ließ sich ein solcher Unterschied nicht feststellen (Ost: $M = 3.15$, $SD = 0.99$; West: $M = 3.22$, $SD = 0.94$, $t[1828] = -1.32$, $p = .187$).

Abbildung 5: Durchschnittliche Ausprägung von Autoritarismus (links) und sozialer Dominanzorientierung (rechts) pro Bundesland

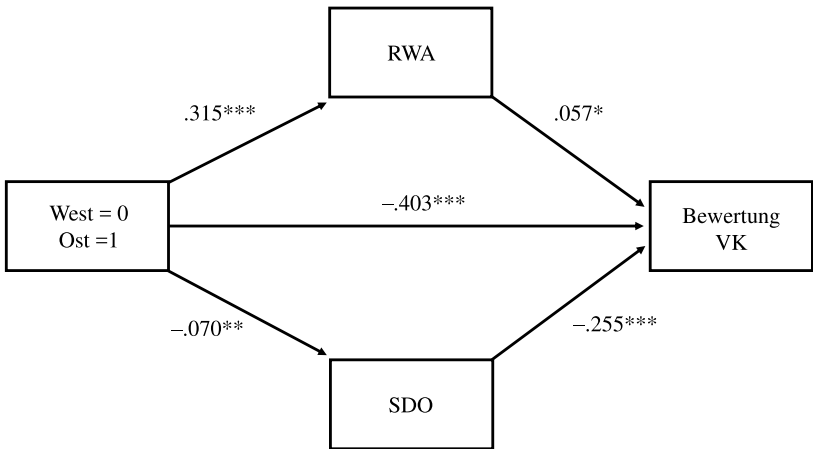
Anmerkung: Sowohl bei RWA als auch bei SDO handelt es sich um 7-stufige Skalen.



Zusätzlich zu diesem Vergleich soll nun in einem Mediationsmodell untersucht werden, ob die regionalen Unterschiede für die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt auf eine unterschiedliche Verteilung von RWA und SDO zurückzuführen ist, die wiederum durch unterschiedliche Kontexteinflüsse in Ost vs. West zustande kommt. Mit anderen Worten soll untersucht werden, ob die Vorhersagekraft der geografischen Lage (West vs. Ost) auf die regionale Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt durch regionale Ausprägungen von RWA und SDO vermittelt wird. Diese parallele Mediation wurde unter Verwendung der PaWaKS-Daten und der Nutzung von *PROCESS* für *R* (Hayes, 2018) untersucht. Für all diese Variablen wurden die aggregierten Werte auf Kreisebene verwendet. Als Kontrollvariablen wurden der Migrationsanteil, die Arbeitslosenquote, die Mindestsicherungsquote und die Kriminalitätsrate mit in das Modell aufgenommen. Für die Schätzung der Konfidenzintervalle aller Pfade wurde ein Bootstrapping-Verfahren mit 5000 Stichproben verwendet.

In Abbildung 6 ist das Mediationsmodell samt aller Pfadkoeffizienten dargestellt. Die Ergebnisse der parallelen Mediation zeigen signifikante Pfadkoeffizienten.

Abbildung 6: Ergebnisse des Mediationsmodells



Anmerkung: * < .05, ** < .005, *** < .001.

Die Ergebnisse aller totalen, direkten und indirekten Effekte sind in Tabelle 3 zusammengefasst. Der totale Effekt der geografischen Variable (West/Ost) war signifikant negativ ($b = -.366$), was – konsistent mit der vorherigen Analyse – darauf hindeutet, dass Personen aus dem Osten vorurteilsmotivierte Gewalt als weniger verwerflich bewerteten. Der direkte Effekt blieb ebenfalls signifikant negativ ($b = -.403$), was einen starken Einfluss der geografischen Zugehörigkeit anzeigt, auch unter der Kontrolle der Mediatoreffekte durch RWA und SDO. Der gesamte indirekte Effekt war positiv ($b = .036$), was darauf hindeutet, dass RWA und SDO zusammen die negativen Effekte der geografischen Herkunft teilweise abschwächten. Speziell zeigte SDO zwar einen signifikanten positiven Effekt ($b = .025$) im Gegensatz zu RWA, dessen Effekt nicht signifikant war ($b = .011$), der Unterschied in der Stärke der Mediation zwischen RWA und SDO war jedoch statistisch nicht bedeutsam ($b = -.015$).

Diese Ergebnisse verdeutlichen, dass sich durch Hinzunahme von RWA und SDO auf Kreisebene der starke Einfluss der Variable West/Ost auf die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt innerhalb des Kreises nicht angemessen erklären lässt.

Tabelle 3: Effekte von West/Ost auf die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt via RWA und SDO

Effekt	Estimate	SE	95% Bootstrap-Konfidenzintervall		p
			LL	UL	
Totaler Effekt	-.366	.043	-.451	-.282	< .001
Direkter Effekt	-.403	.043	-.487	-.318	< .001
Totaler indirekter Effekt	.036	.012	.014	.061	
Indirekter Effekt via RWA	.011	.007	-.003	.026	
Indirekter Effekt via SDO	.025	.009	.010	.045	
Kontrast	-.015	.012	-.038	.007	

Anmerkung: N = 1794; LL = lower limit; UL = upper limit.

8. Diskussion

Die hier vorgestellten Studien, die sich über einen Zeitraum von etwa 20 Jahren erstrecken, weisen konsistent darauf hin, dass in Deutschland regionale Unterschiede in Bezug auf Vorurteile, rechtsextreme Einstellungen und sogar vorurteilsmotivierte Gewalttaten bestehen. Auch die vorliegenden Analysen der PaWaKS-Daten sprechen für einen regionalen Unterschied hinsichtlich der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt. Dabei zeigen die Ergebnisse, dass die befragten Personen in den neuen Bundesländern vorurteilsmotivierte Gewalttaten als weniger verwerflich bewerteten als Personen in den alten Bundesländern. In zwei Analysen hat sich gezeigt, dass auch unter Kontrolle diverser soziostruktureller und ideologischer Variablen dieser Zusammenhang zwischen der geografischen Lage und der Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt signifikant blieb. Diese Befunde legen nahe, dass es zusätzliche, in der Analyse nicht berücksichtigte Faktoren geben muss, die die regionalen Unterschiede im Meinungsklima erklären. Zukünftige Forschungen sollten darauf abzielen, weitere mögliche Einflussfaktoren zu identifizieren und zu analysieren, um ein umfassendes Bild davon zu erhalten, wie ein solches Meinungsklima begünstigt, aufrechterhalten oder verändert wird. Solche Faktoren könnten beispielsweise tiefere kulturelle, historische oder sozioökonomische Unterschiede zwischen den Regionen umfassen, die bisher in der vorliegenden Analyse nicht ausreichend berücksichtigt wurden.

Weiterhin sollte künftig untersucht werden, welchen Einfluss ein regionales Klima, das vorurteilsmotivierte Gewalt unterstützt, auf die individuelle Bereitschaft zu vorurteilsmotivierten Gewalttaten bzw. auf reale vorur-

teilsmotivierte Verbrechen (z. B. mithilfe von PMK- oder Dunkelfelddaten) haben kann. Neben der Studie von Wolf et al. (2003) wurden bisher nur selten direkte Maße für ein solches Klima genutzt, um vorurteilsmotivierte Gewalttaten vorherzusagen. Im Einklang mit bisheriger Forschung zeigt sich in den PaWaKS-Daten, dass Personen, die die AfD bevorzugen, vorurteilsmotivierte Gewalt als weniger verwerflich ansahen. Die AfD verzeichnet bereits seit vielen Jahren insbesondere in den neuen Bundesländern höhere Erfolge als in den alten. Dies sowie die genannten Studienergebnisse deuten darauf hin, dass der AfD-Erfolg in einer Region ein indirektes Maß für ein solches Meinungsklima darstellen kann. Andere Maße zur Erfassung eines solchen Klimas sollten jedoch erwogen und in künftige Studien integriert werden. Interessant wäre hierbei auch die Frage, wie groß der Effekt einer regionalen Variable (Ost vs. West) ist, wenn für ein Meinungsklima, das vorurteilsmotivierte Gewalt billigt, als direktes Maß kontrolliert wird. Bei Fragestellungen wie dieser sollte stets mitberücksichtigt werden, dass es verschiedene Faktoren gibt, die fördern, ob Gewaltbereitschaft tatsächlich in Gewalt umgesetzt wird (siehe Wolf et al., 2003). Die sozialen Normen der Umgebung können jedoch einer dieser begünstigenden Faktoren sein.

Die Ablehnung von vorurteilsmotivierter Gewalt

Gemäß unserem Grundgesetz ist die Würde des Menschen unantastbar (Artikel 1 Grundgesetz, [GG]) und jeder hat das Recht auf Leben und körperliche Unversehrtheit (Artikel 2 GG). Damit gibt bereits das Grundgesetz vor, dass die Frage, wie vorurteilsmotivierte Gewalt zu bewerten ist, einzig und allein mit der Antwort »sehr verwerflich« beantwortet werden sollte. Immerhin etwa 70 Prozent der befragten Personen innerhalb der PaWaKS-Stichprobe haben dies auch entsprechend getan. Damit sind es jedoch immer noch 30 Prozent, die diese Frage anders beantwortet haben und damit eine Einschränkung bei einer Aussage vollziehen, die in unserer freiheitlich-demokratischen Grundordnung uneingeschränkt gelten sollte. Zusätzlich sollte hier mitbedacht werden, dass die Frage zur Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt stark von sozialer Erwünschtheit betroffen sein kann und der Anteil, der diese Form von Gewalt als sehr verwerflich bewertet, in der Realität sogar kleiner sein dürfte.

Dennoch war sich der Großteil der Befragten in der vorliegenden PaWaKS-Stichprobe überwiegend darin einig, dass vorurteilsmotivierte Gewalt sehr verwerflich ist. Die Daten weisen somit darauf hin, dass es einen gesellschaftlichen Konsens darüber gibt, dass vorurteilsmotivierte Gewalt abzulehnen ist. Dennoch ist es wichtig, die Ursachen zu ermitteln, die dazu

führen, dass etwa ein Drittel der Bevölkerung Einschränkungen in dieser Beurteilung vornimmt, und herauszufinden, wodurch (regionale) Unterschiede im Ausmaß dieser Einschränkungen entstehen.

Limitationen

An dieser Stelle sollte darauf hingewiesen werden, dass es sich bei den vorliegenden Analysen um korrelative Zusammenhänge handelt und somit keine Aussagen zur Kausalität getroffen werden können. Weiterhin war die Stichprobengröße der untersuchten Kreise teilweise sehr klein und nicht repräsentativ für die jeweiligen Regionen. Bei den hier angenommenen Prozessen kann davon ausgegangen werden, dass sich diese erst über viele Jahre hinweg herausbilden. Um ein tieferes Verständnis der dynamischen Wechselwirkungen zwischen sozialen Normen und individuellem Verhalten zu gewährleisten, würde sich entsprechend vor allem ein Blick in Zeitreihendaten lohnen, die über mehrere Jahre hinweg und mit größeren Abständen erfasst wurden, als es in den vorliegenden PaWaKS-Daten zur Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt der Fall war. Um Zusammenhänge zwischen einem Klima, das vorurteilsmotivierte Gewalt billigt, und tatsächlichen entsprechenden Gewalttaten zu untersuchen, hätte es sich außerdem gelohnt, Statistiken zu Hasskriminalität (z. B. PMK-Statistiken) als abhängige Variable mit zu betrachten. Dies war im Rahmen dieses Artikels jedoch nicht möglich, da PMK-Statistiken auf Kreisebene nicht veröffentlicht werden, sondern ein Zugang nur über das BKA hergestellt werden kann. Bestehende Studien zeigen jedoch, dass die Billigung von Gewalt im sozialen Umfeld die individuelle Gewaltbereitschaft fördert (Wolf et al., 2003) und dass Zusammenhänge zwischen einem Meinungsklima (AfD-Wahlerfolg) und der Prävalenz von vorurteilsmotivierten Straftaten existieren (Rees et al., 2019).

Fazit

Die anfangs beschriebenen Erkenntnisse, dass soziale Normen des Umfelds für individuelles Verhalten bedeutsam sind, unterstreichen die Wichtigkeit, das soziale Klima und damit verbundene Normen gezielt zu verändern. Auch vor dem Hintergrund unserer freiheitlich demokratischen Grundordnung sollte in Bezug auf Vorurteils-kriminalität eine gesamtgesellschaftliche Null-Toleranz-Haltung gelten. Da diese gemäß unseren Befragungsergebnissen nicht uneingeschränkt vorliegt, ist es essenziell, weiterhin für das

Thema Vorurteile, Menschenfeindlichkeit und vorurteilsmotivierte Gewalt zu sensibilisieren, insbesondere in Regionen mit stärker ausgeprägten Vorurteilen und rechtsextremen Einstellungen. Dabei sollte auch der Einfluss sozialer und wirtschaftlicher Strukturvariablen auf regionale Unterschiede berücksichtigt werden, um ein umfassendes Verständnis der zugrunde liegenden Dynamiken zu erlangen und effektiv gegensteuern zu können. Dies umfasst z. B. die Entwicklung und Implementierung von Bildungsprogrammen, die gezielt auf den Abbau von Vorurteilen abzielen, sowie die Förderung von Initiativen, die Vielfalt und Inklusion verstärken. Dabei ist es sowohl eine politische als auch eine gesamtgesellschaftliche Aufgabe, eine Null-Toleranz-Haltung gegenüber Vorurteils kriminalität zu kommunizieren, da diese Haltung nicht selbstverständlich gegeben ist.

Referenzen

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg, Canada: University of Manitoba Press.
- Bacon, A. M., May, J., & Charlesford, J. J. (2021). Understanding public attitudes to hate: Developing and testing a UK version of the Hate Crime Beliefs Scale. *Journal of Interpersonal Violence*, 36(23–24), NP13365–NP13390. <https://doi.org/10.1177/0886260520906188>
- Bender, R., & Weber, K. (2023). Vorurteils kriminalität – Viktimisierung durch vorurteilsmotivierte Gewalt. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V.
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M., & Schmidt, P. (2014). *Die Kurzsкала Autoritarismus (KSA-3). Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen*. Mannheim: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften.
- Bilewicz, M., Soral, W., Marchlewska, M., & Winiewski, M. (2017). When authoritarians confront prejudice. Differential effects of SDO and RWA on support for hate-speech prohibition. *Political Psychology*, 38(1), 87–99.
- Bolesta, D., Azevedo, F., Bender, R., Bielejewski, A., Führer, J., & Asbrock, F. (2022). *Datenhandbuch Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS)*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks>.
- Boll, L., Gluba, A., Jemel, N., & Bosold, V. (2024). »Hass in der Stadt«. *Erfahrungen und Auswirkungen von Hasskriminalität und Diskriminierung in Hannover. Bericht zu Kernbefunden der Studie*. Hannover: Landeskriminalamt Niedersachsen.

- Bundesministerium des Innern und für Heimat & Bundeskriminalamt (2024, 21. Mai). *Bundesweite Fallzahlen 2023 Politisch motivierte Kriminalität*.
- Carvacho, H., Gerber, M., Manzi, J., González, R., Jiménez-Moya, G., Boege, R., ... Sidanius, J. (2018). *Validation and measurement invariance of the Spanish and German versions of SDO-7*. Unveröffentlichtes Manuskript, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Church, D., & Coester, M. (2021). *Aktuelles aus der kriminalistisch-kriminologischen Forschung. Forschungsbericht. Opfer von Vorurteilskriminalität. Thematische Auswertung des Deutschen Viktimisierungssurvey 201*. Wiesbaden: Bundeskriminalamt – Kriminalistisches Institut.
- Coester, M. (2008). *Das Konzept der Hate Crimes aus den USA unter besonderer Berücksichtigung des Rechtsextremismus in Deutschland*. Frankfurt am Main: Peter Lang.
- Coester, M. (2017). Das Konzept der Vorurteilskriminalität und Folgen für die polizeiliche Praxis. In C. Kopke & W. Kühnel (Hrsg.), *Demokratie, Freiheit und Sicherheit* (S. 167–182). Baden-Baden: Nomos.
- Dancygier, R. (2023). Hate crime supporters are found across age, gender, and income groups and are susceptible to violent political appeals. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 120(7), e2212757120. <https://doi.org/10.1073/pnas.2212757120>
- Decker, O., Kiess, J., Heller, A., Brähler, E., & Aderholz, D. (Hrsg.). (2022). *Autoritäre Dynamiken in unsicheren Zeiten. Neue Herausforderungen – alte Reaktionen? Leipziger Autoritarismus-Studie 2022*. Gießen: Psychosozial-Verlag.
- Destatis (o.D.) *Zahl der Empfängerinnen und Empfänger sozialer Mindestsicherungsleistungen 2022 um 8,7% gestiegen*. Statistisches Bundesamt. <https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Soziales/Mindestsicherung/aktuell-mindestsicherung.html>
- Dreißigacker, A. (2018). *Erfahrungen und Folgen von Vorurteilskriminalität Schwerpunktergebnisse der Dunkelfeldstudie des Landeskriminalamtes Schleswig-Holstein 2017*. Hannover: Kriminologisches Forschungsinstitut Niedersachsen E.V.
- Duckitt, J. (2001). A dual-process cognitive-motivational theory of ideology and prejudice. *Advances in Experimental Social Psychology*, 33, 41–113.
- Fischer, R., Hanke, K., & Sibley, C. G. (2012). Cultural and institutional determinants of social dominance orientation: A cross-cultural meta-analysis of 27 societies. *Political Psychology*, 33(4), 437–467.
- Fuchs, W. (2021). *Hate Crime in Österreich. Konzept, Rechtsrahmen, Datengrundlage, Verbreitung und Auswirkung von vorurteilsmotivierten Straftaten*. Wien: Institut für Rechts- und Kriminalsoziologie.
- Groß, E., Dreißigacker, A., & Riesner, L. (2018). Viktimisierung durch Hasskriminalität. Eine erste repräsentative Erfassung des Dunkelfeldes in Niedersachsen und in Schleswig-Holstein. In Institut für Demokratie und Zivilgesellschaft (Hrsg.), *Wissen schafft Demokratie 04/2018, Schwerpunkt: Gewalt gegen Minderheiten* (S. 138–159). Berlin: Amadeu Antonio Stiftung.

- Groß, E., Häfele, J., & Peter, S. (2024). *Gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit aus der Betroffenenperspektive. Kernbefunde aus dem Forschungsprojekt »HateTown – Vorurteilsgeleitete Handlungen in urbanen Räumen«*. Schriftenreihe des Instituts für Kriminalitäts- und Sicherheitsforschung, Bd. 2. Nienburg (Weser): Institut für Kriminalitäts- und Sicherheitsforschung (IKriS), Polizeiakademie Niedersachsen. https://www.pa.polizei-nds.de/startseite/ikris/forschung/schriftenreihe_des_ikris/
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to Mediation, Moderation, and Conditional Process Analysis* (Methodology in the Social Sciences, 2. Aufl.). New York, London: Guilford Press.
- Heitmeyer, W. (2002). *Deutsche Zustände, Folge 1*. Berlin: Suhrkamp Verlag.
- Heller, A., Dilling, M., Kiess, J., & Brähler, E. (2022). Autoritarismus im sozioökonomischen Kontext. Eine Mehrebenenanalyse zur regionalen Verteilung autoritärer Einstellungen in Deutschland. In O. Decker, J. Kiess, A. Heller & E. Brähler (Hrsg.), *Autoritäre Dynamiken in unsicheren Zeiten. Neue Herausforderungen – alte Reaktionen? Leipziger Autoritarismus-Studie 2022*. Gießen: Psychosozial-Verlag. <https://doi.org/10.30820/9783837979190>
- Ho, A. K., Sidanius, J., Pratto, F., Levin, S., Thomsen, L., Kteily, N., & Sheehy-Skeffington, J. (2012). Social dominance orientation: Revisiting the structure and function of a variable predicting social and political attitudes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 38(5), 583–606. <https://doi.org/10.1177/0146167211432765>
- Ho, A. K., Sidanius, J., Kteily, N., Sheehy-Skeffington, J., Pratto, F., Henkel, K. E., Foels, R., & Stewart, A. L. (2015). The nature of social dominance orientation: Theorizing and measuring preferences for intergroup inequality using the new SDO scale. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(6), 1003–1028. <https://doi.org/10.1037/pspi0000033>
- Iganski, P. (2001). Hate crimes hurt more. *American Behavioral Scientist*, 45(4), 626–638. <https://doi.org/10.1177/0002764201045004006>.
- Kehn, A., Kaniuka, A. R., Benson, K., Sorby, M. L., Stornelli, L., & Cramer, R. J. (2023). Assessing attitudes about hate: Further validation of the hate crime beliefs scale. *Current Psychology*, 42(29), 25017–25027. <https://doi.org/10.1007/s12144-022-03626-6>
- Kunst, J. R., Fischer, R., Sidanius, J., & Thomsen, L. (2017). Preferences for group dominance track and mediate the effects of macro-level social inequality and violence across societies. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 114(21), 5407–5412.
- Landeskriminalamt Niedersachsen. (2018). *Befragung zu Sicherheit und Kriminalität in Niedersachsen 2017. Bericht zu Kernbefunden der Studie*. Hannover: Landeskriminalamt Niedersachsen Kriminologische Forschung und Statistik.
- Perry, B. (2014). Exploring the Community Impacts of Hate Crime. In N. Hall, A. Corb, P. Giannasi & J. Grieve (Hrsg.), *The Routledge International Handbook on Hate Crime* (S. 47–58). New York, London: Routledge.
- Pratto, F., Sidanius, J., Stallworth, L., & Malle, B. (1994). Social dominance ori-

- entation: A personality variable predicting social and political attitudes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 741–763.
- Rees, J. H., Rees, Y. P., Hellmann, J. H., & Zick, A. (2019). Climate of hate: Similar correlates of far right electoral support and right-wing hate crimes in Germany. *Frontiers in Psychology*, 10, 478137. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.02328>
- Rees, Y., Rees, J. H., & Zick, A. (2021). Menschenfeindliche Orte – Regionale Ausprägungen rechtsextremer Einstellungen in Deutschland. In A. Zick & B. Küpper (Hrsg.), *Die geforderte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2020/21* (S. 112–122). Herausgegeben für die Friedrich-Ebert-Stiftung von Franziska Schröter. Bonn: Dietz. urn:nbn:de:0070-pub-29558476
- Verband der Beratungsstellen für Betroffene rechter, rassistischer und antisemitischer Gewalt (VBRG) (2024, 5. Juni). *Rechte, rassistische und antisemitische Gewalt in Deutschland 2023 – Jahresbilanzen der Opferberatungsstellen*. <https://verband-brg.de/rechte-rassistische-und-antisemitische-gewalt-in-deutschland-2023-jahresbilanzen-der-opferberatungsstellen/>
- Wagner, U., Christ, O., & Pettigrew, T. F. (2008). Prejudice and group-related behavior in Germany. *Journal of Social Issues*, 64(2), 403–416. <https://doi.org/10.1111/j.1540-4560.2008.00568.x>
- Wagner, U., Tachtsoglou, S., Kotzur, P. F., Friehs, M. T., & Kemmesies, U. (2020). Proportion of foreigners negatively predicts the prevalence of xenophobic hate crimes within German districts. *Social Psychology Quarterly*, 83(2), 195–205. <https://doi.org/10.1177/01902725198877>
- Wagner, U., Van Dick, R., Pettigrew, T. F., & Christ, O. (2003). Ethnic prejudice in East and West Germany: The explanatory power of intergroup contact. *Group Processes & Intergroup Relations*, 6(1), 22–36. <https://doi.org/10.1177/1368430203006001010>
- Weber, K., & Asbrock, F. (2024). Sicherheit und Kriminalität im Wandel: Eine kritische Betrachtung aktueller Entwicklungen. In G. R. Wollinger (Hrsg.), *Sicherheit im Wandel. Expertisen zum 29. Deutschen Präventionstag*. Deutscher Präventionstag gemeinnützige Gesellschaft mbH, Hannover.
- Weins, C. (2011). Gruppenbedrohung oder Kontakt?. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie (KZfSS)*, 63(3).
- Wolf, C., Stellmacher, J., Wagner, U., & Christ, O. (2003). Druckvolle Ermunterungen. Das Meinungsklima fördert menschenfeindliche Gewaltbereitschaft. In W. Heitmeyer (Hrsg.), *Deutsche Zustände. Folge 2* (S. 142–158). Berlin: Suhrkamp.
- Zick, A., Küpper, B., & Mokros, N. (2023). *Die distanzierte Mitte: Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/23* (F. Schröter, Hrsg.). Bonn: Verlag J. H. W. Dietz Nachf.
- Zubielevitch, E., Osborne, D., Milojev, P., & Sibley, C. G. (2023). Social dominance orientation and right-wing authoritarianism across the adult lifespan: An examination of aging and cohort effects. *Journal of Personality and Social Psychology*, 124(3), 544–566.

Nur »besorgte Bürger«?

Untersuchung der Wechselwirkungen zwischen Kriminalitätsfurcht und rechtspopulistischer Unterstützung

Henrik Andersen und Jochen Mayerl

Abstract:

Wenden sich Menschen, die sich vor Kriminalität stärker fürchten, an Rechtspopulisten, weil diese eine harte Gangart gegen die Kriminalität vertreten? Werden Anhängerinnen und Anhänger von Rechtspopulisten von propagandistischen Echokammern beeinflusst und entwickeln dadurch eine höhere Kriminalitätsfurcht? Oder haben sowohl die Kriminalitätsfurcht als auch die Unterstützung von Rechtspopulisten gemeinsame Ursachen und es liegt gar keine kausale Wechselwirkung zwischen ihnen vor? Der vorliegende Beitrag untersucht diese Fragen anhand von vier Panelwellen einer repräsentativen Umfragestudie der deutschen erwachsenen Bevölkerung. Unter Verwendung von Cross-Lagged-Panel-Modellen mit Fixed Effects in Strukturgleichungsmodellen finden wir tatsächlich keine empirischen Hinweise auf intraindividuelle reziproke Kausalbeziehungen zwischen Kriminalitätsfurcht und der Unterstützung von Rechtspopulismus. Steigt die Kriminalitätsfurcht im Vergleich zum durchschnittlichen Niveau einer Person, dann kommt es zu keinem Anstieg der Neigung zur rechtspopulistischen Alternative für Deutschland dieser Person. Ebenso führt ein individueller Wechsel von einer anderen etablierten Partei hin zur AfD nicht zu einer Zunahme der Kriminalitätsfurcht im Vergleich zum durchschnittlichen Niveau dieser Person. Die beobachtete Korrelation zwischen Kriminalitätsfurcht und einer Anhängerschaft mit Blick auf die AfD liegt demnach in gemeinsamen Hintergrundvariablen begründet. Die empirischen Ergebnisse unserer Studie legen nahe, dass der Autoritarismus einer Person als gemeinsame Ursache von Kriminalitätsfurcht und populistischer Unterstützung fungiert, was die Korrelation zwischen diesen beiden Phänomenen zumindest partiell erklären kann.

1. Einleitung

Rechtspopulistische Parteien (RPP) wie die Alternative für Deutschland (AfD) arbeiten häufig mit dem Narrativ, dass die etablierten politischen Parteien des Landes die Ängste der Menschen nicht ernst genug nehmen würden. Dabei konzentrieren sich die RPP insbesondere auf Ängste in Bezug auf Migration und Flüchtlinge, vor allem aus muslimisch geprägten Ländern. RPP-Anhängerinnen und Anhänger bezeichnen sich zum Teil selbst als »besorgte Bürger«, um sich von Rassismus und Fremdenfeindlichkeit zu distanzieren. In diesem Zusammenhang wird die Kriminalität von RPP oft als eine der zentralen negativen Auswirkungen des Zustroms von Migrantinnen und Migranten und Flüchtlingen kommuniziert. RPP setzen einen starken Fokus auf die politischen Themen der Migration und migrantischen Kriminalität und präsentieren sich als potenzielle »Retter«, indem sie sich für härtere Strafen für straffällige Migrantinnen und Migranten, Abschiebung usw. einsetzen. Vor diesem Hintergrund könnte argumentiert werden, dass besorgte Personen die Neigung entwickeln, RPP zu unterstützen, da diese mit dem Versprechen auftreten, etwas gegen die vermeintlichen Ursachen der Kriminalitätsfurcht der Menschen zu unternehmen.

Auf der anderen Seite ist das Schüren von Ängsten eine etablierte und zentrale Strategie von RPP, um Wählerinnen und Wähler zu gewinnen. Da RPP die politischen Diskussionen um das Thema Migration dominieren, ist es für sie von Vorteil, das Thema so problembeladen wie möglich zu platzieren, z. B., indem sie den Zusammenhang zwischen Migration und Kriminalität besonders stark betonen. Ganz in diesem Sinne hat etwa der Populist Geert Wilders aus den Niederlanden Flüchtlinge als »Testosteronbomben« bezeichnet, die »unsere Mädchen bedrohen«, und die FPÖ in Österreich hat argumentiert, dass Wien von Flüchtlingen »belagert« werde (Pisoiu & Ahmed, 2015). Die deutsche AfD betreibt online einen sogenannten »Einzelfallticker«, der angeblich zeigt, welche Straftaten von Ausländern in einem bestimmten geografischen Gebiet begangen werden.¹ So ist es nicht nur möglich, dass die Furcht vor (migrantischer) Kriminalität die RPP-Unterstützung verursachen könnte, sondern umgekehrt, dass die Unterstützung von RPP Ängste vor (migrantischer) Kriminalität hervorrufen könnte.

Eine weitere Möglichkeit der Beziehung zwischen RPP-Unterstützung und Kriminalitätsfurcht besteht darin, dass beide auf gemeinsame Ursachen

1 Anscheinend werden mehr als die Hälfte der Fälle, die auf dieser Website gemeldet werden, fälschlicherweise »Ausländern« und »Migranten« zugeschrieben (Revealand & Siggelkow, 2023).

zurückzuführen sind und die beobachtete Korrelation zwischen RPP-Unterstützung und Kriminalitätsfurcht womöglich gar nicht kausal zu interpretieren ist, sondern durch gemeinsame Hintergrundvariablen entstanden sein kann.

In diesem Artikel testen wir die wechselseitigen Zusammenhänge zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung anhand von vier Panelwellen aus einer repräsentativen längsschnittlichen Umfragestudie der deutschen erwachsenen Bevölkerung (PaWaKS-Studie). Wir verwenden Cross-Lagged-Panel-Modelle mit Fixed Effects in Strukturgleichungsmodellen (SEM), um zeitinvariante unbeobachtete Störfaktoren zu kontrollieren. Im Zentrum der Analysen steht die Frage nach einem möglichen Kausalverhältnis zwischen RPP-Unterstützung und Kriminalitätsfurcht, genauer, ob eine intraindividuelle Veränderung hin zu einer RPP-Unterstützung die Kriminalitätsfurcht erhöht, ob eine intraindividuelle Veränderung der Kriminalitätsfurcht die Wahrscheinlichkeit einer RPP-Unterstützung erhöht – oder aber, ob überhaupt kein Kausalverhältnis vorliegt. Abschließend gehen wir der Frage nach, ob Autoritarismus als eine gemeinsame ursächliche Hintergrundvariable von Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung wirkt und damit die Korrelation zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung (zumindest partiell) erklärt werden kann.

2. Analytischer Hintergrund

Rechtspopulistische Unterstützung

In der Literatur haben sich vornehmlich zwei theoretische Haupterklärungen auf individueller Ebene für die Unterstützung von RPP etabliert.² Der These der Modernisierungsverlierer (MV) zufolge gehen gesellschaftliche Entwicklungen der Globalisierung und Liberalisierung mit zunehmend prekären Arbeitsmärkten einher, während gleichzeitig Zusicherungen des Wohlfahrtsstaates zurückgefahren werden (Biskamp, 2017; Rippl & Seipel, 2018; Lengfeld & Dilger, 2018; Sachweh, 2020). Diese Entwicklungen treffen, so die Annahme, die Arbeiterklasse und Geringqualifizierten am härtesten. In Deutschland sind Liberalisierungsreformen vornehmlich von der SPD ausgegangen, sodass sich die Arbeiterklasse betrogen fühlt und sich nun aus Protest an die RPP wendet (Biskamp, 2017; Sachweh, 2020).

2 Für eine detailliertere Darstellung der verschiedenen Erklärungsansätze auf individueller Ebene siehe z. B. Mols & Jetten (2020).

Mit dieser zunehmenden Unsicherheit gehen auch wahrgenommene Arbeitsplatzknappheit und wahrgenommener Wettbewerb einher. Menschen in prekären wirtschaftlichen Situationen haben das Gefühl, mit Migrantinnen und Migranten um Arbeitsplätze und Wohnraum zu konkurrieren. Migration wird so als Bedrohung für das eigene wirtschaftliche Wohlergehen wahrgenommen, und dies erhöht wiederum die Neigung zur Unterstützung von RPP, die Migration zu ihrem Hauptthema gemacht haben.

Einen alternativen Erklärungsansatz bietet die Cultural-Backlash-(CB-)These, die neben den materiellen Unsicherheiten die kulturelle Komponente betont. Der CB-These zufolge steigt bei Gesellschaften, die offener, sozialliberaler und multikultureller werden, auch deren Komplexität, mit der Menschen zurechtkommen müssen (Inglehart & Norris, 2016). Schlecht ausgebildete, konservative oder autoritäre Personen, um einige Beispiele zu nennen, fühlen sich von der modernen Gesellschaft zunehmend überfordert und suchen Trost und Halt in geschlossenen, starken und einfachen Kollektiven, die an traditionellen Werten festhalten (Biskamp, 2017; Sachweh, 2020). Die einzige Möglichkeit, eine an sich sehr heterogene Ingroup zusammenzuhalten, liegt dabei in der Betonung der Abgrenzung zur Kultur der Outgroups – alle negativen und unerwünschten Eigenschaften werden dann auf »Außenseiter«, Migranten, Flüchtlinge und Nichtchristen projiziert, die als Erosion der nationalen Kultur angesehen werden. Die Ängste und der Unmut der Mitglieder der Ingroup gegenüber den Outgroups führen dann zur Unterstützung von RPP, so die Argumentation.

Sowohl ökonomisch als auch kulturell getriebene Motive der Ablehnung der Moderne benutzen Einwanderer und Flüchtlinge als Sündenböcke und machen diese überproportional für den tatsächlichen oder vermeintlichen Anstieg der Kriminalitätsraten verantwortlich. Die Forderung nach härteren Ausschluss- und Strafmaßnahmen kann dann die vermeintlich logische Folge sein. Stark autoritär geprägte Personen, die die traditionellen Werte der Ingroup in Gefahr sehen, projizieren aktiv negative Eigenschaften auf Migrantinnen und Migranten sowie Flüchtlinge. Sie werden als Kriminelle vorverurteilt, und der Zustrom von Migranten und Flüchtlingen kann diesen Menschen Angst einjagen – die Unterstützung von RPP ist dann die Folge.

Kriminalitätsfurcht

Die Literatur zu Kriminalitätsfurcht tendiert dazu, zwischen sozialer und persönlicher Furcht zu unterscheiden (Boers, 1991, 1993; Hirtenlehner, 2006). Soziale Kriminalitätsfurcht bezieht sich auf die Wahrnehmung von

Kriminalität und Kriminalitätsraten in der Gesellschaft, während sich die persönliche Kriminalitätsfurcht auf das eigene Risiko bezieht. Wir konzentrieren uns in diesem Artikel auf die persönliche Ebene. Darüber hinaus kann zwischen kognitiven, affektiven und konativen Komponenten der Kriminalitätsfurcht unterschieden werden. Die kognitive Komponente bezieht sich auf die eigene Risikoeinschätzung, die affektive zielt auf Gefühle und Unsicherheiten ab und die konative Komponente verweist auf Verhaltensaspekte (Hirtenlehner, 2006). Nachfolgend fokussieren wir uns auf die kognitiven und affektiven Komponenten und untersuchen einerseits, wie die Unterstützung von RPP die Wahrnehmung des Risikos von Viktimisierungsgefühlen prägt, und andererseits, ob und wie diese kognitiven und affektiven Kriminalitätseinstellungen die politische Orientierung prägen.

Die Literatur konzentriert sich auf drei Haupterklärungen des Entstehens individueller Kriminalitätsfurcht. Auf der Mikroebene ist es plausibel anzunehmen, dass Menschen, die selbst Opfer von Straftaten geworden sind oder durch enge persönliche Kontakte stellvertretend Straftaten erlebt haben, ängstlicher werden. Auf der Mesoebene besagt die bekannte »Broken Windows«-These, dass der soziale Kontext die Kriminalitätsfurcht beeinflusst: Das Leben in einer Nachbarschaft, die Anzeichen von sozialer Unordnung oder Normverstößen aufweist, kann die eigene Furcht über die individuelle Wahrnehmung von Verletzlichkeit oder früheren Erfahrungen hinaus beeinflussen. Auf der Makroebene schließlich kann ein auf soziale Probleme fokussiertes gesellschaftliches Meinungsklima, u. a. durch sensationsgetriebene Medienberichterstattungen, die eigenen Ängste beeinflussen (Boers, 2003; Hirtenlehner, 2006).

Rechtspopulistische Parteien setzen kriminalitätsbezogene Argumente strategisch ein und kultivieren Ängste vor Migrantinnen und Migranten sowie Flüchtlingen. Biskamp schreibt: »Die Rolle der rechtspopulistischen Agitation besteht darin, diese Ängste und Projektionen an die Oberfläche zu holen, zu aktivieren, zu verstärken, zu bündeln und zu strukturieren. [...] Die rechte Propaganda aktiviert die Ängste nicht nur, sie arbeitet auch an ihrer Strukturierung und Politisierung«. Sie fährt fort: »Durch solche Strategien präsentiert sich die rechte Agitatorin als *Repräsentantin* und *Retterin* des eigenen Kollektivs. In sie soll die Bevölkerung die Hoffnung legen, dass die Gefahren, vor denen man sich fürchtet, abgewehrt werden« (Biskamp, 2017, S. 95–96, Herv. im Orig.). In der Tat ist der bereits erwähnte »Einzelfallticker« der AfD ein Paradebeispiel dafür, wie RPP Ängste schüren, indem sie das Stereotyp eines »kriminellen Migranten« verstärkt. Die AfD hat versucht, sich das Thema Migration in Deutschland »zu eigen zu machen«, indem sie in der Wählerschaft das Gefühl erzeugte, dass sie die »beste« oder angemessenste Politik betreibt (Smith, 2010). Diese Politik

kommt in der Regel in Form von starken Law-and-Order-Positionen daher, die bestimmte Wähler ansprechen und den RPP die Aufmerksamkeit der Medien verschaffen (Mols & Jetten, 2020). Wenn politische Akteure an die Strafbereitschaft der Öffentlichkeit appellieren, wird dies manchmal als »Penal Populism« (etwa: Strafpopulismus) bezeichnet. Der Strafpopulismus stellt nach Boda et al. (2015, S. 873) eine Verbindung zwischen den Treibern von RPP-Unterstützung wie Angst, Wut und Politikverdrossenheit auf der einen Seite und Kriminalitätsfurcht auf der anderen her.

RPP wie die AfD sind daran interessiert, Angst zu kultivieren, um daraus politischen Nutzen zu ziehen. RPP-Unterstützerinnen und -Unterstützer müssen noch nicht einmal vom Stereotyp des »kriminellen Migranten« mit Fakten überzeugt werden, sondern es reicht aus, wenn sie mit Pseudofakten (z. B. dem oben genannten Ticker) und nicht weiter geprüften Argumenten gefüttert werden, um diese Einstellungen zu bestätigen und zu verstärken. Wie Biskamp schreibt: »Dabei versorgen die Propagandistinnen die autoritären Charaktere zugleich mit ›Argumenten‹ für ihre Ängste. [...] Denn ist das Angst-Objekt einmal gefunden, setzt bei den autoritären Subjekten eine ausgesprochen einseitige Realitätsprüfung ein, [...] Beweise für den furchteinflößenden und gefährlichen Charakter von Musliminnen oder Geflüchteten werden so sehr gesucht, dass jeder noch so unplausible Hinweis unmittelbar als Beleg gilt, während widersprüchliche Informationen schlicht ausgeblendet werden« (Biskamp, 2017, S. 96).

Eine politische Blase oder Echokammer beschreibt die Beobachtung, dass die Öffentlichkeit häufig selektiv ist, d. h., sie neigt dazu, Informationen zu konsumieren, die ideologisch mit ihren eigenen politischen Überzeugungen übereinstimmen (Eady et al., 2019, S. 2). Diese Echokammern können sich auf Social-Media-Plattformen etablieren (Boulianne et al., 2020, S. 684). Während empirische Untersuchungen darauf hindeuten, dass der Medienkonsum heterogener ist, als man erwarten könnte, ist es immer noch so, dass Individuen die meiste Zeit damit verbringen, Medien zu konsumieren, die ihren eigenen politischen Überzeugungen entsprechen und diese bekräftigen (Eady et al., 2019).

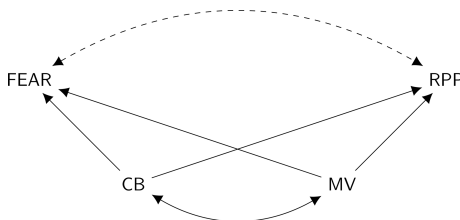
Auf der einen Seite haben wir also wirtschaftliche und kulturelle Ängste, die sich als Furcht vor (migrantischer) Kriminalität manifestieren und Individuen in die Arme von RPP treiben können. Auf der anderen Seite ist festzustellen, dass RPP durchaus rationale Anreize haben, Migrantinnen und Migranten mit Kriminalität in Verbindung zu bringen, um Ängste in der Bevölkerung zu schüren. Vor diesem Hintergrund ist es einerseits plausibel, davon auszugehen, dass Kriminalitätsfurcht zu RPP-Unterstützung führt, andererseits aber auch, dass RPP Kriminalitätsfurcht bei ihren Anhängerinnen und Anhängern überhaupt erst hervorrufen bzw. zumindest verstärken.

Gemeinsame Hintergrundvariablen?

Eine alternative Interpretation des Wechselspiels zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung besteht darin, dass weder die Furcht vor (migrantischer) Kriminalität die Unterstützung von RPP verursacht noch umgekehrt diese Unterstützung die Kriminalitätsfurcht. Wie Hirtenlehner (2006) argumentiert, ist die Kriminalitätsfurcht Ausdruck allgemeiner Ängste und Befürchtungen. Hintergrundvariablen wie wirtschaftliche und kulturelle Bedrohungen können demnach ebenso zu Kriminalitätsfurcht führen wie zu einer erhöhten Unterstützung für RPP-Parteien. Es ist daher möglich, dass tatsächlich keine kausalen Wechselwirkungen zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung vorliegen – in dem Sinne, dass sich die Tendenz einer Person, RPP zu unterstützen, nicht ändern würde, wenn sich ihre Kriminalitätsfurcht einer Person erhöhen würde, dabei aber alle (!) anderen Erklärungsfaktoren (z. B. individueller Autoritarismus, mehr dazu unten) unverändert blieben. Oder andersherum: Eine Intervention, um jemanden für die Wahl einer RPP zu gewinnen, würde dann – wenn alle anderen Faktoren gleichblieben – nicht zu einer Zunahme der Furcht dieser Person vor Kriminalität führen. Die nachfolgende Abbildung 1 veranschaulicht die mögliche Scheinkorrelation zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung.

Auf Basis der bisherigen Ausführungen können drei konkurrierende Hypothesen formuliert werden. Die erste bezieht sich auf die Vorstellung, dass autoritäre und marginalisierte einheimische Bürgerinnen und Bürger (migrantische) Kriminalität als Symptom einer insgesamt negativen gesellschaftlichen Entwicklung wahrnehmen und sich an eine »starke Hand« der

Abbildung 1: Scheinkorrelation zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung?



Anmerkung: RPP: Unterstützung von rechtspopulistischen Parteien; CB, VM: Variablen, die mit der kulturellen Backlash- bzw. Modernisierungsverliererthese assoziiert sind. Aus Platzgründen verwenden wir hier und in den folgenden Abbildungen und mathematischen Darstellungen den englischen Begriff »Fear« für »Kriminalitätsfurcht«.

RPP mit ihrer harten Haltung gegenüber Kriminalität wenden, um Schutz zu suchen.

H1: *Kriminalitätsfurcht führt zur Unterstützung von rechtspopulistischen Parteien.*

Die zweite Hypothese bezieht sich auf die Idee des »Issue Ownership« und auf die Tatsache, dass RPP das Meinungsklima in Migrationsfragen stark vor sich hertreiben und einen Anreiz darin sehen, das Thema so problematisch wie möglich darzustellen. Auf Sensation ausgerichtete Strategien wie der oben genannte »Einzelfallticker« der deutschen AfD passen in dieses Bild. Während RPP also von einer ängstlichen Öffentlichkeit profitieren, ist davon auszugehen, dass politische Blasen und Echokammern die Kommunikationswege von RPP noch effektiver machen, was die Kriminalitätsfurcht unter der Anhängerschaft erhöhen kann.

H2: *Die Unterstützung von rechtspopulistischen Parteien schürt Kriminalitätsfurcht.*

Die dritte Hypothese ergibt sich wiederum aus der Vermutung, dass sowohl die Kriminalitätsfurcht als auch die RPP-Unterstützung gemeinsame Ursachen haben. Autoritäre Personen reagieren positiv auf einfache Schwarz-Weiß-Weltbilder der RPP und fühlen sich durch sozialen Fortschritt, Globalisierung und Multikulturalismus bedroht, was Ängste schürt. Autoritarismus könnte demnach als gemeinsame Ursache von Kriminalitätsfurcht und der Unterstützung von RPP fungieren, was auch die beobachtete Korrelation zwischen den beiden Konstrukten (zumindest teilweise) erklären könnte.

H3: *Der Zusammenhang zwischen RPP-Unterstützung und Kriminalitätsfurcht ist nicht kausal und wird durch gemeinsame Drittvariablen bestimmt.*

3. Daten und Operationalisierung

Die Daten wurden im Rahmen der Studie *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS) erhoben. Die Studie wurde vom Umfrageinstitut Ipsos durchgeführt und ist als eine repräsentative Zufallsstichprobe der erwachsenen deutschen Bevölkerung im Längsschnitt angelegt (vgl. Tabelle 1 zur Entwicklung der Fallzahlen innerhalb der Panelstudie). Weitere Informationen zur Studie (einschließlich ihrer Repräsentativität) und Items finden sich unter <https://www.zkfs.de/pawaks/> (Bolesta et al., 2023b).

Tabelle 1: Informationen zur Stichprobe

Welle	Feldphase	n	Verbleib (in %) bezogen auf ...		
			Welle 1	Welle 2	Welle 3
1	März–April 2022	5174			
2	September–Oktober 2022	2654	51.30 %		
3	März–April 2023	1925	37.21 %	72.53 %	
4	September–Oktober 2023	1134	21.92 %	42.73 %	58.91 %

Die RPP-Unterstützung wird mithilfe der üblichen »Sonntagsfrage« operationalisiert. Die exakte Formulierung im Fragebogen lautet: »Welche Partei würden Sie wählen, wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahlen wären?« Die Antworten für die AfD werden mit eins kodiert, alle anderen Parteien entsprechend mit null.

Auf der Basis von konfirmatorischen Faktorenanalysen operationalisieren wir nachfolgend die affektive individuelle Kriminalitätsfurcht mittels drei von vier Items einer von Armbrorst (2014) getesteten Skala. Die Einleitung der Frage lautete: »Bitte geben Sie für die folgenden Straftaten an, wie häufig Sie sich im vergangenen Jahr davor gefürchtet haben. Im vergangenen Jahr habe ich mich davor gefürchtet, dass ...

- In meine Wohnung eingebrochen werden könnte.
- Ich außerhalb meiner Wohnung bestohlen werden könnte.
- Ich körperlich angegriffen werden könnte.«

Jedes Item wurde auf einer siebenstufigen Skala erhoben, mit 1 = nie, ..., 4 = gelegentlich, ..., 7 = immer. Für die kognitive Kriminalitätsfurcht verwenden wir ebenfalls drei Items analog zu den affektiven Items, in diesem Falle bezogen auf die wahrgenommene Wahrscheinlichkeit, selbst Opfer zu werden. Die Frage lautet: »Und für wie wahrscheinlich halten Sie es, dass Ihnen im nächsten Jahr eine der folgenden Straftaten widerfährt?

- Dass in Ihre Wohnung eingebrochen werden könnte?
- Dass Sie außerhalb Ihrer Wohnung bestohlen werden könnten?
- Dass Sie körperlich angegriffen werden könnten?«

Jedes kognitive Item wurde auf einer siebenstufigen Skala erhoben, mit 1 = äußerst unwahrscheinlich, ..., 4 = vielleicht, ..., 7 = äußerst wahrscheinlich. Sowohl für affektive als auch für kognitive Messungen erhielten die Befragten die explizite Möglichkeit, nicht zu antworten.

Die allgemeine Kriminalitätsfurcht dient in den nachfolgenden Analysen als Proxy-Variable für die Furcht vor migrantischer bzw. Flüchtlingskriminalität. Entsprechend haben wir die ursprüngliche Operationalisierung

der Kriminalitätsfurcht nach Armborst (2014) auf die Straftaten Einbruch, Raub und Körperverletzung reduziert, da diese in der Bevölkerung stärker mit dem Stereotyp eines »kriminellen Migranten« verbunden werden als z. B. Wirtschaftskriminalität oder Betrug (siehe dazu z. B. eine Clusteranalyse von Bolesta et al., 2022).

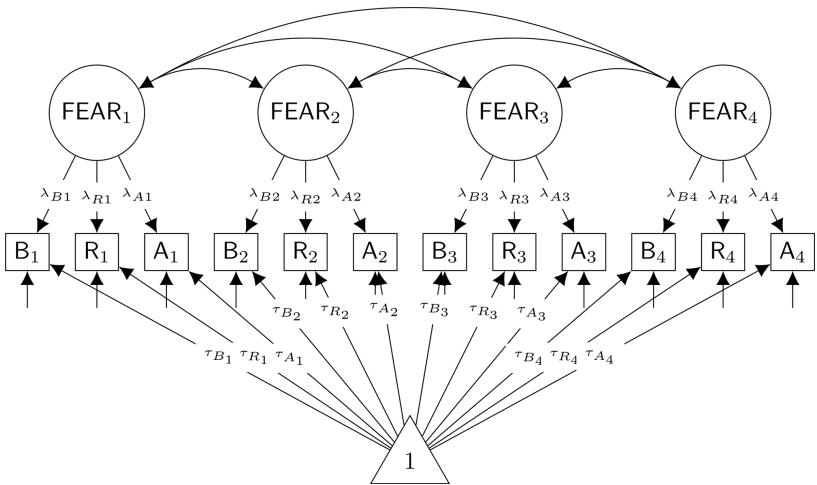
4. Empirisch-statistische Analyse

Konfirmatorische Faktorenanalysen und Messinvarianz

Das Konzept der Messinvarianz bezieht sich auf die Idee, dass die Art und Weise, in der sich quantitative Items auf die vermeintlich zugrundeliegende latente Variable beziehen, nicht von der Gruppenzugehörigkeit oder dem Zeitpunkt der Erhebung abhängen sollte (Leitgöb et al., 2023). Nachfolgend testen wir die längsschnittliche Messinvarianz für die latente Kriminalitätsfurcht aus zwei Gründen. *Erstens* geht es dabei um die Vergleichbarkeit der Messungen über die Zeit hinweg. So wird mit der sogenannten metrischen Invarianz sichergestellt, dass sich die unstandardisierten Faktorladungen über die Zeit hinweg nicht verändern und sich demnach die Art und Weise, wie der latente Faktor die manifesten Indikatoren beeinflusst, im Laufe der Zeit nicht ändert. Bei einem Vergleich von latenten Mittelwerten – z. B. um zu beurteilen, ob latente Kriminalitätsfurcht im Laufe der Zeit zu- oder abnimmt – muss darüber hinaus auch die sogenannte skalare Invarianz gegeben sein, bei der die Item-Intercepts über die Zeit hinweg konstant gehalten werden, damit sich Unterschiede im Laufe der Zeit nur auf der Ebene der latenten Mittelwerte manifestieren können. *Zweitens* ist ein invariantes Modell mit Gleichsetzungen von Parametern über die Zeit hinweg schlicht sparsamer. Statistisch gesehen ist es von Vorteil, wenn Parameter über die Zeit konstant sind. Wir beginnen mit einem vollständig uneingeschränkten Modell, bei dem sowohl die Faktorladungen als auch die Item-Intercepts im Laufe der Zeit variieren können. Dies wird als Configural-Modell bezeichnet. Dann gehen wir schrittweise vor, indem wir zunächst die Faktorladungen über die Zeit konstant halten (Metric-Invarianzmodell) und dann auch die Item-Intercepts über die Zeit gleichsetzen (Metric+Scalar-Invarianzmodell). Da diese drei Arten von Modellen verschachtelt (bzw. »genestet«) sind, können wir mit einem Chi-Quadrat-Differenztest bewerten, ob sich ein strengeres, sparsameres Modell negativ auf die Modellgüte (model fit) auswirkt.

Bezogen auf Abbildung 2 gilt dann entsprechend: Für das Metric-Invarianzmodell werden die unstandardisierten Faktorladungen für jedes Element $j = B, R, A$ über die Zeit hinweg konstant gehalten, also $\lambda_{j_1} = \lambda_{j_2} =$

Abbildung 2: Konfirmatorische Faktorenanalysen zu Kriminalitätsfurcht



Anmerkung: Getrennte Modelle für affektive und kognitive Items. Nicht dargestellt: Fehlerkorrelationen innerhalb von Items im Zeitverlauf. B: Einbruch, R: Raubüberfall, A: körperlicher Angriff; FEAR: Kriminalitätsfurcht.

Tabelle 2: Modellanpassung und Chisq-Differenztest für Invarianztests

Modell	Chisq	Df	p	CFI	RMSEA	SRMR	ΔChisq	ΔDf	Pr(Chisq)>
A Configural	38.631	30	0.134	0.999	0.013	0.009			
Metric	41.283	36	0.251	0.999	0.009	0.011	2.539	6	0.864
Metric + Scalar	144.273	45	<0.001	0.996	0.029	0.024	98.450	9	<0.001
K Configural	80.864	30	<0.001	0.995	0.032	0.019			
Metric	90.081	36	<0.001	0.995	0.030	0.021	9.470	6	0.149
Metric + Scalar	1059.976	45	<0.001	0.914	0.107	0.093	962.530	9	<0.001

Anmerkung: A: affektiv, K: kognitiv; Configural: gleiches Messmodell zu allen Zeitpunkten; Metric: Faktorladungen sind im Laufe der Zeit gleich; Metric+Scalar: Faktorladungen und Item-Intercepts sind im Laufe der Zeit gleich; Schätzer: MLR, fehlende Werte: FIML, Standardfehler: Sandwich; Standard-Chisq-Statistik, skaliertes robustes CFI und RMSEA, skaliertes SRMR.

$\lambda_{j_3} = \lambda_{j_4}$. Für das Metric+Scalar-Invarianzmodell werden zudem die Item-Intercepts über die Zeit gleichgesetzt, also $\tau_{j_1} = \tau_{j_2} = \tau_{j_3} = \tau_{j_4}$.

Die Ergebnisse der Invarianzprüfung sind Tabelle 2 zu entnehmen. Sowohl in Bezug auf die affektive als auch auf die kognitive Kriminalitätsfurcht passt das Configural-Modell gut zu den Daten, mit kleinen, nicht signifikanten Chi-Quadrat-Statistiken, die sich auch in guten komparativen und absoluten Fit-Maßen widerspiegeln. Das Metric-Invarianzmodell weist ebenfalls einen sehr guten Fit auf. Sowohl für die affektive als auch für die kognitive Kriminalitätsfurcht ist der Chi-Quadrat-Testwert relativ klein, im Modell für affektive Kriminalitätsfurcht ist er sogar nicht signifikant, sodass sich die durch das Modell geschätzte und die beobachtete Kovarianzmatrix nicht unterscheiden. Zentral ist, dass sich sowohl im affektiven als auch im kognitiven Fall das Configural- und das Metric-Modell nicht signifikant unterscheiden (Chi-Quadrat-Differenztest mit $p > 0.1$). Das bedeutet, dass das Modell keine Verschlechterung erfährt, wenn die Faktorladungen über die Zeit hinweg gleichgesetzt werden. Metrische Messinvarianz liegt demnach empirisch vor. Dies bestätigt sich auch mit Blick auf die komparativen und absoluten Fit-Maße wie CFI, RMSEA und SRMR, die durchgehend einen guten Modell-Fit für konfigurale und metrische Invarianz anzeigen (als Kriterien für einen guten Fit werden hier angelegt: CFI > 0.95; RMSEA < 0.05 (zumindest < 0.08); SRMR < 0.05 (zumindest < 0.1) (vgl. dazu Urban & Mayerl, 2014). Im Falle von zusätzlich skalarer Invarianz ist der Modell-Fit jedoch bei kognitiver Kriminalitätsfurcht nicht akzeptabel, mehrere der oben genannten Kriterien werden nicht mehr erfüllt. Zudem zeigt der Chi-Quadrat-Differenztest zwischen metrischer und skalarer Invarianz bei affektiver wie kognitiver Kriminalitätsfurcht an, dass der Fit statistisch signifikant ($p < 0.01$) schlechter wird bei skalarer Invarianz. Wir entscheiden uns daher dafür, mit den Annahmen der Metric-Invarianz fortzufahren. Auf Basis dieses Metric-Invarianzmodells ist es möglich, Beziehungen zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung im Laufe der Zeit zu vergleichen bei gleichzeitiger Sicherstellung, dass sich die Komposition der latenten Konstrukte nicht verändert hat. Vermieden werden sollten jedoch Interpretationen von Änderungen der latenten Mittelwerte, was nachfolgend entsprechend nicht weiterverfolgt wird.

Unbeobachtete zeitinvariante Heterogenität und CLPMs mit Fixed Effects

Es ist inzwischen wohlbekannt, dass klassische Cross-Lagged-Panel-Modelle (CLPMs) zeitinvariante unbeobachtete Heterogenität nicht kontrollieren können. Mit unbeobachteter Heterogenität sind stabile Faktoren gemeint, die die Outcomes im Laufe der Zeit beeinflussen und dadurch stabile Unterschiede

zwischen den Einheiten verursachen. Wie Hamaker, Kuipers und Grasman anmerken: »If the stability of the constructs is to some extent of a trait-like, time-invariant nature, the inclusion of autoregressive parameters will fail to adequately control for this. As a result, the estimates of the cross-lagged regression coefficients will be biased, which may lead to erroneous conclusions regarding the underlying causal pattern« (Hamaker et al., 2015, S. 102).

Um dieses Problem zu veranschaulichen, untersuchen wir nachfolgend, was passieren würde, wenn die zeitinvariante unbeobachtete Heterogenität im Modell nicht berücksichtigt wird. Wir erwarten entsprechend, dass die geschätzten Koeffizienten nach oben verzerrt werden, wenn Variablen, die sich auf die MV- und CB-Hypothesen beziehen, positiv mit der Kriminalitätsfurcht und der RPP-Unterstützung korrelieren. Nehmen wir etwa an, dass eine autoritäre Person (rechter Autoritarismus, RWA)³ die RPP-Unterstützung sowie die Kriminalitätsfurcht (FEAR) erhöht (vgl. dazu die Diskussionen in Abschnitt 2). Selbst wenn der wahre kausale Einfluss von Kriminalitätsfurcht auf die RPP-Unterstützung gleich null wäre, würde das Versäumnis, stabile individuelle Merkmale wie etwa RWA zu berücksichtigen, den geschätzten Effekt nach oben verzerren, und auch der geschätzte autoregressive Effekt wäre nach oben verzerrt. Um dies zu demonstrieren, konzentrieren wir uns zunächst auf RPP als Outcome und nehmen an, dass das wahre Modell wie folgt lautet:

$$RPP_t = \rho RPP_{t-1} + \beta FEAR_{t-1} + \gamma RWA + u_t$$

mit t als Zeitpunkt-Index. Betrachten wir nun ein falsch spezifiziertes Modell, wobei die Quelle der zeitinvarianten unbeobachteten Heterogenität ignoriert wird:

$$RPP_t = \tilde{\rho} RPP_{t-1} + \tilde{\beta} FEAR_{t-1} + \tilde{u}_t.$$

So haben beispielsweise Berning und Schlüter (2016) den Zusammenhang zwischen Gruppenbedrohung (was als Proxy für Kriminalitätsfurcht interpretiert werden könnte) und RPP-Unterstützung in Deutschland und den Niederlanden unter Verwendung von CLPMs untersucht. Die Studie zeigt empirische Belege dafür, dass sich die Bedrohung durch Gruppen positiv auf die RPP-Unterstützung auswirkt. Die Modellierungsstrategie berücksichtigt jedoch keine stabilen Störfaktoren wie RWA, und entsprechend könnten die beobachteten Effekte verzerrt sein. Statistisch kann dies mithilfe des Theorems von Frisch-Waugh-Lovell (Frisch & Waugh, 1933; Lovell, 1963) gezeigt werden:

3 Rechter Autoritarismus (»right wing authoritarianism«) gilt als Standardkonzept in der Autoritarismusforschung (siehe Altemeyer, 1981).

$$\tilde{B}_1 = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T Y = (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T (X_1 B_1 + X_2 B_2 + u)$$

$$\tilde{B}_1 = B_1 + (X_1^T X_1)^{-1} X_1^T X_2 B_2$$

wobei $X_1 = (RPP_1, FEAR_1)$, $X_2 = (RWA)$, $Y = (RPP_2)$ und $B_1 = (\rho, \beta)$, $B_2 = (\gamma)$. Der Term $(X_1^T X_1)^{-1} X_1^T X_2$ stellt die Kovarianz zwischen den Variablen auf der rechten Seite der wahren Gleichung dar. Auch hier gilt: Wenn Autoritarismus sowohl mit der Kriminalitätsfurcht als auch mit der RPP-Unterstützung positiv korreliert, dann werden die geschätzten Koeffizienten nach oben verzerrt (durch die Addition von $(X_1^T X_1)^{-1} X_1^T X_2 B_2$, was wahrscheinlich positiv ist, zum wahren Effekt von B_1), und wir werden mit größerer Wahrscheinlichkeit einen statistisch signifikanten Effekt der Kriminalitätsfurcht auf die RPP-Unterstützung beobachten. Das Gleiche gilt für die entgegengesetzte Richtung. Mit anderen Worten, wenn wir es versäumen, stabile konfundierende Drittvariablen wie RWA im statistischen Modell zu berücksichtigen, wird die Kriminalitätsfurcht (irrtümlicherweise) die RPP-Unterstützung kausal beeinflussen und umgekehrt. In diesem Falle würden potenziell inhaltlich falsche Schlussfolgerungen gezogen, die unter anderem zu fehlgeleiteten politischen Empfehlungen führen könnten.

Das klassische Problem in statistischen Modellen besteht darin, dass letztlich niemals alle notwendigen zeitstabilen Kontrollvariablen empirisch gemessen und in statistischen Modellen berücksichtigt werden können. Die Lösung für diese Problematik besteht nun darin, alle möglichen (!) stabilen Störquellen explizit mit latenten Variablen zu modellieren. Ein CLPM mit Fixed Effects (FE-CLPM) erfasst dadurch die unbeobachteten zeitinvarianten Faktoren als latente Variable für jedes Outcome. Die Faktorladungen des latenten Störfaktors sind dabei zu jedem Zeitpunkt auf eins fixiert, die Details dazu werden an anderer Stelle ausführlich skizziert (Allison et al., 2017; Andersen & Mayerl, 2023; Andersen, 2022; Hamaker et al., 2015). Das Modell kann nun wie folgt formuliert werden:

$$RPP_{it} = \rho RPP_{it-1} + \beta FEAR_{it-1} + U_i^{RPP} + u_{it}$$

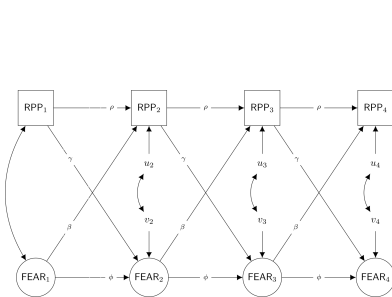
$$FEAR_{it} = \phi FEAR_{it-1} + \gamma RPP_{it-1} + U_i^{FEAR} + v_{it}$$

mit $i = 1, \dots, n$, $t = 2, \dots, T$. Die Terme U_i^{RPP} und U_i^{FEAR} stellen dabei die zeitstabilen latenten Störfaktoren dar. Wir nehmen an, dass $Cov(v_t, v_{t+k}) = 0$, $Cov(v_t, v_{t+k}) = 0$, $Cov(v_t, v_{t+k}) = 0$ und $Cov(v_t, v_{t+k}) = 0$, es sei denn $k = 0$. Die ersten Beobachtungen, RPP_1 und $FEAR_1$, werden als exogen behandelt und dürfen frei miteinander und mit den beiden latenten Variablen

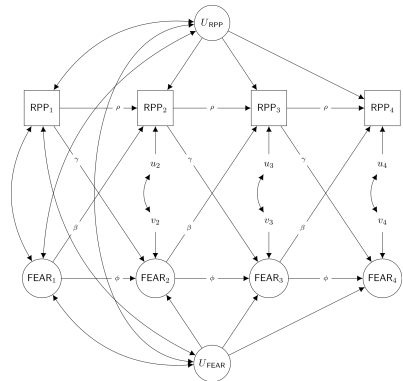
U^{RPP} und U^{FEAR} korrelieren. Dieses Modell gilt sowohl für die affektive als auch für die kognitive Kriminalitätsfurcht.

In unseren nachfolgenden empirischen Untersuchungen zeigen wir den Unterschied zwischen Standard-CLPMs und der Variante mit Fixed Effects auf. Wir schätzen zunächst ein typisches CLPM für jede Komponente der Kriminalitätsfurcht (affektiv, kognitiv). Dann führen wir wie gezeigt latente Variablen ein, um stabile Störfaktoren zu erfassen und zu kontrollieren. Wenn, wie die Literatur nahelegt, sowohl die Kriminalitätsfurcht als auch die Unterstützung von RPP durch stabile Faktoren wie RWA verursacht werden, dann ist davon auszugehen, dass kreuzverzögerte Kausaleffekte zwischen den beiden Variablen beobachtet werden können. Sobald diese Störfaktoren jedoch berücksichtigt werden, ist zu erwarten, dass diese kreuzverzögerten Effekte schwächer werden oder sogar gänzlich verschwinden. Im letzteren Fall müssten wir zu dem Schluss kommen, dass keine kausalen Effekte zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung vorliegen.

Abbildung 3: Pfadmodelle von CLPM und FE-CLPM



Cross-Lagged-Panel-Modell



Cross-Lagged-Panel-Modell mit Fixed Effects

5. Empirische Ergebnisse

Empirische Überprüfung des Kausalverhältnisses von Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der Strukturgleichungsmodelle (SEMs). Zuerst werden die Ergebnisse der typischen CLPMs gezeigt, die die zeitinvariante unbeobachtete Heterogenität nicht berücksichtigen, in den Spalten daneben dann die Ergebnisse der FE-CLPMs, die dies tun. Alle SEMs wurden mit dem lavaan-Paket (Rosseel, 2012) (Version 0.6-17) für R (Version 4.3.0) geschätzt. Die Parameter β und ρ stellen *lineare Effekte* auf die latente kontinuierliche Variable dar, die der beobachteten binären Variable RPP_t zugrunde liegt (gemäß der latenten Variablen-Formulierung für logistische und Probit-Regressionsmodelle). Im Allgemeinen stellen alle nicht standardisierten Effekte lineare Effekte zwischen kontinuierlichen und normalverteilten latenten Variablen dar.

Im Ergebnis lassen sich im klassischen CLPM für die affektive Kriminalitätsfurcht und die RPP-Unterstützung starke autoregressive Effekte feststellen. Höhere Werte zum vorherigen Messzeitpunkt neigen also dazu, zu höheren Werten beim nachfolgenden Messzeitpunkt zu führen. In der Soziologie haben sich für das Phänomen starker Autoregressionen viele Begriffe etabliert, unter anderem »Habits«, »Frames« und Skripte, Pfadabhängigkeit oder traditionales Handeln. Von primärem Interesse sind hier jedoch die Cross-Lagged-(CL-)Effekte. Im klassischen CLPM treten empirisch in der Tat positive bidirektionale Effekte in beide Richtungen auf: Wenn eine Person in der vorangegangenen Periode begonnen hat, die RPP AfD zu unterstützen, nimmt ihre Furcht vor Kriminalität tendenziell zu (.142, SE = .041, $p < .01$). Wenn die affektive Kriminalitätsfurcht in der vorherigen Periode zugenommen hat, erhöht dies die Wahrscheinlichkeit, dass sie in der folgenden Periode RPP unterstützen wird (.008, SE = .002, $p < .01$). Auch bei der kognitiven Kriminalitätsfurcht sind die Ergebnisse im CLPM weitgehend ähnlich. Wir sehen wieder deutliche autoregressive Effekte und positive, statistisch signifikante bidirektionale Effekte (RPP → kognitive Kriminalitätsfurcht: .196, SE = .032, $p < .001$, und kognitive Kriminalitätsfurcht → RPP: .882, SE = .019, $p < .001$).

Insgesamt ist die Modellanpassung der CLPMs sowohl für die affektive als auch für die kognitive Kriminalitätsfurcht akzeptabel, da die komparativen und absoluten Fit-Maße kaum über (bzw. unter) den typischen Faustregel-Grenzwerten liegen. Basierend auf diesen Befunden würden wir zu dem Schluss kommen, dass das RPP-Narrativ empirisch gestützt wird: Menschen, die ängstlicher werden, wenden sich in Deutschland der RPP

AfD zu. Und es scheint auch der Fall zu sein, dass, sobald jemand anfängt, RPP zu unterstützen, auch ängstlicher wird, möglicherweise aufgrund von Propaganda und Echokammern. Wie oben beschrieben, berücksichtigen CLPMs jedoch keine über die Zeit stabilen Störfaktoren. Es könnte also sein, dass sich Individuen mit steigender Kriminalitätsfurcht gar nicht in der Folge RPP zuwenden, sondern eher, dass sich *manche Individuen aus bestimmten zeitkonstanten Gründen im Allgemeinen mehr vor Kriminalität fürchten, diese Personen aber auch aus denselben Gründen von vornherein eine insgesamt höhere Neigung zu RPP haben*. Dies ist das Szenario, das wir in den FE-CLPMs testen.

Was die affektive Kriminalitätsfurcht betrifft, so »verschwinden« die zuvor vorhandenen Effekte tatsächlich, sobald wir unbeobachtete zeitinvariante Störfaktoren kontrollieren (Tabelle 3). Der CL-Effekt von RPP auf die affektive Kriminalitätsfurcht unterscheidet sich mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent nicht signifikant von null ($-.222$, $SE = .140$, $p \geq .05$). Wenn eine Person in einer Periode beginnt, RPP zu unterstützen, dann neigt sie nicht dazu, in der folgenden Periode sich mehr oder weniger vor Kriminalität zu fürchten. Ebenso deutet der nicht-signifikante CL-Effekt der Kriminalitätsfurcht auf die RPP-Unterstützung darauf hin, dass die zunehmende Kriminalitätsfurcht einer Person – bei Kontrolle von zeitstabilen Faktoren wie z. B. Persönlichkeitsmerkmalen – nicht die Unterstützung von RPP nach sich zieht ($-.003$, $SE = .006$, $p \geq .05$). Tatsächlich sind in den FE-CLPMs selbst die autoregressiven Effekte statistisch nicht mehr signifikant. Dies deutet darauf hin, dass die im CLPM beobachtete Stabilität mit der Tatsache zu tun hat, dass es im Laufe der Zeit einfach stabile (!) Unterschiede zwischen den Individuen gibt. Das Gleiche gilt für die kognitive Kriminalitätsfurcht (RPP \rightarrow kognitive Kriminalitätsfurcht: $-.045$, $SE = .119$, $p \geq .05$, und kognitive Kriminalitätsfurcht \rightarrow RPP: $-.008$, $SE = .010$, $p \geq .05$), mit der Ausnahme, dass es ein gewisses Maß an »Trägheit« für die Ebenen der kognitiven Angst gibt, wie der statistisch signifikante autoregressive Effekt zeigt: Wenn die Kriminalitätsfurcht einer Person *im Verhältnis zu ihrem üblichen Niveau* zunimmt, dann setzt sich dies in der folgenden Periode tendenziell fort (Hamaker et al., 2015).

Die Modellanpassung verbessert sich deutlich zwischen den CLPMs und FE-CLPMs. In den FE-CLPMs sind die Chi-Quadrat-Statistiken wesentlich kleiner, und die komparativen und absoluten Anpassungsmaße liegen deutlich über (bzw. unter) den üblichen Grenzwerten. Die Kontrolle von unbeobachteter Heterogenität verbessert also den Modell-Fit.

Zusammenfassend liegen weder für H1 noch für H2 empirische Hinweise vor. Es scheint demnach nicht der Fall zu sein, dass in eine von

Tabelle 3: Empirische Ergebnisse CLPM und FE-CLPM

Regressionen		CLPM						FE-CLPM					
		Affektiv			Kognitiv			Affektiv			Kognitiv		
UV	AV	Est.	SE	Std. Est.	Est.	SE	Std. Est.	Est.	SE	Std. Est.	Est.	SE	Std. Est.
$FEAR_{t-1}$	$FEAR_t$.778 ***	.014	.772	.752 ***	.016	.787	.043 ns	.049	.043	.129 **	.046	.143
RPP_{t-1}	β	.142 **	.041	.033	.196 ***	.032	.065	-.222 ns	.140	-.053	-.045 ns	.119	-.016
RPP_{t-1}	RPP_t	.834 ***	.018	.842	.882 ***	.019	.829	.155 ns	.110	.155	.170 ns	.112	.169
$FEAR_{t-1}$	γ	.008 **	.002	.033	.021 ***	.004	.069	-.003 ns	.006	-.011	-.008 ns	.010	-.026
<i>Modellfit</i>													
Chisq (df)		631.590 (88)			737.082 (88)			172.831 (81)			201.826 (81)		
CFI		.957			.953			.992			.990		
RMSEA		.077			.071			.034			.034		
SRMR		.061			.060			.033			.037		
n		5170			5174			5170			5174		

Anmerkung: *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05; ns p ≥ 0.05; standardisierte Schätzungen aus t1; mit Metric-Invarianz (Faktorladungen); Schätzer: MLR, fehlende Werte: FIML, Standardfehler: Sandwich; Standard-Chisq-Statistik, skaliertes robustes CFI und RMSEA, skaliertes SRMR; RPP: Unterstützung von rechtspopulistischen Parteien, FEAR: Kriminalitätsfurcht.

beiden (oder in beide) Richtungen kausale Zusammenhänge zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung bestehen. Stattdessen fürchten sich bestimmte Personen grundsätzlich mehr vor Kriminalität als andere, und sie neigen gleichzeitig dazu, eine höhere Neigung zu RPP zu zeigen als andere. Eine Erhöhung einer dieser Variablen – alles andere konstant gehalten – würde demnach nicht zu einer Erhöhung der anderen Variablen führen.

Empirische Überprüfung der Rolle von Autoritarismus

In der Literatur finden sich wie oben ausgeführt Hinweise darauf, dass ein individuelles zeitstabiles Merkmal wie rechter Autoritarismus (Right-Wing-Authoritarianism, kurz RWA) sowohl die Ursache für RPP-Unterstützung als auch für Kriminalitätsfurcht sein könnte. Die sich rasant verändernde Gesellschaft sorgt für Unbehagen bei autoritären Personen, das sich dann in der Furcht vor Kriminalität manifestiert, während die breite Literatur zur RPP-Unterstützung darauf hindeutet, dass autoritäre Personen Zuflucht in einfachen, schwarz-weißen RPP-Narrativen suchen.

Autoritarismus wurde von Adorno und Kollegen ursprünglich als Persönlichkeitsmerkmal angelegt (Adorno et al., 1950) und von Altemeyer (1981) im Konzept des RWA neu aufgegriffen.⁴ Mittlerweile wurden viele Skalen zur Erfassung von RWA vorgeschlagen, die als Gemeinsamkeit stets die folgenden drei Dimensionen unterscheiden: autoritäre Unterwürfigkeit, autoritäre Aggression und autoritären Konventionalismus (Duckitt, 2015). Autoritarismus wird dabei primär durch Motive der Sicherheit und das Bedürfnis nach sozialer Ordnung angetrieben, es drückt die Präferenz nach Traditionen und Konventionen aus, einhergehend mit der Ablehnung von allem, was die soziale Ordnung oder den gewohnten Lebensstil stören könnte.

Um die empirische Untersuchung abzuschließen, erweitern wir die Modelle um RWA als zusätzlichen zeitinvarianten Prädiktor zur Umsetzung von FE-CLPM mit zeitstabilen Prädiktoren (Bollen & Brand, 2010). RWA wird in Anlehnung an eine etablierte Skala (Beierlein et al., 2014) mithilfe einer angepassten Kurzskala mit drei Items nach Asbrock et al. (2023) als

4 Man spricht in der neueren Literatur im Zusammenhang mit Autoritarismus weniger von einem Persönlichkeitsfaktor als vielmehr von einer tief verwurzelten, stabilen ideologischen Einstellung (Asbrock et al., 2023). Für unsere Argumentation ist diese Unterscheidung aber nicht zentral, da es hier vor allem darum geht, mit RWA ein (zumindest innerhalb unserer Zeitreihe) zeitlich stabiles und wenig volatiles individuelles Merkmal als Drittvariable zu erfassen.

latentes Konstrukt einbezogen. Obwohl es denkbar ist, dass sich RWA innerhalb eines Individuums im Laufe der Zeit ändern kann, behandeln wir RWA nachfolgend als festes individuelles Merkmal und beziehen das anfängliche Ausmaß als zeitinvarianten Prädiktor ein, zumal sich das Konstrukt in der Tat empirisch als relativ stabil über die Zeit erweist mit hohen standardisierten Korrelationen ($r > .8$) zwischen den Erhebungswellen. Dabei ist zu beachten, dass starke Korrelationen zwischen den Messungen des Konstrukts im Laufe der Zeit auf ein hohes Maß an Stabilität in der Rangordnung von Individuen im Laufe der Zeit hindeuten. Ein hohes Maß an Stabilität schließt jedoch innerindividuelle Veränderungen nicht aus (Urban & Mayerl, 2014), worauf wir im abschließenden Abschnitt nochmals zurückkommen werden.

Sowohl in Bezug auf die affektive als auch in Bezug auf die kognitive Kriminalitätsfurcht korreliert RWA positiv mit den anfänglichen Messungen der Kriminalitätsfurcht sowie der RPP-Unterstützung (siehe Tabelle 4). Je höher das Ausmaß an Autoritarismus einer Person ist, desto höher ist ihre Kriminalitätsfurcht zum ersten Messzeitpunkt, und desto höher ist auch ihre Neigung zum ersten Messzeitpunkt, RPP zu unterstützen. Diese Korrelationen sind bei affektiver Kriminalitätsfurcht stärker ausgeprägt als bei kognitiver Kriminalitätsfurcht.

Bei den genannten Korrelationen mit den Konstrukten zum ersten Messzeitpunkt handelt es sich um partielle Korrelationen, aber es lassen sich auch noch robustere Schätzungen in Form von partiellen Effekten von RWA auf die nachfolgende Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung ab dem zweiten Messzeitpunkt betrachten. Diese partiellen Effekte sind jedoch inhaltlich komplizierter zu interpretieren. Die Auswirkungen des zeitinvarianten RWA auf die zeitvariable Kriminalitätsfurcht und die zeitvariable RPP-Unterstützung müssten entlang der folgenden hypothetischen Frage interpretiert werden: Nehmen wir an, zwei Individuen hatten in der vorangegangenen Periode identische Niveaus an Kriminalitätsfurcht und identische RPP-Unterstützung sowie identische unbeobachtete stabile Merkmale. Wenn wir nun den RWA bei einem Individuum erhöhen und beim anderen Individuum konstant halten, wie unterscheidet sich dann das Ausmaß der Kriminalitätsfurcht (bzw. der RPP-Unterstützung) in der Folgeperiode?

Die Effekte von RWA sind in der Regel gering und auf 5 Prozent Irrtumswahrscheinlichkeit nicht immer unterschiedlich von null. Unter Konstanthaltung der vorherigen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung sowie den unbeobachteten stabilen Störfaktoren scheint es keinen Effekt von RWA auf die affektive Kriminalitätsfurcht zu geben (.046, $SE = .034$, $p \geq .05$). Aber RWA hat einen statistisch signifikanten Effekt auf die Neigung, RPP zu unterstützen (.022, $SE = .008$, $p < .01$). Für die kognitive Kri-

Tabelle 4: Empirische Ergebnisse FE-CLPM mit RWA als zeitinvariantem Prädiktor

		FE-CLPM					
		Affektiv			Kognitiv		
UV	Regressionen	Est.	SE	Std. Est.	Est.	SE	Std. Est.
$FEAR_{t-1}$	AV						
$FEAR_{t-1}$	$FEAR_t$.037 ns	.048	.038	.147 **	.046	.162
RPP_{t-1}	β	-.221 ns	.140	-.053	-.030 ns	.120	-.010
RWA	θ	.046 ns	.034	.029	.134 ***	.024	.125
RPP_{t-1}	RPP_t	.158 ns	.110	.158	.172 ns	.112	.171
$FEAR_{t-1}$	γ	-.003 ns	.006	-.011	-.006 ns	.010	-.021
RWA	ψ	.022 **	.008	.059	.020 **	.008	.054
<i>Korrelationen</i>							
RWA	$FEAR_{t=1}$.110 ***	.021	.105	.033 ns	.019	.042
	$RPP_{t=1}$.011 *	.005	.045	.011 *	.005	.044
$FEAR_{t=1}$	$RPP_{t=1}$.049 ***	.007	.123	.065 ***	.006	.220
<i>Modellfit</i>							
Chisq (df)		327.368 (125)			588.685 (125)		
CFI		.990			.981		
RMSEA		.031			.038		
SRMR		.034			.049		
n		5174			5174		

Anmerkung: *** p < 0.001, ** p < 0.01, * p < 0.05, ns p ≥ 0.05; standardisierte Schätzungen aus t1; mit Metric-Invarianz (Faktorladungen); Schätzer: MLR, fehlende Werte: FIML, Standardfehler: Sandwich; Standard-Chisq-Statistik, skaliertes robustes CFI und RMSEA, skaliertes SRMR; RPP: Unterstützung von rechtspopulistischen Parteien; FEAR: Kriminalitätsfurcht; RWA: Right-Wing-Authoritarianism

minalitätsfurcht ist die Auswirkung von RWA sowohl statistisch signifikant als auch positiv. RWA erhöht demnach in der Tat die kognitive Kriminalitätsfurcht (.134, $SE = .024$, $p < .001$) sowie die RPP-Unterstützung (.020, $SE = .008$, $p < .01$).

6. Diskussion und Fazit

Es gibt wie gezeigt gute Gründe für die Annahme, dass ein wechselseitiger Kausalzusammenhang zwischen RPP-Unterstützung und Kriminalitätsfurcht vorliegen könnte. Personen, die sich vor (migrantischer) Kriminalität fürchten, wenden sich möglicherweise an RPP aufgrund ihres inszenierten Images einer »starken Hand«. RPP profitieren von einer verängstigten Öffentlichkeit und nutzen Kriminalität in ihrer Strategie, um das Thema Migration so problematisch wie möglich darzustellen. Sie liefern ihren Anhängerinnen und Anhängern gefilterte und verzerrte Informationen, was sich in Echokammern und politischen Blasen besonders wirkungsvoll entfalten kann. Die Literatur weist jedoch darauf hin, dass sowohl die Kriminalitätsfurcht als auch die RPP-Unterstützung durch stabile individuelle Merkmale wie RWA angetrieben werden könnten. Autoritäre wenden sich demnach an RPP, um einfache Schwarz-Weiß-Antworten auf immer komplexere Probleme zu erhalten. Und das allgemeine Unbehagen, das autoritäre Personen in der heutigen globalisierten und multikulturellen Gesellschaft empfinden, drückt sich in der spezifischen Kriminalitätsfurcht aus. In unseren empirischen Analysen sind wir der Frage nachgegangen, ob reziproke Kausalbeziehungen zwischen Kriminalitätsfurcht und RPP-Unterstützung vorliegen oder ob die beobachteten Korrelationen durch dritte Variablen wie RWA verursacht werden.

Die empirischen Ergebnisse deuten darauf hin, dass *weder die Kriminalitätsfurcht die Unterstützung der RPP verursacht, noch die RPP-Unterstützung die Kriminalitätsfurcht zur Folge hat*. Stattdessen sind bestimmte Personen im Durchschnitt ängstlicher als andere, und diese Menschen sind tendenziell auch diejenigen, die RPP unterstützen. Empirisch konnte gezeigt werden, dass RWA in der Tat mit beiden Variablen korreliert. Personen unterstützen RPP also nicht, weil sie sich vor Kriminalität fürchten, sondern weil sie *autoritär orientiert* sind (und entsprechend ist ihre Kriminalitätsfurcht hoch, weil sie autoritär sind, und nicht, weil sie RPP unterstützen). Das ist, so glauben wir, eine wichtige Erkenntnis. Wie Biskamp schreibt: »Als Reaktion auf diese im Wahljahr 2016 ausgesprochen erfolgreiche Propaganda der Angst heißt es von Politikerinnen aus Union und SPD immer wieder, man müsse ›die Ängste der Menschen ernstnehmen‹« (Biskamp,

2017, S. 91). Etablierte politische Parteien könnten versucht sein, härtere Maßnahmen gegen Kriminalität zu fordern und zu ergreifen, um die derzeitigen RPP-Unterstützer zu erreichen. Dies wäre jedoch fehlgeleitet: Eine härtere Kriminalitätsbekämpfung wird die RPP-Unterstützerinnen und -Unterstützer vermutlich nicht überzeugen, denn die Kriminalitätsfurcht ist gar nicht der Grund, warum sie politisch zu den RPP neigen.

Die Ergebnisse geben auch Aufschluss über die erfolgreiche Taktik von RPP. Es wird oft darauf hingewiesen, dass die Kriminalitätsraten seit mehreren Jahrzehnten zwar tendenziell sinken, die Kriminalitätsfurcht aber nicht immer damit einhergeht: »Zahlreiche Forschungsergebnisse deuten darauf hin, dass tatsächliche Kriminalitätsraten kaum bis keinen Einfluss auf die Wahrnehmung der Kriminalität und der Kriminalitätsentwicklung haben« (Bolesta et al., 2023a, S. 6). Vielmehr legt die Forschung nahe, dass sich ein allgemeines Unbehagen in einer spezifischen Furcht vor Kriminalität ausdrückt, und diese Erklärung wird durch unsere Ergebnisse gestützt. So ist es kein Wunder, dass die Unterstützung für RPP weiter zunimmt, während die Kriminalitätsraten insgesamt tendenziell rückläufig sind. RPP-Botschaften müssen keinerlei Grundlage in der Realität haben. Autoritäre, die von der modernen Gesellschaft überfordert sind, werden RPP ohne Rücksicht auf empirische Fakten unterstützen. Die Tatsache, dass die jüngste amtliche Kriminalstatistik einen Anstieg der Jugend- und der migrantischen Kriminalität gezeigt hat (Bundesministerium des Innern und für Heimat, 2024), dürfte demnach nicht allzu relevant sein für die RPP-Unterstützung.

Angesichts der empirischen Ergebnisse scheint es unwahrscheinlich, dass die Kriminalitätsfurcht RPP-Unterstützung verursacht und umgekehrt. Ob RWA als Hintergrundvariable sowohl Kriminalitätsfurcht als auch RPP-Unterstützung *kausal* verursacht, muss zukünftige Forschung zeigen. Unsere diesbezüglichen Ergebnisse sind rein korrelativ und nutzen nicht den Panelcharakter der Daten aus, um unbeobachtete Confounders von Autoritarismus zu kontrollieren. Autoritäre Personen scheinen eine stärkere Kriminalitätsfurcht aufzuweisen und RPP eher zu unterstützen als Personen mit niedrigem Autoritarismus, diese Korrelationen könnten aber auch durch andere unbeobachtete dritte Variablen verursacht worden sein. Zukünftige Arbeiten könnten daher innerhalb von Beobachtungseinheiten die zeitlich variierenden Auswirkungen von RWA auf Kriminalitätsfurcht und RPP untersuchen. Auch wenn RWA in Bezug auf die Rangfolge von Individuen empirisch recht stabil ist, könnte genügend Variation vorliegen, um dies mit Paneldaten zu nutzen. Zukünftige Arbeiten sollten sich auch mit der These der Modernisierungsverlierer und den damit verbundenen erklärenden Variablen in Fixed-Effects-CLPM näher befassen.

Kümmern sich RPP wie die AfD also nur um die »besorgten Bürger«? Nicht wirklich. Menschen, die sich Sorgen (über Kriminalität) machen, neigen dazu, die AfD zu wählen, aber das ist *nicht der Grund, warum* sie diese wählen. Auch die Echokammern der Propaganda scheinen diese Sorgen nicht zu verstärken. Vielmehr sind autoritäre Personen in der Regel mit der modernen Gesellschaft überfordert und tendieren daher zu RPP wegen ihrer einfachen, unkomplizierten, nationalistischen Narrativen. Etablierte politische Parteien sollten demnach auch nicht versuchen, auf die geäußerte Kriminalitätsfurcht der »besorgten Bürger« einzugehen, um die Wahl von RPP zu verhindern, da die Kriminalitätsfurcht gar nicht die treibende Kraft hinter dem politischen Verhalten ist. Ein *Stern*-Meinungsbeitrag aus dem Jahr 2018 brachte es auf den Punkt: »Immerzu geht es darum, mit diesen ›besorgten Bürgern‹ in den Dialog zu treten und ihre Sorgen und Nöte ernst zu nehmen. [...] Aber die Menschen, die wir so oft fälschlicherweise unter dem Begriff ›besorgte Bürger‹ zusammenfassen, sind alles andere als besorgt: Sie sind bloß wütend und hasserfüllt und projizieren ihren Hass auf das Fremde – so wie in all den anderen Ländern der westlichen Welt, in denen die Mittelschicht langsam wegbricht« (Sohr, 2018).

Referenzen

- Adorno, T., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D., & Sanford, R. (1950). *The Authoritarian Personality*. New York: Harper & Row.
- Allison, P., Williams, R., & Moral-Benito, E. (2017). Maximum Likelihood for Cross-Lagged Panel Models with Fixed Effects. *Socius. Sociological Research for a Dynamic World*, 3, 1–17. <https://doi.org/10.1177/2378023117710>
- Altemeyer, B. (1981). *Right-Wing Authoritarianism*. Winnipeg, Canada: University of Manitoba Press.
- Andersen, H. (2022). Equivalent Approaches to Dealing with Unobserved Heterogeneity in Cross-Lagged Panel Models? Investigating the Benefits and Drawbacks of the Latent Curve Model with Structured Residuals and the Random Intercept Cross-Lagged Panel Model. *Psychological Methods*, 27(5), 730–751. <https://doi.org/10.1037/met0000285>
- Andersen, H., & Mayerl, J. (2023). Rehabilitating the Lagged Dependent Variable with Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling. A Multidisciplinary Journal*, 30(4), 659–671. <https://doi.org/10.1080/10705511.2022.2131555>
- Armborst, A. (2014). Kriminalitätsfurcht und punitive Einstellungen: Indikatoren, Skalen und Interaktionen. *Soziale Probleme*, 25(1), 105–142.
- Asbrock, F., Mayerl, J., Holz, M., Andersen, H., & Maskow, B. (2023). AI Takeover... doesn't sound that bad! Authoritarian ambivalence towards artificial

- intelligence. In B. Meyer, U. Thomas & O. Kanoun, *Hybrid Societies – Humans Interacting with Embodied Technologies (Vol. 1)*. Springer.
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M., & Schmidt, P. (2014). Die Kurzsкала Autoritarismus (KSA-3): Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen. *Gesis Working Papers*, 35, 1–29.
- Berning, C., & Schlüter, E. (2016). The dynamics of radical-right wing populist party preferences and perceived group threat: A comparative panel analysis of three competing hypotheses in the Netherlands and Germany. *Social Science Research*, 55, 83–93. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.09.003>
- Biskamp, F. (2017). Angst-Traum »Angst-Raum«. *Forschungsjournal Soziale Bewegungen*, 30(2), 91–100. <https://doi.org/10.1515/fjsb-2017-0029>
- Boda, Z., Szabó, G., Bartha, A., Medve-Bálint, & Vidra, Z. (2015). Politically Driven: Mapping Political and Media Discourses of Penal Populism – The Hungarian Case. *East European Politics and Societies and Cultures*, 29(4), 871–891. <https://doi.org/10.1177/0888325414557026>
- Boers, K. (1991). *Kriminalitätsfurcht. Über den Entstehungszusammenhang und die Folgen eines sozialen Problems*. Pfaffenweiler: Centaurus.
- Boers, K. (1993). Kriminalitätsfurcht: Ein Beitrag zum Verständnis eines sozialen Problems. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtreform*, 76, 65–82.
- Boers, K. (2003). Fear of Violent Crime. In W. Heitmeyer & J. Hagen (Hrsg.), *International Handbook of Violence Research* (S. 1131–1149). New York: Springer.
- Bolesta, D., Andersen, H., & Führer, J. (2023a). Es wird immer schlimmer – Der Einfluss von Kriminalitätsfurcht, Vertrauen und Strafbedürfnis auf die wahrgenommene Kriminalität. In D. Bolesta, J. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock, *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Chemnitz: Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V.
- Bolesta, D., Azevedo, F., Bender, R., Bielejewski, A., Führer, J., Radewald, A., . . . Asbrock, F. (2023n). *Datenhandbuch Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Erste bis vierte Erhebungswelle*. Chemnitz: Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V.
- Bolesta, D., Oehme, A., & Führer, J. L. (2022). Stereotype über Straftäter:innen: Gesellschaftliche Wahrnehmung und psychologische Voraussetzungen. In D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski & F. Asbrock, *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten Erhebungswelle*. Chemnitz: Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V.
- Bollen, K., & Brand, J. (2010). A General Panel Model with Random and Fixed Effects: A Structural Equations Approach. *Social Forces*, 89, 1–34. <https://doi.org/10.1353/sof.2010.0072>
- Boulianne, S., Koc-Michalska, K., & Bimber, B. (2020). Right-wing populism, social media and echo chambers in Western democracies. *new media & society*, 22(4), 683–699. <https://doi.org/10.1177/1461444819893983>

- Bundesministerium des Innern und für Heimat (2024). *Polizeiliche Kriminalstatistik 2023: Ausgewählte Zahlen im Überblick*. Berlin: Bundesministerium des Innern und für Heimat.
- Duckitt, J. (2015). Authoritarian Personality. In J. Wright, *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences* (2. Aufl., S. 255–261). Amsterdam et al: Elsevier.
- Eady, G., Nagler, J., Guess, A., Zilinsky, J., & Tucker, J. (2019). How Many People Live in Political Bubbles on Social Media? Evidence From Linked Survey and Twitter Data. *SAGE Open*, 9(1), 1–21. <https://doi.org/10.1177/2158244019832705>
- Frisch, R., & Waugh, F. (1933). Partial Time Regressions as Compared with Individual Trends. *Econometrica*, 1(4), 387–401. <https://doi.org/10.2307/1907330>
- Hamaker, E. L., Kuipers, R. M., & Grasman, R. P. (2015). A Critique of the Cross-Lagged Panel Model. *Psychological Methods*, 20(1), 102–116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Hirtenlehner, H. (2006). Kriminalitätsfurcht – Ausdruck generalisierter Ängste und schwindender Gewissheiten? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(2), 307–331. <https://doi.org/10.1007/s11575-006-0057-y>
- Inglehart, R., & Norris, P. (2016). *Trump, Brexit, and the Rise of Populism: Economic Have-Nots and Cultural Backlash*. HKS Working Paper No. RWP16-026. <https://doi.org/10.2139/ssrn.2818659>
- Leitgöb, H., Seddig, D., Asparouhov, T., Behr, D., Davidov, E., De Roover, K., ... van de Schoot, R. (2023). Measurement invariance in the social sciences: Historical development, methodological challenges, state of the art, and future perspectives. *Social Science Research*, 110, 102805. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2022.102805>
- Lengfeld, H., & Dilger, C. (2018). Kulturelle und ökonomische Bedrohung. Eine Analyse der Ursachen der Parteiidentifikation mit der »Alternative für Deutschland« mit dem Sozio-oekonomischen Panel 2016. *Zeitschrift für Soziologie*, 47(3), 181–199.
- Lovell, M. (1963). Seasonal Adjustment of Economic Time Series and Multiple Regression Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, 58(304), 993–1010. <https://doi.org/10.1080/01621459.1963.10480682>
- Mols, F., & Jetten, J. (2020). Understanding Support for Populist Radical Right Parties: Toward a Model That Captures Both Demand- and Supply-Side Factors. *Frontiers in Communication*, 5. <https://doi.org/10.3389/fcomm.2020.557561>
- Pisoiu, D., & Ahmed, R. (2015). Capitalizing on Fear: The Rise of Right-Wing Populist Movements in Western Europe. In Institute for Peace Research and Security Policy at the University of Hamburg (IFSH) (Hrsg.), *OSCE Yearbook 2015. Yearbook on the Organization for Security and Co-operation in Europe (OSCE)* (S. 165–180). Baden-Baden: Nomos.
- Reveland, C., & Siggelkow, P. (2023, 3. Juli). Zweifel an Aussagekraft des AfD-»Einzelfalltickers«. *tagesschau.de*. <https://www.tagesschau.de/faktenfinder/afd-einzelfallticker-100.html>

- Rippl, S., & Seipel, C. (2018). Modernisierungsverlierer, Cultural Backlash, Postdemokratie – Was erklärt rechtspopulistische Orientierung? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 70, 237–254.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), S. 1–36.
- Sachweh, P. (2020). Social Integration and Right-Wing Populist Voting in Germany. *Analyse & Kritik*, 42(2), 369–397. <https://doi.org/10.1515/auk-2020-0015>
- Smith, J. M. (2010). Does Crime Pay? Issue Ownership, Political Opportunity, and the Populist Right in Western Europe. *Political Studies*, 43(11), 1471–1498. <https://doi.org/10.1177/0010414010372593>
- Sohr, T. (2018, 31. August). Warum es ein Fehler war, die »besorgten Bürger« ernst zu nehmen. *Stern*. <https://www.stern.de/neon/wilde-welt/politik/besorgte-buerger-warum-es-ein-fehler-war-sie-ernst-zu-nehmen-8236410.html>
- Urban, D., & Mayerl, J. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung. Ein Ratgeber für die Praxis*. Wiesbaden: Springer VS.

Soziale Determinanten des rechtsgerichteten Autoritarismus RWA als abhängige Variable

Clemens Lindner, Pascal Gelfort und Thomas Kessler

Abstract:

Rechtsgerichteter Autoritarismus (RWA) gilt als starker Prädiktor für soziale Probleme wie Vorurteile und Ethnozentrismus. RWA wird in der Forschung meist als individuelle Differenzvariable definiert, d. h., Individuen mit höheren Ausprägungen auf der RWA-Skala neigen auch eher zu Vorurteilen, während Individuen mit niedrigem RWA weniger vorurteilsbehaftet sind. Die Erklärungen für einen höheren (vs. niedrigeren) RWA-Wert einer Person fokussieren meist auf intraindividuelle Variablen wie die Persönlichkeit eines Individuums, wobei kontextuelle Einflüsse auf den RWA vernachlässigt werden, obwohl zahlreiche Studien eine starke Kontextabhängigkeit des RWA nahelegen. Die vorliegende Studie adressiert diese Lücke und untersucht mittels längsschnittlicher Multilevel-Modellierung individuelle und kontextuelle Faktoren als Prädiktoren für den individuellen RWA-Wert einer Person. Anhand der Daten der ersten vier Wellen des Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (N = 1134) und der Daten des Politbarometers 2022 wurden individuelle (RWA-Wert einer Person) und kontextuelle (lokal verbreitete rechte Einstellungen) Faktoren als Prädiktoren für den individuellen RWA einer Person untersucht. Die Ergebnisse zeigen in allen Analysen, dass der RWA-Wert einer Person zum vorherigen Messzeitpunkt ein starker Prädiktor für den RWA-Wert zum darauffolgenden Messzeitpunkt ist, was eine hohe intraindividuelle Stabilität von RWA suggeriert. Darüber hinaus finden wir das konsistente Ergebnis, dass kontextuell häufiger auftretende rechte Einstellungen (d. h., rechte Einstellungen bilden eine lokale deskriptive Norm) den individuellen RWA positiv vorhersagen. Damit können wir zeigen, dass der individuelle RWA nicht allein durch intraindividuelle Variablen bedingt ist, sondern auch ein Sozialisationsprodukt des Kontexts darstellt. Wir diskutieren die Implikationen dieses Befundes für die Entwicklung von Interventionen und die Vorhersage von Vorurteilen durch RWA.

1. Einleitung

Bestimmte Persönlichkeiten scheinen anfällig für Vorurteile, konservative Ideen und sogar Faschismus zu sein; diese Intuition hat auch in der sozialpsychologischen Vorurteilsforschung große Resonanz gefunden (z. B. Hodson & Dhont, 2015). So wurde das psychologische Konstrukt »Autoritarismus« als ein individuelles Persönlichkeitsmerkmal vorgeschlagen, um Vorurteile, Diskriminierung und Intergruppenfeindlichkeit erklären zu können (Adorno et al., 1950). Auch wenn die originale Theorie des Autoritarismus mehrfach revidiert und weiterentwickelt wurde (z. B. Altemeyer, 1981, 1988; Duckitt, 1989, 2001; Feldman & Stenner, 1997; Kessler & Cohrs, 2008; Oesterreich, 2005; Stellmacher & Petzel, 2005), ist die Erklärung von Vorurteilen durch Autoritarismus nach wie vor aktuell. Mit dem *rechtsgerichteten Autoritarismus* (RWA) existiert heute eine weithin akzeptierte Konzeptualisierung und vor allem Messung des Autoritarismus. Forschungsergebnisse der letzten Jahrzehnte untermauern den prädiktiven Wert des RWA für Vorurteile, nachdem sich in zahlreichen Studien stabile und hohe Zusammenhänge mit spezifischen und generalisierten Vorurteilen zeigten (z. B. Asbrock et al., 2010; Ekehammar et al., 2004; Lederer & Schmidt, 1995; McFarland, 2010; Sibley & Duckitt, 2008). Während die Forschung überwiegend auf RWA als erklärende Variable fokussiert, wurde bisher kaum untersucht, inwieweit sich Autoritarismus, also der individuelle RWA-Wert, in Abhängigkeit des sozialen Kontexts entwickelt. Zwar existieren Befunde, die eine Kontextabhängigkeit von RWA nachweisen (z. B. Cohrs & Ibler, 2009; Kauff et al., 2013; Roets et al., 2015), anhand des aktuellen Forschungsstandes bleibt aber trotzdem unklar, ob der Kontext von Individuen auch deren autoritären Tendenzen vorhersagen kann. Wir adressieren diese Lücke, indem wir mittels längsschnittlichen Mehrebenenmodellierungen den RWA als abhängige Variable des Kontexts untersuchen. Diese Studie leistet damit einen wichtigen Beitrag für das Verständnis dessen, was RWA repräsentiert (Cohrs, 2013). Während die bisherige Forschung überwiegend auf die individuelle Analyseebene des RWA als individuelle (Persönlichkeits-)Variable fokussiert, erweitern wir die Perspektive, indem wir kontextuelle Einflüsse auf die Entwicklung des RWA berücksichtigen. Wir untersuchen diese Fragestellung anhand der Daten der ersten vier Wellen des *Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS), die uns vom Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. zur Verfügung gestellt wurden.

Autoritarismus als unabhängige Variable

Die ursprüngliche Theorie des Autoritarismus beschreibt diesen als eine Persönlichkeitsstruktur, die aus neun Facetten besteht (z. B. Destruktivität und Zynismus), die Menschen besonders anfällig für faschistische Ideologien und die Ablehnung von Fremden macht (Adorno et al., 1950). Mittels der »Faschismus-Skala« (F-Skala) sollte die autoritäre Persönlichkeit erfasst werden, jedoch wurde die Skala aufgrund methodischer (Akquieszenz; generelle Bereitschaft, Aussagen zuzustimmen) und empirischer (fehlende Vorhersagekraft) Schwächen kritisiert (z. B. Christie & Jahoda, 1954; Titus & Hollander, 1957). Das Konzept des Autoritarismus wurde in der Folge mehrfach überarbeitet und weiterentwickelt (z. B. Altemeyer, 1981; Duckitt, 1989, 2001; Feldman & Stenner, 1997; Kessler & Cohrs, 2008; Oesterreich, 2005; Stellmacher & Petzel, 2005). Die heute verbreitete und weithin akzeptierte Version ist der rechtsgerichtete Autoritarismus (RWA; Altemeyer, 1981, 1988, 1996), der durch die sogenannte RWA-Skala erfasst wird. Altemeyer (1981) definiert RWA als die Kovariation von drei der ursprünglich neun Facetten: *Autoritäre Submission* (Unterordnung gegenüber etablierten Autoritäten), *Autoritäre Aggression* (Sanktionierung von Normverletzung und abweichenden Personen) und *Konventionalismus* (Befolgen etablierter gesellschaftlicher Konventionen). RWA zeigt eine hohe intraindividuelle Stabilität (Altemeyer, 1981), zudem korrelieren die RWA-Werte der Eltern mit denen ihrer Kinder (Altemeyer, 1988; Peterson & Duncan, 1999), woraus abgeleitet wurde, dass RWA ein in der frühen Jugend sozialisiertes Persönlichkeitsmerkmal ist.

Das Konzept des RWA wurde sowohl aus methodischen als auch aus empirischen Gründen kritisiert: (1) In der Theorie ist Autoritarismus ideologisch neutral, empirisch zeigt er sich vor allem als politisch rechtes Phänomen (Jost et al., 2003; siehe Costello et al., 2022 für eine Ausnahme). Die Bezeichnung als »rechtsgerichteter Autoritarismus« benennt diese Tendenz, erklärt jedoch nicht, warum Autoritarismus überwiegend auf der politisch rechten Seite gefunden wird. (2) Die Items der RWA-Skala sind ideologisch konfundiert und beziehen sich nicht auf generelle Verhaltensdispositionen, wie das bei Persönlichkeitsskalen typischerweise zu finden ist. (3) Die Fokussierung des RWA auf das Individuum vernachlässigt soziale Prozesse und Kontexteinflüsse und kann deswegen als reduktionistischer Erklärungsansatz für soziale Probleme wie Vorurteile, Diskriminierung oder Ethnozentrismus angesehen werden (Duckitt, 1989). (4) Studien, die eine kontextuelle Variabilität des RWA nachweisen konnten (Asbrock & Fritsche, 2013; Duckitt & Fisher, 2003; Fritsche et al., 2012) legen nahe, dass RWA nicht nur ein Persönlichkeitsmerkmal ist, sondern eher

als stabile ideologische Dimension begriffen werden sollte, die zwar auf Persönlichkeit basiert (vor allem auf den BIG-5-Dimensionen Verträglichkeit und Offenheit; Sibley & Duckitt, 2008), aber erst durch kontextuelle Einflüsse wie etwa Bedrohung aktiviert wird. Die Kritik an der ideologisch geprägten RWA-Skala führte außerdem zur Entwicklung neuerer Versionen der Messung von RWA, in denen weniger ideologische Inhalte vorkommen (Beierlein et al., 2014), sowie zur Entwicklung alternativer Konzeptionen wie etwa des Gruppenautoritarismus (GA; Stellmacher & Petzel, 2005), der auf Arbeiten von Duckitt (1989) aufbaut. Im Gegensatz zu RWA enthält die Operationalisierung von Gruppenautoritarismus Items, die mittels hoher Augenscheinvalidität die drei Facetten des Autoritarismus (Konventionalismus, Unterordnung, Aggression) erfassen und auf unterschiedliche Gruppenkontexte anwendbar sind.

Unabhängig davon, ob RWA als Persönlichkeitsmerkmal oder als stabile ideologische Dimension gefasst wird, bleiben die Konzeptualisierungen von RWA auf die individuelle Analyseebene beschränkt. Die Kritik des Reduktionismus wird damit nicht aufgelöst, da soziale Phänomene wie Ethnozentrismus oder Vorurteile durch eine individuelle autoritäre Disposition erklärt werden sollen und die Forschung vor allem darauf fokussiert, individuelle Faktoren zu identifizieren, die den RWA einer Person erklären (Akrami & Ekehammer, 2006; Jugert et al., 2009; Ludeke et al., 2013). Die aktuelle Studie adressiert das Verständnis von Autoritarismus als individuelles Phänomen und testet explizit kontextuelle Faktoren als Prädiktoren für den individuellen Autoritarismus (RWA).

Autoritarismus in Wechselwirkung mit dem Kontext

Die Kritik an individualistischen Erklärungen, sie seien reduktionistisch, ist nicht neu (z. B. Turner & Oakes, 1986). So wurde der Einfluss des Kontexts für die Erklärung von Vorurteilen bereits von Pettigrew (1959) nachgewiesen. In der Studie zeigt Pettigrew, dass deutliche regionale Unterschiede in der Akzeptanz rassistischer Vorurteile zwischen den Nord- und den Südstaaten der USA bestehen, diese aber nicht durch das Ausmaß des Autoritarismus (gemessen mit der F-Skala) zwischen den Regionen erklärt werden können. Eine aktuellere Studie zeigt außerdem, dass Autoritarismus nicht in allen Kontexten mit mehr Vorurteilen assoziiert ist, was ein weiterer Beleg für die Kontextabhängigkeit des RWA ist. So zeigt sich in Singapur, dass ein hoher Autoritarismus mit höherer Toleranz gegenüber einigen ethnischen Minderheiten einhergeht (Roets et al., 2015). In Singapur leben verschiedene Minderheiten zusammen (z. B. Chines:innen, Malay:innen), und

dieses Zusammenleben wird durch staatliche Autoritäten geschützt und gefördert. Dementsprechend folgen autoritärere Personen dieser vorgeschriebenen Toleranz und neigen dazu, Intoleranz zu bestrafen. Diese Befunde legen nahe, dass die Art und Weise, auf die sich autoritäre Eigenschaften ausdrücken, an situative Merkmale gebunden ist und dementsprechend der Kontext betrachtet werden muss, um genauere Verhaltensvorhersagen zu treffen.

Kontexteffekte können mit der Entwicklung komplexer statistischer Analyseverfahren explizit modelliert und untersucht werden und finden in der Sozialpsychologie zunehmend Beachtung (z. B. Wagner et al., 2006; Christ et al., 2014; van Assche et al., 2017). In einer aktuellen Studie zeigen van Assche et al. (2017) mittels Mehrebenenmodellierung eine Interaktion zwischen Individuum und sozialem Kontext, wonach bei Individuen in einem Kontext (hier in einer Region) mit häufiger auftretenden rechten Einstellungen (d. h., rechte Einstellungen konstituieren eine deskriptive lokale Norm) stärkere individuelle Vorurteile vorhanden sind und somit interindividuelle Unterschiede nivelliert werden. Das heißt, die individuellen rechten Einstellungen einer Person sind nur dann für die Vorhersage für rechte Vorurteile (z. B. negative Bewertung von Immigrant:innen) relevant, wenn sie in einer Region lebt, in der rechte Einstellungen nicht verbreitet sind. Hingegen ähneln sich Individuen in Regionen, in denen rechte Einstellungen verbreiteter sind, in ihren Vorurteilen so stark, dass individuelle rechte Einstellungen irrelevant für die Vorhersage ihrer Vorurteile sind. Offen bleibt bei der Studie von van Assche et al. (2017), ob (1) sich dieser Befund genauso darstellt, wenn ein etabliertes Maß des rechtsgerichteten Autoritarismus (RWA) verwendet wird. Während van Assche et al. die individuelle Variable (Level 1) als »rechtsgerichtete Einstellungen« beschreiben (Beispiel: »Man muss auch dann die Regeln befolgen, wenn niemand hinschaut«), stellt sich ihr Befund möglicherweise anders dar, wenn RWA, der Eigenschaften des Individuums erfassen soll, als validiertes Maß verwendet wird. (2) Der Prädiktor auf regionaler Ebene (Level 2) wurde durch Aggregation individueller Einstellungen auf regionaler Ebene erzeugt (Fischer, 2009). Dieses Vorgehen erzeugt eine Abhängigkeit (»Nesting«) in den Daten, was mitunter zu hohen Korrelationen zwischen den Levels führen kann, da die eine Variable aus der anderen erzeugt wurde. (3) Das querschnittliche Design der Studie kann nachweisen, dass eine Interaktion zwischen individuellen und kontextuellen Faktoren vorliegt, eine zeitlich gerichtete Vorhersage ist allerdings nur anhand von längsschnittlichen Designs möglich.

RWA als abhängige Variable

Nach dem Modell des Gruppenautoritarismus (Duckitt, 1989; Stellmacher & Petzel, 2005) wird Autoritarismus in Referenz zum jeweiligen Gruppenkontext gesetzt, d. h., Autoritarismus ist die Vorstellung über die angemessene oder normative Beziehung zwischen der Gruppe und ihren Mitgliedern. Die drei Facetten *Konventionalismus* (Beibehalten der Gruppennorm), *autoritäre Submission* (Unterordnung unter Autoritären der Gruppe) und *autoritäre Aggression* (Bestrafung von Verletzungen der Gruppennorm) bekommen so nur durch den jeweiligen Gruppenkontext eine ideologische Färbung. Autoritarismus ist demnach eine charakteristische Anpassung an den Gruppenkontext, der nicht durch Persönlichkeitsvariablen determiniert wird, sondern vielmehr durch Gruppennormen vorhergesagt werden müsste. Diese Konzeption impliziert, dass RWA nur eine von vielen Versionen des Autoritarismus ist, nämlich der, der sich auf die Nation bezieht.

Wenn RWA eine charakteristische Anpassung an den sozialen Kontext darstellt, dann müssten die jeweiligen kontextuellen Normen den RWA vorhersagen können. Deskriptive Normen (d. h. das, was die meisten Gruppenmitglieder denken oder tun) üben oft einen stärkeren Einfluss auf die Einstellungen und Verhaltensweisen von Individuen aus als präskriptive oder injunktive Normen (d. h. das, was die meisten Gruppenmitglieder für angemessen halten; Cialdini et al., 1990; Hogg & Smith, 2007; Smith & Hogg, 2008; Smith, 2022). Deskriptive Normen informieren Individuen darüber, was in dem Umfeld typischerweise getan wird (Cialdini & Goldstein, 2004), d. h., sie lassen sich aus der Häufigkeit von Verhalten oder Einstellungen ableiten und beruhen somit auf der Wahrnehmung dessen, was andere Menschen in der Umgebung tatsächlich tun. Individuen neigen dazu, sich deskriptiven Normen anzupassen (Cialdini et al., 1991), was wiederum der Aufrechterhaltung der deskriptiven Norm dient. Studien haben zwar den Zusammenhang zwischen kontextuellen Normen und RWA mit Vorurteilen (Górska et al., 2022) sowie mit Kontaktintentionen (Brune et al., 2016) gezeigt, jedoch nicht getestet, ob RWA auch von den Normen des Kontexts vorhergesagt werden kann. Wir erwarten, dass rechtsgerichteter Autoritarismus von den deskriptiven Normen des Kontexts vorhergesagt wird, die die Akzeptanz bzw. Häufigkeit politisch rechter Einstellungen in dem Kontext repräsentieren. Der Ausgang von Wahlen (Crandall et al., 2018; Jung & Tavits, 2021) oder Gesetzesentscheidungen (Tankard & Paluck, 2017) können als normative Hinweisreize bzw. als Anzeiger für soziale Normen fungieren, d. h., sie beeinflussen die Wahrnehmung dessen, was in einem Kontext als normativ akzeptiert und erwünscht angesehen wird. Entspre-

chend können Wahlstatistiken (wie häufig eine Partei in einer Region gewählt wird) als deskriptive Norm des Kontexts operationalisiert werden.

Experimentelle und Längsschnittstudien deuten darauf hin, dass in kleineren Gruppenkontexten mit einer hohen Prävalenz von rechtsgerichtetem Autoritarismus und sozialer Dominanzorientierung, einem eng mit RWA verwandten Konzept, dazu führen, dass sich Personen, die sich in diesen Kontext begeben, in ihrem Autoritarismus an diese Umgebung anpassen. So zeigten Gatto und Dambrun (2012), dass hohe Autoritarismuswerte in der französischen Polizei nicht das Ergebnis einer Selbstselektion autoritärer Persönlichkeiten in einen autoritären Kontext hinein sind, sondern dass sich die Polizeianwärter:innen an ihr Umfeld anpassen. Dieser kontextuelle Verstärkungseffekt zeigt sich auch bei der sozialen Dominanzorientierung, wonach Versuchspersonen höhere Werte dieser Dominanzorientierung zeigten, wenn sie mit normativ hierarchiefördernden (vs. hierarchieabschwächenden) Kontexten konfrontiert wurden (De Oliveira et al., 2012). In beiden Untersuchungen wurde jedoch nur der normative Einfluss einer klar abgrenzbaren Gruppe (Arbeitsumfeld) auf individuelle Differenzen getestet. Um nachvollziehen zu können, wie es zu regionalen Unterschieden individuellen politischen Verhaltens kommt, ist es notwendig, kontextuelle Effekte auf die Prädiktoren, in diesem Fall RWA, dieses politischen Verhaltens zu identifizieren. Wahlergebnisse sowie die wahrgenommene politische Stimmung werden als Prädiktoren individueller psychologischer Phänomene diskutiert. Dazu zählen beispielsweise klinische und internalisierende Symptome bei Mitgliedern von Minderheiten (Montero-Zamora et al., 2023) oder die Motivation, bei Majoritäten die eigenen Vorurteile zu unterdrücken (Kievit et al., 2022). Aufgrund dieser Befunde lässt sich ableiten, dass Wahlergebnisse und die wahrgenommene politische Stimmung auch einen Einfluss auf RWA haben.

Obwohl vielfach eine Kontextabhängigkeit von rechtsgerichtetem Autoritarismus nachgewiesen wurde und der Bezug von Autoritarismus zum sozialen Kontext bereits in der originalen Theorie integraler Bestandteil des Konzepts war, wurde RWA bisher kaum über einen längeren Zeitraum in Wechselwirkung mit dem sozialen Kontext bzw. mit dem normativen Klima untersucht (Cohrs, 2013). Eine solche Betrachtung ist vor allem unter dem Gesichtspunkt aufschlussreich, individuelle und kontextuelle Einflüsse auf RWA untersuchen zu können.

2. Aktuelle Studie

Unsere Studie adressiert diese Lücke mit dem Ziel, RWA in Abhängigkeit vom normativen Kontext zu untersuchen. Wir nehmen an, dass RWA weniger durch die Persönlichkeitseigenschaften (traits) eines Individuums determiniert ist, als vielmehr eine charakteristische Anpassung an den sozialen Kontext darstellt und somit durch die deskriptive Norm des Kontexts vorhergesagt wird.

Entsprechend stellen wir folgende Hypothesen auf, die in der vorliegenden Studie untersucht werden sollen:

- H1: *Rechtsgerichteter Autoritarismus (RWA) stellt eine charakteristische Anpassung an den sozialen Kontext dar und wird entsprechend von der Häufigkeit rechter Einstellungen in diesem Kontext (deskriptive Norm des Kontexts) vorhergesagt.*
- H2: *Entscheidend für die Anpassung an den sozialen Kontext ist die Dauer, die ein Individuum in diesem Kontext lebt bzw. einem Kontext ausgesetzt ist. Die Wohndauer sollte entsprechend signifikant zur Erklärung beitragen.*

Wir untersuchen diese Hypothesen anhand der Daten des *Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS) und der Daten des *Politbarometers* aus dem Jahr 2022. Die PaWaKS-Studie erfasst über insgesamt fünf Erhebungszeitpunkte (in einem Zeitraum von 24 Monaten) verschiedene psychologische, soziologische und demografische Variablen. Wir analysieren die Daten von Proband:innen aus den ersten vier Wellen. Der Kontexteffekt der Region, d. h. des Bundeslandes, wird in der vorliegenden Studie durch zwei Variablen operationalisiert: (1) Der *kontextuelle rechtsgerichtete Autoritarismus* repräsentiert den mittleren RWA in einem Bundesland zu einem Messzeitpunkt, während (2) die *kontextuelle Sonntagsfrage* der in der Region vorhandenen Zustimmung (Wahlabsicht) zu den im Deutschen Bundestag vertretenen Parteien entspricht. Um eine Abhängigkeit der Daten zwischen individuellen und Kontextvariablen zu vermeiden, nutzen wir mit dem *Politbarometer* einen unabhängigen Datensatz, der es uns gleichzeitig erlaubt, eine vorgeordnete Zeitreihe (Erhebung der Kontextvariable vor Erhebung der PaWaKS-Wellen) parallel zu den PaWaKS-Daten zu erstellen. Mittels längsschnittlicher Mehrebenenmodellierungen (MLM) analysieren wir (1) die Vorhersage des RWA auf individueller Ebene, d. h., wir testen die interindividuelle Stabilität von RWA, indem wir innerhalb der Versuchsperson den RWA zum Messzeitpunkt t vom RWA-Wert derselben Person zum vorangegangenen Messzeitpunkt $t-1$ vorhersagen lassen. (2) Testen wir, ob der soziale Kontext über die

individuelle Vorhersage hinaus einen Vorhersagewert für den individuellen RWA hat, d. h., ob der individuelle RWA-Wert einer Person auch davon abhängig ist, in welchem sozialen Kontext diese Person lebt. Das längsschnittliche Design der Studie erlaubt es uns dabei, wesentliche Einblicke über eine Momentaufnahme hinaus zu bekommen, indem wir die Kovariation zwischen Individuen und normativem Kontext über einen längeren Zeitraum untersuchen können.

3. Methode

Panelstudie zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS)

In der repräsentativ für Deutschland angelegten *Panelstudie zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS) wurde eine Stichprobe von 5.000 Personen in Deutschland alle sechs Monate befragt. Durch eine Längsschnittstudie sind Entwicklungen über die Zeit erfassbar, die man mit Querschnittsbefragungen nicht analysieren könnte. Das PaWaKS-Projekt zielt unter anderem darauf ab, die Interaktionen und Abhängigkeiten zwischen psychologischen Variablen und Umweltfaktoren zu untersuchen. Durch eine Mehrebenenanalyse können Einflussfaktoren auf individueller, regionaler und nationaler Ebene statistisch voneinander getrennt betrachtet werden. Durch eine genauere statistische Analyse wird ein besseres Verständnis der gegenseitigen Beeinflussung von Umweltfaktoren und psychologischen Dispositionen ermöglicht.

Die Datenerhebung des PaWaKS-Datensatzes erfolgte durch das Marktforschungsunternehmen Ipsos mittels einer vom Anbieter praxisiert Software. Alle Zielpersonen wurden über eine persönliche E-Mail zur Teilnahme an der Umfrage eingeladen. Die vollständige Dokumentation der Projektziele, Datenerhebung und Stichprobencharakteristika, sowie der Fragebögen für die erste bis zur vierten Welle ist im Datenhandbuch (Bolesta et al., 2023) unter dem Link https://www.zkfs.de/wp-content/uploads/ZKFS_DataReport_German_W4.pdf einsehbar.

In der vorliegenden Studie werden verschiedene statistische Modellierungen auf der Datengrundlage der ersten vier Erhebungszeitpunkte des PaWaKS-Datensatzes durchgeführt. Um sicherzustellen, dass alle Korrelationen und Regressionsanalysen auf derselben Datengrundlage beruhen, wurden nur die Datensätze derjenigen Befragten in die Analysen einbezogen, die an allen vier Erhebungszeitpunkten teilgenommen haben. Nachfolgend werden kurz die Stichproben der einzelnen Erhebungswellen sowie die de-

mografische Zusammensetzung der in der vorliegenden Studie analysierten finalen Stichprobe beschrieben.

Stichprobe PaWaKS

Die Datenerhebung der ersten Welle wurde von März bis April 2022 durchgeführt. Insgesamt $N = 5174$ Personen füllten den Fragebogen der ersten Welle aus, wovon 55 Prozent ($n = 2845$) Frauen waren. Durchschnittlich waren die Teilnehmenden 48.70 Jahre alt ($SD = 14.76$ [18–75]). Die zweite Welle wurde zwischen September und Oktober 2022 erhoben, an der Befragung nahmen noch $N = 2654$ (51 %) der ersten Welle teil. 54 Prozent der zweiten Welle waren Frauen, im Durchschnitt waren die Teilnehmenden 53.79 Jahre alt ($SD = 13.06$ [18–75]). Die dritte Welle wurde von März bis April 2023 erhoben. An der Befragung nahmen noch $N = 1925$ Personen (37 % der ersten Welle) teil, mit 53 Prozent ($n = 1021$) Frauen und einem Durchschnittsalter der Teilnehmenden von 55.17 Jahren ($SD = 12.51$ [19–75]). Die vierte Welle wurde von September bis Oktober 2023 erhoben. Die Gesamtstichprobe von $N = 1134$ Personen entspricht 22 Prozent der Befragten der ersten Erhebungswelle. Von den 1134 Personen waren 49 Prozent ($n = 559$) Frauen, 50 Prozent ($n = 571$) Männer und vier Personen die angaben, ein anderes Geschlecht zu haben. Im Durchschnitt waren die Teilnehmenden 56.88 Jahre alt ($SD = 11.70$ [19–75]). 89 Prozent ($n = 1004$) der Teilnehmenden gaben an, keinen Migrationshintergrund zu haben, 11 Prozent ($n = 130$) beantworteten diese Frage mit »Ja«.

Messungen

Rechtsgerichteter Autoritarismus (RWA) wurde mittels einer 9-Item-Skala (Beierlein et al., 2014) erfasst, wobei jeweils drei Items eine der drei Facetten *autoritäre Submission* (z. B. »Menschen sollten wichtige Entscheidungen in der Gesellschaft Führungspersonen überlassen«), *autoritäre Aggression* (z. B. »Gegen Außenseiter und Nichtstuer sollte in der Gesellschaft mit aller Härte vorgegangen werden«) und *Konventionalismus* (z. B. »Traditionen sollten unbedingt gepflegt und aufrechterhalten werden«) messen. Die Antworten wurden auf einer Skala von $1 = \text{Stimme überhaupt nicht zu}$ bis $7 = \text{Stimme voll und ganz zu}$ erfasst.

Kontextueller RWA wurde durch Aggregation, d. h. die Mittelung der individuellen RWA-Werte innerhalb jeder Welle und jedes Bundeslands, berechnet. Entsprechend hat jedes Bundesland in jeder Welle einen Wert, der den kontextuellen RWA repräsentiert. Das methodische Vorgehen Variablen höherer Ordnung bzw. kontextuelle Variablen durch die Aggre-

gation individueller Variablen in einem Kontext zu erzeugen, wurde in der sozialpsychologischen Forschung als Bottom-up-Ansatz vorgeschlagen. Diese Variablen repräsentieren sozial geteilte Bedeutungssysteme innerhalb eines Kontexts und werden genutzt, um populäre bzw. verbreitete Einstellungen im jeweiligen Kontext zu operationalisieren (Fischer, 2009).

Demografische Variablen. Als demografische Variablen wurden *Alter*, *Geschlecht*, *Bildungsabschluss*, *Migrationshintergrund*, *Postleitzahl*, *Landkreis*, *Bundesland* sowie *Dauer und Urbanität des Wohnortes* erhoben.

Politbarometer 2022

Das Politbarometer ist eine repräsentative Umfrage, die in Deutschland von der Forschungsgruppe Wahlen im Auftrag des *Zweiten Deutschen Fernsehens (ZDF)* durchgeführt wird, um unter anderem die politische Stimmung in Deutschland abzubilden und Prognosen für bevorstehende Wahlen zu liefern. Die Grundgesamtheit der Umfrage ist die wahlberechtigte Wohnbevölkerung Deutschlands. Das Politbarometer wird seit 1970 kontinuierlich zumeist in monatlichen Wellen erhoben, um langfristige Trends abbilden zu können. Die Stichprobenziehung basiert auf einer mehrstufigen Zufallsauswahl der Befragten, die Datenerhebung erfolgt mittels telefonischer Interviews. Die Daten werden vom *GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften* aufbereitet und dokumentiert und stehen als Jahreskumulationen sowie als Zeitreihe unter dem Link <https://www.gesis.org/wahlen/politbarometer> zur Verfügung.

Mit dem Ziel des Politbarometers, die politische Stimmung in Deutschland zu erfassen, eignen sich diese Daten für die Beschreibung des politischen Klimas in einem sozialen Kontext (Bundesland). In der vorliegenden Studie verwenden wir für die Operationalisierung der deskriptiven Norm des Kontexts die auf Bundeslandebene aggregierte Frage nach dem Wahlverhalten (die sogenannte *Sonntagsfrage*).

Matching PaWaKS und Politbarometer

Das Matching zwischen PaWaKS- und Politbarometer-Datensatz erfolgte anhand der Region (Bundesland) und des Messzeitpunktes. Die Information über das Bundesland des Wohnortes jeder interviewten Person ist in beiden Datensätzen verfügbar. Der kumulierte Datensatz des Politbarometers enthält 50 Wochenerhebungen, die insgesamt im Zeitraum zwischen 11.01.2022 und 15.12.2022 erhoben wurden. Um dem längsschnittlichen

Design der PaWaKS-Daten Rechnung zu tragen, wurden Erhebungswellen des Politbarometers, die zeitlich vor der Erhebung der PaWaKS-Wellen liegen, aggregiert. Genauer wurden die Erhebungsmonate Januar und Februar 2022 des Politbarometers 2022 mit der ersten Welle der PaWaKS-Daten (Erhebungszeitraum März und April 2022) gematcht, Juni und Juli 2022 mit der zweiten Welle von PaWaKS (Erhebungszeitraum September und Oktober 2022) und November und Dezember 2022 des Politbarometers mit der dritten PaWaKS-Welle (Erhebungszeitraum März und April 2023). Zum Zeitpunkt des Verfassens dieses Manuskripts war der Datensatz des Politbarometers 2023 noch nicht verfügbar, sodass noch kein Matching der vierten Welle des PaWaKS-Datensatzes mit dem Politbarometer möglich war. Um Stichprobenschwankungen in den wöchentlichen Erhebungswellen des Politbarometers zu reduzieren, wurden die Antworten der Sonntagsfrage über zwei Monate gemittelt. Im letzten Schritt wurde die auf Bundesland aggregierte Sonntagsfrage des Politbarometers auf regionaler Ebene (Bundesland) und zeitlicher Ebene (siehe Tabelle 1) mit dem PaWaKS-Datensatz gematcht.

Tabelle 1: Matching der Politbarometer-Erhebungen (kontextuelle Sonntagsfrage) mit den Erhebungswellen des PaWaKS-Datensatzes

Politbarometer (Erhebungszeitraum)	PaWaKS (Erhebungszeitraum)
Januar–Februar 2022	Welle 1 (März–April 2022)
Juni–Juli 2022	Welle 2 (September–Oktober 2022)
November–Dezember 2022	Welle 3 (März–April 2023)
–	Welle 4 (September–Oktober 2023)

Stichprobe Politbarometer Januar und Februar 2022

Januar bis Februar wurden insgesamt $N = 5687$ Personen interviewt. Davon waren 54 Prozent Männer ($n = 3060$) und 46 Prozent Frauen ($n = 2627$). Das Alter wurde kategorisiert abgefragt, wobei die meisten Befragten in den Altersgruppen 50 bis 59 Jahre (23 %) und 60 bis 69 Jahre (23 %) waren, 21 Prozent waren über 70 Jahre, 25 Prozent waren zwischen 30 und 50 Jahren und 6 Prozent der Befragten waren unter 30 Jahre.

Stichprobe Politbarometer Juni und Juli 2022

Juni und Juli wurden insgesamt $N = 4077$ Personen interviewt, davon 54 Prozent Männer ($n = 2198$) und 46 Prozent Frauen ($n = 1879$). Die

größte Altersgruppe unter den Befragten ist zwischen 60 und 69 Jahren (24%), gefolgt von der Altersgruppe zwischen 50 und 59 Jahren (22%), 24 Prozent waren 70 Jahre und älter, 24 Prozent waren zwischen 30 und 49 Jahren und 7 Prozent unter 30 Jahre.

Stichprobe Politbarometer November und Dezember 2022

November und Dezember wurden insgesamt $N = 4727$ Personen interviewt, davon 55 Prozent Männer ($n = 2592$) und 45 Prozent Frauen ($n = 2135$). Die Altersgruppen zwischen 50 und 59 Jahren (22%) und zwischen 60 und 69 Jahren (22%) ist unter den Befragten am stärksten vertreten, 23 Prozent waren 70 Jahre und älter, 25 Prozent waren zwischen 30 und 49 Jahren, 6 Prozent der Befragten waren unter 30 Jahre alt.

Messungen

Sonntagsfrage. Bei der Sonntagsfrage wird zunächst erfasst, ob die Befragten wählen gehen würden (»Wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, würden Sie dann zur Wahl gehen?«). Wurde diese Frage mit »Ja« beantwortet, folgt die Frage »Und welche Partei würden Sie wählen?« mit den vorgelesenen Antwortoptionen »die SPD«, »die CDU/CSU«, »die Grünen«, »die FDP«, »die AfD«, »die Linke«, »eine andere Partei«, »weiß nicht / keine Angabe« und »wähle ungültig«.

Kontextuelle Sonntagsfrage ist die für jedes Bundeslands innerhalb des Erhebungszeitraum (siehe oben, Matching) errechnete relative Häufigkeit, mit der die Befragten intendieren, die abgefragten Parteien zu wählen. Die *kontextuelle Sonntagsfrage* repräsentiert dementsprechend ein Stimmungsbild für die Bevölkerung eines Bundeslandes im Erhebungszeitraum im Hinblick auf die Zustimmung zu den jeweiligen Parteien. Dabei sind die fehlenden Werte, d. h. die Antworten *weiß nicht / keine Angabe*, und *wähle ungültig* in die Grundgesamtheit eingegangen, d. h., die Summe der relativen Häufigkeiten über die Parteien addiert sich nicht zu 1 auf.

4. Ergebnisse

Intraindividuelle Stabilität von RWA (RWA als UV)

Tabelle 2 zeigt die Korrelationen und deskriptiven Statistiken der RWA-Skala über die vier Messzeitpunkte. Die RWA-Skala weist mit Cronbachs Alpha über .84 eine hohe interne Konsistenz auf. Zudem weisen

die hohen Korrelationen der RWA-Messungen über die Messzeitpunkte (alle $r \geq .75$) auf eine hohe intraindividuelle Stabilität von RWA hin.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken und bivariate Korrelationen der RWA-Skala über vier Messzeitpunkte

		1	2	3	M	SD	α
1.	RWA _{w1}	–			4.09	1.10	.85
2.	RWA _{w2}	.75***	–		4.09	1.07	.84
3.	RWA _{w3}	.78***	.77***	–	4.23	1.09	.85
4.	RWA _{w4}	.76***	.77***	.80***	4.14	1.13	.86

Um die intraindividuelle Stabilität von RWA über den rein korrelativen Zusammenhang hinaus zu testen, wurde untersucht, ob die RWA-Messung zu einem Zeitpunkt t von der RWA-Messung zum vorangegangenen Messzeitpunkt $t-1$ vorhergesagt wird. Wenn die RWA-Messung $t-1$ prädiktiv für den RWA-Wert der Messung t ist, spricht dies für die intraindividuelle Stabilität des RWA-Konstrukts. Das heißt, der gemessene RWA-Wert einer Person sagt vorher, welchen RWA-Wert diese Person zu einem später gemessenen Zeitpunkt haben wird. Der Test erfolgte mittels längsschnittlicher Mehrebenenmodellierung, wobei der RWA-Wert zum Zeitpunkt t als abhängige Variable und der RWA-Wert $t-1$ sowie der Messzeitpunkt als Prädiktoren (unabhängige Variablen) in die Modellgleichung eingefügt wurden. Die Messzeitpunkte wurden innerhalb der Versuchsperson genestet, d. h., in dem Modell wird dafür kontrolliert, dass mehrere RWA-Messungen derselben Person vorliegen. Außerdem wurden das Alter und das Geschlecht der Versuchsperson als Kontrollvariablen in das Regressionsmodell aufgenommen. Die Ergebnisse des Mehrebenen-Regressionsmodells sind auf der linken Seite von Tabelle 3 abgedruckt. Der mittlere Effekt von RWA_{t-1} auf RWA_t über alle Messzeitpunkte zeigt mit $b = 0.77$ einen großen Effekt, d. h., dass der RWA-Wert einer Person sehr stabil über die Zeit ist. Der kleine, aber signifikante Effekt der Welle zeigt an, dass RWA im Mittel über die Messzeitpunkte ansteigt.

Um den Effekt von RWA_{t-1} auf RWA_t weiter aufzuschlüsseln, wurde daraufhin ein einfaches lineares Regressionsmodell gerechnet, in dem der RWA-Wert der vierten Welle von RWA-Messungen der Wellen eins bis drei vorhergesagt wurde. Diese Modellierung schätzt die Vorhersage für jede der ersten drei RWA-Messungen für die vierte RWA-Messung, während jeweils für die anderen RWA-Messungen kontrolliert wird. Genau wie im Mehrebenenmodell wurde außerdem für Alter und Geschlecht der Ver-

suchsperson kontrolliert. Die rechte Seite der Tabelle 3 zeigt die geschätzten Modellparameter des einfachen linearen Regressionsmodells. RWA zum dritten Messzeitpunkt hat den stärksten Effekt auf RWA zum vierten Messzeitpunkt ($b = 0.39$, $p < 0.001$), dennoch zeigt sich, dass auch die Messzeitpunkte eins ($b = 0.26$, $p < 0.001$) und zwei ($b = 0.28$, $p < 0.001$) den RWA-Wert zum vierten Messzeitpunkt signifikant vorhersagen. Dieses Ergebnis spricht für die intraindividuelle Stabilität des RWA-Konstrukts, denn der RWA-Wert einer Person (bspw. zum Messzeitpunkt 1) sagt den RWA-Wert derselben Person zwei Jahre später (Messzeitpunkt 4) signifikant vorher, selbst wenn für die dazwischenliegenden Messungen kontrolliert wird. Der RWA-Messung scheint also eine latente, d. h. nicht beobachtbare oder direkt messbare Personenvariable zugrunde zu liegen, die den RWA-Wert einer Person über einen längeren Zeitraum (hier zwei Jahre) konstant vorhersagt.

Tabelle 3: Regressionsmodelle der Vorhersage von RWA durch die RWA-Messung vorangegangener Messzeitpunkte innerhalb der Versuchsperson und ohne Modellierung eines Kontexteffekts

	Mehrebenenmodell				Einfaches lineares Modell			
	<i>b</i>	<i>CI</i> (95%)	<i>Std.-</i> <i>Fehler</i>	<i>p-Wert</i>	<i>b</i>	<i>CI</i> (95%)	<i>Std.-</i> <i>Fehler</i>	<i>p-Wert</i>
Intercept	-0.37	-0.74, -0.01	0.19	0.046	0.21	-0.33, 0.75	0.28	0.450
RWA _{t-1}	0.79	0.76, 0.81	0.01	< 0.001				
Welle	0.04	0.02, 0.07	0.01	0.001				
RWA _{W1}					0.26	0.20, 0.31	0.03	< 0.001
RWA _{W2}					0.28	0.23, 0.34	0.03	< 0.001
RWA _{W3}					0.39	0.33, 0.44	0.03	< 0.001
N _{Versuchspersonen}	1134				1134			

Trotz der stabilen Vorhersage des RWA zu Messzeitpunkt t durch den RWA zum Messzeitpunkt $t-1$ gibt es in den Regressionsmodellen Residualvarianz, d. h. Varianz in der abhängigen Variable, die nicht von den im Regressionsmodell enthaltenen Prädiktoren aufgeklärt wird. Zudem zeigt das einfache lineare Modell, dass der RWA zum ersten Messzeitpunkt auch dann noch prädiktiv für den RWA-Wert der Person am vierten Messzeit-

punkt ist, wenn für die dazwischenliegenden Messzeitpunkte kontrolliert wird. Das heißt, ein vorangegangener Messzeitpunkt $t-1$ erklärt nicht die gesamte Varianz des RWA zum Messzeitpunkt t , denn sonst würden die direkten Pfade der Wellen 1 und 2 auf die vierte Welle verschwinden und nur noch die indirekten Pfade über den vorangegangenen Messzeitpunkt signifikant bleiben. Diese Stabilität deutet auf einen Einfluss hin, der durch den nächstliegenden Messzeitpunkt nicht erfasst wird. Solche Einflüsse, die nicht direkt beobachtbar oder messbar sind, werden als latente Variablen bezeichnet, und man spricht von »Trait«-Variablen, wenn sie stabile Verhaltenstendenzen der Person vorhersagen. »Trait«-Variablen können dabei ganz verschiedene Einflüsse erfassen: Es kann sich dabei um die Persönlichkeit einer Person handeln, um deren stabile Lebensumstände, um stabile Kontextunterschiede usw. (Kessler & Mummendey, 2002). Wir testen daher die Fragestellung, ob die Stabilität des individuellen RWA auch durch den sozialen Kontext des Individuums determiniert ist. Anders gefragt: Sind Individuen nur aus sich selbst heraus rechtsautoritär oder trägt der soziale Kontext zu dieser Stabilität bei, d. h., sind Individuen auch (verstärkt) rechtsautoritär, weil es ihr sozialer Kontext ist?

Wir untersuchen diese Fragestellung in zwei Schritten. Erstens müssen wir, um dieses Vorgehen empirisch abzusichern, einen Hinweis darauf haben, dass RWA über die individuelle Vorhersage hinaus auch durch kontextuelle Variablen bedingt ist, d. h. durch den sozialen Kontext vorhergesagt werden kann. Zweitens müssen unabhängige Kontextvariablen als Prädiktoren für RWA getestet werden, die den sozialen Kontext operationalisieren, innerhalb dessen Individuen rechtsautoritäre Tendenzen entwickeln können.

RWA im sozialen Kontext (RWA als AV)

Der zweistufige Ansatz zur Untersuchung der kontextuellen Einflüsse auf den RWA erfolgte durch die Modellierung von zwei Variablen höherer Ordnung (Level 2 oder regionale Ebene): (1) des kontextuellen RWA und (2) der kontextuellen Sonntagsfrage. Der *kontextuelle RWA* ist der zum Messzeitpunkt und Bundesland aggregierte individuelle RWA der Befragten und repräsentiert somit die Häufigkeit von hohem (vs. niedrigem) RWA in einer Region zu einem Messzeitpunkt. Die *kontextuelle Sonntagsfrage* ist das im Messzeitpunkt (siehe Kap. 3.3, Matching) und Bundesland berechnete Verhältnis der Wahlintention der abgefragten Parteien.

Der erste Schritt folgt der Annahme, dass die Veränderung im individuellen RWA durch den sozialen Kontext des Individuums vorhergesagt

werden kann. Wenn der soziale Kontext eines Individuums einen Effekt auf den individuellen RWA hat, indiziert das, dass RWA nicht nur durch Persönlichkeitseigenschaften determiniert ist, sondern auch ein Sozialisationsprodukt des Kontexts darstellt. Mittels Mehrebenen-Regressionsmodellen wurde der Einfluss des sozialen Kontexts auf den individuellen RWA untersucht. Dafür wurde der individuelle RWA zum Zeitpunkt t vom individuellen RWA zum Messzeitpunkt $t-1$ und vom kontextuellen RWA zum Messzeitpunkt $t-1$ vorhergesagt. Die Wohnortdauer wurde als weiterer Prädiktor in das Regressionsmodell aufgenommen, um zu untersuchen, ob Veränderungen im individuellen RWA dadurch bedingt sind, wie lange die Person dem jeweiligen sozialen Kontext ausgesetzt ist. Die Messzeitpunkte wurde innerhalb der Versuchsperson genestet, die Achsenabschnitte der abhängigen Variablen konnten zwischen Bundesländern frei variieren (random intercept). Das Alter und das Geschlecht der Versuchsperson wurden als Kontrollvariablen in das Regressionsmodell aufgenommen.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse des Mehrebenen-Regressionsmodells mit kontextuellem RWA als Level-2-Prädiktor. Wie bereits in den Modellierungen ohne Kontexteffekt ist der individuelle RWA des vorangegangenen Messzeitpunktes der stärkste Prädiktor für den RWA des darauffolgenden Messzeitpunktes ($b = .78, p < .001$). Allerdings finden wir darüber hinaus auch einen mittelgroßen und signifikanten Kontexteffekt des kontextuellen RWA mit $b = .24$. Das heißt, der kontextuelle RWA des vorangegangenen Messzeitpunktes erklärt einen weiteren Varianzanteil des RWA, der über den rein individuell erklärten Varianzanteil (durch den individuellen RWA) hinausgeht. Der Effekt der Wohnortdauer ist zwar signifikant, jedoch mit $b = 0.0011$ so gering, dass er empirisch als wenig bedeutsam eingeschätzt werden muss.

Die Mehrebenenmodellierung mit Kontexteffekt legt nahe, dass das RWA-Konstrukt mehr als eine rein durch Persönlichkeitsfaktoren bestimmte individuelle Differenzvariable ist. Anders gesagt zeigen die Ergebnisse, dass rechtsautoritäre Individuen nicht einfach aus sich selbst heraus rechtsautoritär sind oder werden, sondern der rechtsgerichtete Autoritarismus des Individuums auch durch den sozialen Kontext verstärkt wird. Diese Verstärkung ist so zu interpretieren, dass Individuen, die in einem sozialen Kontext leben, in dem rechtsautoritäre Einstellungen zum Zeitpunkt $t-1$ stärker verbreitet sind, höhere individuelle rechtsautoritäre Einstellungen zum Zeitpunkt t haben werden (je höher der Mittelwert des kontextuellen RWA_{t-1} , desto höher der individuelle RWA_t).

Der Effekt des kontextuellen RWA auf den individuellen RWA zeigt an, dass kontextuelle bzw. sozial geteilte rechtsautoritäre Einstellungen innerhalb eines Kontexts die Veränderung im individuellen RWA vorher-

Tabelle 4: Regressionsmodell der Vorhersage von RWA durch die RWA-Messung vorangegangener Messzeitpunkte innerhalb der Versuchsperson mit Modellierung eines Kontexteffektes über den kontextuellen RWA zum vorangegangenen Messzeitpunkt

	RWA kontextuell			
	<i>b</i>	CI (95%)	Std.-Fehler	<i>p</i> -Wert
Intercept	-1.37	-2.05, -0.70	0.34	< 0.001
RWA _{t-1}	0.78	0.76, 0.80	0.01	< 0.001
RWA _{Kontext t-1}	0.24	0.10, 0.38	0.07	0.001
Welle	0.03	-0.00, 0.05	0.01	0.050
Wohndauer	0.0011	0.00003, 0.0022	0.00	0.044
N _{Versuchspersonen}	1134			

sagen können. Daraus ergibt sich jedoch die Frage der externen Validität dieses Befundes, nämlich ob der regional aggregierte RWA den sozialen Kontext hinreichend beschreibt. Wie bereits erläutert, ist dieses methodische Vorgehen als Bottom-up-Ansatz vorgeschlagen worden, indem Variablen höherer Ordnung bzw. kontextuelle Variablen durch die Aggregation individueller Variablen in einem Kontext erzeugt werden. Inwieweit diese Variablen dann tatsächlich sozial geteilte Bedeutungssysteme des Kontexts repräsentieren, d. h. verbreitete Einstellungen in dem jeweiligen Kontext operationalisieren, lässt sich nur anhand von Korrelationen mit anderen Variablen im Datensatz abschätzen. Trotzdem bleibt das Problem bestehen, dass die kontextuelle Variable aus der vorherzusagenden individuellen Variablen erzeugt wurde und somit von der Stichprobe der Versuchspersonen abhängt. So stellt sich für Forschende die Frage, ob die kontextuelle Variable tatsächlich das Konstrukt repräsentiert, das die Forschenden untersuchen wollen, hier in der vorliegenden Studie die Verbreitung rechtsautoritärer Einstellungen in unterschiedlichen Kontexten.

Wie kann der Kontext operationalisiert werden?

Um dieses Problem zu beheben, wurde im zweiten Schritt ein zweiter, unabhängiger Datensatz genutzt, d. h., um die Effekte der Kontextvariable zu validieren, wurde eine weitere Operationalisierung der Verbreitung rechter Einstellungen in einem Kontext unternommen. Anhand der Daten der Sonntagsfrage des Politbarometers wurde untersucht, ob, erstens, im sozialen Kontext

(Bundesland) die aggregierten rechtsautoritären Einstellungen mit der Wahlintention rechter Parteien korreliert sind (Kriterium für die externe Validität). Zweitens wurden die Häufigkeiten der Wahlintention der Parteien im Bundesland, also die *kontextuelle Sonntagsfrage* (d. h. wie viel Prozent der Befragten in Sachsen intendieren, bei der Bundestagswahl Partei X zu wählen), als unabhängiger Prädiktor zur Vorhersage des individuellen RWA genutzt.

Tabelle 5 zeigt die mittleren bivariaten Korrelationen des individuellen RWA (Level 1) mit den kontextuellen Variablen (Level 2) kontextueller RWA und kontextuelle Sonntagsfrage. Die Korrelationen von individuellem RWA zeigen einen kleinen Zusammenhang mit kontextuellem RWA ($r = .15, p < .001$) sowie mit der Wahlintention der Partei Alternative für Deutschland (AfD) in dem Bundesland ($r = .13, p < .001$). Individueller RWA ist negativ korreliert mit der regionalen Wahlintention der Partei Bündnis 90/Die Grünen ($r = -.12, p < .001$). Die Zusammenhänge mit der Wahlintention der anderen Parteien sind mit $r < .09$ sehr gering und suggerieren anhand der vorliegenden Daten, dass diese empirisch nicht bedeutsam sind. Auf kontextueller Ebene finden wir eine hohe und positive Korrelation von $r = .80$ zwischen kontextuellen RWA und der Wahlintention für die Partei Alternative für Deutschland (AfD). Das heißt, in Kontexten, in denen rechtsautoritäre Einstellungen stärker verbreitet sind, intendieren auch mehr Personen, die AfD zu wählen. Der kontextuelle RWA ist negativ mit der Wahlintention der SPD ($r = -.19, p < .001$), der FDP ($r = -.30, p < .001$) und der Grünen ($r = -.64, p < .001$) korreliert, jedoch positiv mit der Wahlintention der Partei Die Linke ($r = .40, p < .001$). Dieser positive Zusammenhang bedeutet jedoch nicht, dass Individuen, die intendieren, die Partei Alternative für Deutschland (AfD) zu wählen, ebenso intendieren, die Partei Die Linke zu wählen. Es handelt sich hierbei um Korrelationen zwischen regional aggregierte Daten, also nicht um die individuellen Wahlintentionen. Die positive Korrelation von kontextuellem RWA und der Wahlintention der Partei Die Linke könnte darüber erklärt werden, dass auch die Wahlintention für die Partei Alternative für Deutschland (AfD) positiv mit der Wahlintention der Partei Die Linke korreliert ist ($r = .59, p < .001$). Das bedeutet, dass wir auf der Basis der vorliegenden Daten erwarten würden, dass in Bundesländern, in denen mehr Menschen intendieren, die Partei Alternative für Deutschland zu wählen, auch mehr Menschen intendieren, die Partei Die Linke zu wählen. Jedoch resultieren die Korrelationen auf kontextueller Ebene aus Mehrheitsverhältnissen und Zustimmungswerten der Parteien in den Bundesländern und unterliegen damit den politischen Dynamiken im Erhebungszeitraum. Insofern ist es als sehr wahrscheinlich anzunehmen, dass sich diese Korrelationen bspw. mit der neugegründeten Partei Bündnis Sahra Wagenknecht verschieben.

Tabelle 5: Mittlere bivariate Korrelationen über alle Messzeitpunkte zwischen individuellen RWA, kontextuellen RWA und Antworthäufigkeiten der einzelnen Parteien aus der Sonntagsfrage. Die Korrelationen mit dem individuellen RWA basieren auf 4.536 Wertepaaren ($N = 1134 \times 4$ Wellen). Die Kontextlevel-Korrelationen basieren auf 64 Wertepaaren (16 Bundesländer \times 4 Wellen).

	1.	2.	3.	4.	5.	6.	7.
PaWaKS							
1. RWA _{Ind}	–						
2. RWA _{Kontext}	.15***						
Sonntagsfrage Politbarometer							
3. AfD	.13***	.80***					
4. CDU	-.02	.029	-.08***				
5. SPD	.003	-.19***	-.26***	-.44***			
6. FDP	-.037*	-.30***	-.37***	-.02	.27***		
7. Die Grünen	-.12***	-.64***	-.73***	.06***	-.23***	-.02	
8. Die Linke	.081***	.40***	.59***	-.51***	.16***	-.25***	-.63***

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$

Im zweiten Schritt wurde der Kontexteffekt durch die kontextuelle Sonntagsfrage operationalisiert, d. h., die Häufigkeit, mit der Bewohner:innen eines sozialen Kontexts (Bundesland) intendieren, eine Partei zur Bundestagswahl zu wählen, wurde als Prädiktor für den individuellen RWA der Personen in dem jeweiligen Kontext verwendet. Somit testet die Regression die Vorhersage des individuellen RWA_t durch den individuellen RWA_{t-1} und die kontextuelle Sonntagsfrage. Entsprechend wurden sechs Mehrebenen-Reggressionsmodelle für die sechs Parteien (alphabetisch) Alternative für Deutschland (AfD), Bündnis 90/Die Grünen, Christlich Demokratische Union Deutschlands (CDU), Die Linke, Freie Demokratische Partei (FDP) und Sozialdemokratische Partei Deutschlands (SPD) spezifiziert. Identisch zum kontextuellen RWA-Reggressionsmodell (Tabelle 4) wurden die Achsenabschnitte der Bundesländer frei geschätzt (random intercept), die Wohnortdauer als weiterer Prädiktor in das Modell aufgenommen und die Effekte für Alter und Geschlecht der Versuchsperson kontrolliert.

Tabelle 6 zeigt die Regressionsgewichte (b) und die Standardfehler der sechs Mehrebenen-Reggressionsmodelle. Wie in allen vorangegangenen Modellierungen ist der individuelle RWA der vorangegangenen Messung der stärkste Prädiktor für den RWA der darauffolgenden Messung ($b \geq .77$, $p < .001$), was für die Robustheit dieses Befundes in unseren Modellierungen

gen spricht. Mit Blick auf den Kontexteffekt der Regressionsmodelle zeigt sich ein interessantes und konsistentes Ergebnismuster in der Vorhersage des individuellen RWA durch die regionale Wahlintention der verschiedenen Parteien. Die Wahlintention der Partei Alternative für Deutschland (AfD) hat einen positiven und signifikanten Effekt auf den individuellen RWA. Das heißt, Personen entwickeln stärkere rechtsautoritäre Tendenzen, wenn sie in einem sozialen Kontext leben, in dem mehr Personen die AfD wählen. Im Kontrast dazu hat die regionale Wahlintention der Partei Bündnis 90/Die Grünen einen signifikant negativen Effekt auf den individuellen RWA. Rechtsautoritäre Tendenzen des Individuums werden also reduziert, wenn diese Person in sozialen Kontexten lebt, in denen zunehmend mehr Bündnis 90/Die Grünen gewählt wird. Die kontextuelle Wahlintention der anderen Parteien hat keinen signifikanten Effekt auf den individuellen RWA. Dieses Ergebnismuster stützt die Annahme, dass die Operationalisierung des Kontexts anhand der kontextuellen Sonntagsfrage eine adäquate Beschreibung des sozialen Kontexts sein kann. Der rechtsgerichtete Autoritarismus wird nur dann positiv und signifikant vom Kontext vorhergesagt, wenn mehr (vs. weniger) Individuen in diesem Kontext eine Partei wählen, der ein »autoritärer Nationalradikalismus« zuzuschreiben ist (Heitmeyer, 2018; S. 86). Intendieren hingegen mehr Menschen, in einem sozialen Kontext Parteien zu wählen, die nicht dem rechten Parteienspektrum zuzuordnen sind, sagt dies negativ den rechtsgerichteten Autoritarismus vorher.

Mit zwei unterschiedlichen Operationalisierungen der Verbreitung rechter Einstellungen in einem sozialen Kontext haben wir dessen Einfluss auf individuelle Variablen getestet. Dadurch lässt sich ausschließen, dass die gefundenen konvergenten Ergebnisse auf das methodologische Vorgehen zurückzuführen sind. Zudem sind unsere Befunde insofern bedeutsam, als wir wie erwartet finden, dass der rechtsgerichtete Autoritarismus nur dann positiv und signifikant durch den Kontext vorhergesagt wird, wenn rechte Einstellungen in diesen Kontexten verbreiteter sind. Für Einstellungen in Kontexten, die nicht eindeutig rechts oder eindeutig gegen rechts sind, würden wir nicht-signifikante oder signifikant negative Effekte auf den rechtsgerichteten Autoritarismus erwarten. Die Ergebnisse unserer Modellierungen decken sich also mit den Hypothesen.

Tabelle 6: Ergebnisse (Regressionsgewichte, Standardfehler) der sechs Mehrebenenmodelle, die separat für jede Partei (n = 6) gerechnet wurden. Die abhängige Variable ist der individuelle RWA-Wert einer Person. Prädiktoren auf individueller Ebene (Level 1) sind der RWA-Wert derselben Person zum vorangegangenen Messzeitpunkt t-1 sowie die Wohndauer. Prädiktor auf kontextueller Ebene (Bundesland, Level 2) ist die Wahlintention einer Partei der Bevölkerung des jeweiligen Bundeslandes. Reihenfolge der Parteien alphabetisch.

	Modell AfD		Modell CDU		Modell FDP		Modell Grüne		Modell Linke		Modell SPD	
	b	Std.-Fehler	b	Std.-Fehler	b	Std.-Fehler	b	Std.-Fehler	b	Std.-Fehler	b	Std.-Fehler
Intercept	-0.41	0.23	-0.26	0.25	-0.32	0.23	-0.24	0.23	-0.39	0.23	-0.36	0.24
RWA _{t-1}	0.77***	0.01	0.78***	0.01	0.78***	0.01	0.77***	0.01	0.77***	0.01	0.78***	0.01
Wohndauer	0.002*	0.00	0.002*	0.00	0.002*	0.00	0.002*	0.00	0.002*	0.00	0.002*	0.00
AFD _{Kontext}	1.09**	0.38										
CDU _{Kontext}			-0.42	0.42								
FDP _{Kontext}					-0.84	1.13						
SPD _{Kontext}							-0.46**	0.17	0.77	0.59	0.01	0.39
Die Grünen _{Kontext}												
Die Linke _{Kontext}												
N _{Gruppen}	16	Bundesland	16	Bundesland	16	Bundesland	16	Bundesland	15	Bundesland	16	Bundesland
N _{Versuchspersonen}	58	Alter	58	Alter	58	Alter	58	Alter	58	Alter	58	Alter
	1134		1134		1134		1134		1134		1134	

Anmerkung: Kontrolliert für Alter und Geschlecht; fettgedruckte Koeffizienten sind statistisch signifikant; * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

5. Diskussion

Das Ziel der Studie war es, zu untersuchen, ob rechtsgerichteter Autoritarismus (RWA) durch den sozialen Kontext beeinflusst wird. Diese Fragestellung ist vor allem aus zwei Gründen relevant: (1) Rechtsgerichteter Autoritarismus wird in der Literatur als stabiler Prädiktor für eine Reihe von sozialen Problemen angeführt, beispielsweise für Vorurteile (Sibley & Duckitt, 2008), Ethnozentrismus (Altemeyer, 1981) oder Bestrafungsneigung (Carroll et al., 1987). Diese Konsequenzen können nur dann besser vorhergesagt werden, wenn die Ursachen des individuellen RWA besser verstanden werden. (2) Es fehlen in der Forschungsliteratur zum Autoritarismus Studien, die den RWA einer Person als abhängige Variable des Kontexts und somit als Sozialisationsprodukt untersuchen.

Unsere Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen konsistent über alle Analysen, dass der individuelle RWA-Wert einer Person ein starker Prädiktor für den RWA-Wert derselben Person zu einem späteren Messzeitpunkt ist. Dieser Befund bedeutet, dass die RWA-Messung zu einem signifikanten Anteil ein stabiles Merkmal des Individuums erfasst und RWA somit eine individuelle Differenzvariable des Individuums markiert, d. h., einige Individuen haben einen höheren rechtsgerichteten Autoritarismus als andere und diese Unterschiede sind innerhalb der Person stabil. Wie kommt es zu dieser Stabilität des RWA-Konstrukts?

Eine Erklärung für diese Stabilität kann der verstärkende (vs. abschwächende) Effekt des sozialen Kontexts sein. Die Wechselwirkung zwischen individuellen autoritären Tendenzen (gemessen mit RWA) und dem sozialen Kontext wurde in zahlreichen Studien nachgewiesen (z. B. Feldman & Stenner, 1997; Stellmacher & Petzel, 2005). Unsere Studie geht einen Schritt weiter, indem wir über vier Messzeitpunkte kontextuelle Variablen als Prädiktoren für den individuellen RWA untersucht haben. In zwei unterschiedlichen Operationalisierungen eines Kontexteffekts finden wir übereinstimmende Ergebnisse, dass sozial geteilte und in einem sozialen Kontext verbreitete rechte Einstellungen signifikant die individuelle Ausprägung des RWA einer Person vorhersagen, und zwar über die rein individuelle Disposition des RWA hinaus. Dies deutet darauf hin, dass der individuelle RWA einer Person von rechten Einstellungen beeinflusst und verstärkt wird, wenn diese im Umfeld der Person beobachtet werden. Individuen scheinen die im sozialen Kontext vorherrschenden Einstellungen zu übernehmen und sich ihnen anzupassen. Dieser Prozess könnte auch erklären, weshalb das RWA-Konstrukt innerhalb der Person eine hohe Stabilität aufweist, denn Individuen wechseln nicht so häufig ihren Wohnort und leben in relativ stabilen Umwelten.

Unsere Ergebnisse unterstreichen die Wichtigkeit, den sozialen Kontext von Autoritarismus bzw. von autoritären Tendenzen zu berücksichtigen, anstatt sich ausschließlich auf die individuelle Ebene zu konzentrieren. Interessanterweise hat die sozialpsychologische Forschung über die autoritäre Persönlichkeit kontextuelle Effekte oft vernachlässigt, obwohl bereits die ursprüngliche Theorie des Autoritarismus (Adorno et al., 1950) die Einbettung des Individuums in soziale Kontexte betonte und frühe Befunde stark auf kontextuelle Effekte hingewiesen haben (Pettigrew, 1959).

Unsere Befunde enthalten eine wichtige Implikation für die Entwicklung von Interventionen. Rechtsautoritäre Tendenzen des Individuums entstehen nicht innerhalb von Individuen allein (etwa durch ihre intrapsychischen Konflikte), sondern sie werden angestoßen und verstärkt durch soziale Kontexte, in denen rechtsautoritäre Einstellungen verbreitet und normalisiert werden. Entsprechend legen unsere Ergebnisse nahe, dass es möglicherweise nicht besonders effektiv ist, sich ausschließlich auf Interventionen auf individueller Ebene zu konzentrieren. Stattdessen sollten autoritäre Tendenzen als ein soziales Problem betrachtet werden, dessen mögliche Lösungen auf normative Einflüsse abzielen können. Während Interventionen auf individueller Ebene potenziell das Ausmaß des rechtsgerichteten Autoritarismus einer Person verringern würden, könnten kontextuelle Interventionen den Kontext und die darin lebenden Individuen adressieren, wodurch nicht nur viele Individuen gleichzeitig angesprochen werden würden (die autoritären als auch die nicht autoritären), sondern darüber auch eine Unterbrechung der selbstverstärkenden Tendenz des Autoritarismus erreicht werden würde. Daher könnte sich die Förderung anderer Normen innerhalb eines bestimmten Kontexts als wirksamer erweisen (Chater & Loewenstein, 2023).

Die medial vermittelte Wahrnehmung eines Kontexts als politisch polarisiert beeinflusst die politischen Einstellungen der darin lebenden Individuen und fördert insbesondere die Ablehnung anderer politischer Parteien (Levendusky & Malthora, 2016). In Bezug auf die berichteten Effekte könnte dies bedeuten, dass die mediale Darstellung des Wahlverhaltens in bestimmten Regionen einen entscheidenden Einfluss auf dort lebende Individuen und deren politisches Verhalten hat. Aus dieser Perspektive scheint es eben wenig sinnvoll, wenn in einer skandalisierenden, stigmatisierenden oder essenzialisierenden Art und Weise über bestimmte Regionen berichtet wird.

Natürlich weisen auch die Ergebnisse der vorliegenden Studie Limitationen hinsichtlich der Generalisierbarkeit auf. Wir haben rechtsgerichteten Autoritarismus im sozialen Kontext untersucht und dabei gefunden, dass sozial geteilte rechte Einstellungen des Kontexts die individuellen rechtsau-

toritären Tendenzen vorhersagen. Wir haben daraus geschlussfolgert, dass sich Individuen in ihrem Autoritarismus an den Kontext anpassen. Eine Alternativerklärung könnte sein, dass sich rechtsautoritäre Individuen selbst in eher rechtliche Kontexte selektieren bzw. gering rechtsautoritäre Individuen diese Kontexte verlassen. Die Selbstselektion würde dann bedeuten, dass sich Individuen *aufgrund* ihrer individuellen autoritären Disposition in Kontexten konzentrieren und so in zweiter Instanz der sozial geteilte rechtsgerichtete Autoritarismus im Kontext entsteht (in der aktuellen Studie kontextueller RWA). Diese Erklärung scheint jedoch aus drei Gründen weniger plausibel. Erstens haben wir in unseren Analysen den Einfluss des Kontexts auf die individuelle Ausprägung des RWA über die Zeit analysiert, was die Vorstellung der Sozialisation belegt. Zweitens kann eine solche Erklärung keine Auskunft darüber geben, anhand welchen Kriteriums sich Individuen mit hoher autoritärer Disposition überhaupt in einen Kontext zu selektieren beginnen. Drittens scheint diese Erklärung anhand der vorliegenden Daten weniger bedeutsam, da in der gesamten Stichprobe über die zwei Jahre der Datenerhebung nur 60 Personen einmal umgezogen sind, zwei Personen sind zweimal umgezogen.

Eine weitere Limitation könnte die Operationalisierung des sozialen Kontexts darstellen. In der vorliegenden Studie wurde anhand eines komplexen Datensatzes mit mehreren Messzeitpunkten ein aufwändiges Vorgehen gewählt, um den sozialen Kontext anhand zweier Operationalisierungen von Kontextvariablen zu untersuchen. Trotz des konvergenten Ergebnismusters können wir nicht abschließend beurteilen, ob die Operationalisierungen tatsächlich kontextuell sozial geteilte Einstellungen oder sozial geteilte Bedeutungssysteme des Kontexts repräsentieren. Was in einem Kontext tatsächlich beobachtet wird, welche Normen wie vermittelt werden und wann diese verhaltensrelevant für Individuen in diesem Kontext werden, ist schwer hinreichend zu operationalisieren und zu untersuchen. Die Suche nach der »richtigen« Operationalisierung und deren Kriterien ist gegenwärtig in der Diskussion (z. B. Calanchini et al., 2022) und kann deswegen noch nicht eindeutig geklärt werden.

Eine Kritik an der vorliegenden Studie könnte darüber hinaus lauten, dass sie keine direkten Erklärungen für gesellschaftliche Probleme wie Vorurteile liefert bzw. zu wenig praktische Implikationen enthält, da wir uns hier auf die empirische Modellierung individueller und kontextueller Determinanten von rechtsgerichtetem Autoritarismus konzentriert haben. Einer solchen Kritik möchten wir entschieden widersprechen. Rechtsgerichteter Autoritarismus ist in der Forschung über zahlreiche Studien und Kontexte hinweg als stabiler Prädiktor für eine Reihe sozialer Phänomene identifiziert worden. So sagt RWA unter anderem ethnische und nationale

Vorurteile (Sibley & Duckitt, 2008), Ethnozentrismus (Altemeyer, 1981), Einstellungen zu Bestrafung (Duckitt, 2009) und Sexismus (Austin & Jackson, 2019) vorher und ist negativ mit der Unterstützung demokratischer Werte assoziiert (Miklikowska, 2012), um nur einige Phänomene zu nennen, die mit rechtsgerichtetem Autoritarismus in Verbindung gebracht wurden. Angesichts dieser Folgen, die mit dem rechtsgerichteten Autoritarismus verbunden sind, ist es entsprechend sehr relevant, die Determinanten, vor allem die sozialen, zu untersuchen und zu verstehen, um Möglichkeiten der Intervention (siehe oben) entwickeln zu können.

Unsere Studie hat sich auf den Einfluss des sozialen Kontexts auf RWA fokussiert. Zukünftige Forschung sollte auch die Mediation zwischen sozialem Kontext, rechtsgerichtetem Autoritarismus und Phänomenen, die von RWA vorhergesagt werden, wie beispielsweise Vorurteilen, testen. Das heißt, zukünftige Forschung sollte die Frage stellen, inwieweit soziale Phänomene wie Vorurteile ebenfalls direkt durch den sozialen Kontext vorhergesagt werden oder ob rechtsgerichteter Autoritarismus die vermittelnde Variable zwischen sozialem Kontext und Vorurteilsäußerung ist. Dieser vermittelnde Effekt kann für eine Reihe von Phänomenen getestet werden, die mit rechtsgerichtetem Autoritarismus in Verbindung gebracht werden.

Abschließend halten wir fest, dass die vorliegende Studie konsistente Hinweise dafür aufweist, dass der individuelle RWA durch die Prävalenz konservativer Vorstellungen in dem Kontext, in dem die Individuen leben, beeinflusst wird. Dieser Einfluss kann autoritäre Tendenzen verstärken oder abschwächen. Das bedeutet, dass RWA nicht einfach festgelegt ist, etwa durch genetische Einflüsse (McCourt et al., 1999) oder frühe kindliche Erfahrungen (Adorno et al., 1950), sondern sich über das gesamte Leben der Individuen durch deren Anpassung an ihre jeweiligen sozialen Kontexte weiterentwickelt. Dies kann schließlich Hinweise darauf geben, wie mögliche Interventionen formuliert und gestaltet werden müssen, um autoritäre Tendenzen zu reduzieren.

Referenzen

- Adorno, T. W., Frenkel-Brunswik, E., Levinson, D. J., & Sanford, R. N. (1950). *The authoritarian personality*. New York: Harpers.
- Akrami, N., & Ekehammar, B. (2006). Right-wing authoritarianism and social dominance orientation: Their roots in Big-Five Personality Factors and facets. *Journal of Individual Differences*, 27(3), 117–126. <https://doi.org/10.1027/1614-0001.27.3.117>
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg, Canada: Manitoba Press.

- Altemeyer, B. (1988). *Enemies of freedom: Understanding right wing authoritarianism*. Jossey-Bass public administration series. San Francisco: Jossey-Bass.
- Altemeyer, B. (1996). *The authoritarian specter*. Harvard University Press.
- Asbrock, F., & Fritsche, I. (2013). Authoritarian reactions to terrorist threat: Who is being threatened, the me or the we? *International Journal of Psychology*, 48(1), 35–49. <https://doi.org/10.1080/00207594.2012.695075>
- Asbrock, F., Sibley, C. G., & Duckitt, J. (2010). Right-wing authoritarianism and social dominance orientation and the dimensions of generalized prejudice: A longitudinal test. *European Journal of Personality*, 24(4), 324–340. <https://doi.org/10.1002/per.746>
- Austin, D. E. J., & Jackson, M. (2019). Benevolent and hostile sexism differentially predicted by facets of right-wing authoritarianism and social dominance orientation. *Personality and Individual Differences*, 139, 34–38. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.11.002>
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M., & Schmidt, P. (2014). Die Kurzsкала Autoritarismus (KSA-3): Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen. *Zusammenstellung sozialwissenschaftlicher Items und Skalen (ZIS)*. <https://doi.org/10.6102/zis228>
- Bolesta, D., Azevedo, F., Bender, R., Bielejewski, A., Führer, J., Radewald, A., Weber, K., & Asbrock, F. (2023). *Datenhandbuch Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Erste bis vierte Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. <https://osf.io/7kum4/>, <https://doi.org/10.17605/osf.io/7kum4>
- Brune, A., Asbrock, F., & Sibley, C. G. (2016). Meet your neighbours. Authoritarians engage in intergroup contact when they have the opportunity. *Journal of Community & Applied Social Psychology*, 26(6), 567–580.
- Calanchini, J., Hehman, E., Ebert, T., Esposito, E., Simon, D., & Wilson, L. (2022). Regional Intergroup Bias. *Advances in Experimental Social Psychology*, 66, 281–337.
- Carroll, J. S., Perkowitz, W. T., Lurigio, A. J., & Weaver, F. M. (1987). Sentencing goals, causal attributions, ideology, and personality. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52(1), 107–118. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.1.107>
- Chater, N., & Loewenstein, G. (2023). The i-frame and the s-frame: How focusing on individual-level solutions has led behavioral public policy astray. *The Behavioral and Brain Sciences*, 46, e147. <https://doi.org/10.1017/S0140525X22002023>
- Christ, O., Schmid, K., Lollot, S., Swart, H., Stolle, D., Tausch, N., Ramiah, A. A., Wagner, U., Vertovec, S., & Hewstone, M. (2014). Contextual effect of positive intergroup contact on outgroup prejudice. *PNAS Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 111(11), 3996–4000. <https://doi.org/10.1073/pnas.1320901111>
- Christie, R., & Jahoda, M. (Hrsg.) (1954). *Studies in the scope and method of »The authoritarian personality«*. Glencoe, Ill.: Free Press.

- Cialdini, R. B., & Goldstein, N. J. (2004). Social influence: Compliance and conformity. *Annual Review of Psychology*, *55*, 591–621. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.55.090902.142015>
- Cialdini, R. B., Kallgren, C. A., & Reno, R. R. (1991). A focus theory of normative conduct: A theoretical refinement and reevaluation of the role of norms in human behavior. In *Advances in Experimental Social Psychology*, *24*, 201–234.
- Cialdini, R. B., Reno, R. R., & Kallgren, C. A. (1990). A focus theory of normative conduct: Recycling the concept of norms to reduce littering in public places. *Journal of Personality and Social Psychology*, *58*(6), 1015–1026. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.58.6.1015>
- Cohrs, J. C. (2013). Threat and authoritarianism: Some theoretical and methodological comments. *International Journal of Psychology*, *48*(1), 50–54.
- Cohrs, J. C., & Ibler, S. (2009). Authoritarianism, Threat, and Prejudice: An Analysis of Mediation and Moderation. *Basic and Applied Social Psychology*, *31*(1), 81–94. <https://doi.org/10.1080/01973530802659638>
- Costello, T. H., Bowes, S. M., Stevens, S. T., Waldman, I. D., Tasimi, A., & Lilienfeld, S. O. (2022). Clarifying the structure and nature of left-wing authoritarianism. *Journal of Personality and Social Psychology*, *122*(1), 135–170. <https://doi.org/10.1037/pspp0000341>
- Crandall, C. S., Miller, J. M., & White, M. H. (2018). Changing norms following the 2016 US presidential election: The Trump effect on prejudice. *Social Psychological and Personality Science*, *9*(2), 186–192.
- De Oliveira, P., Guimond, S., & Dambrun, M. (2012). Power and legitimizing ideologies in hierarchy-enhancing vs. hierarchy-attenuating environments. *Political Psychology*, *33*(6), 867–885. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2012.00909.x>
- Duckitt, J. (1989). Authoritarianism and group identification: A new view of an old construct. *Political Psychology*, *10*(1), 63–84. <https://doi.org/10.2307/3791588>
- Duckitt, J. (2001). A dual-process cognitive-motivational theory of ideology and prejudice. *Advances in Experimental Social Psychology*, *33*, 41–113.
- Duckitt, J. (2009). Punishment attitudes: Their social and psychological bases. In M. E. Oswald, S. Bieneck & J. Hupfeld-Heinemann (Hrsg.), *Social psychology of punishment of crime*. Chichester: Wiley-Blackwell, S. 75–92.
- Duckitt, J., & Fisher, K. (2003). The impact of social threat on world view and ideological attitudes. *Political Psychology*, *24*(1), 199–222. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00322>
- Ekehammar, B., Akrami, N., Gylje, M., & Zakrisson, I. (2004). What Matters Most to Prejudice: Big Five Personality, Social Dominance Orientation, or Right-Wing Authoritarianism? *European Journal of Personality*, *18*(6), 463–482. <https://doi.org/10.1002/per.526>
- Feldman, S., & Stenner, K. (1997). Perceived threat and authoritarianism. *Political Psychology*, *18*, 741–770.
- Fischer, R. (2009). Where is culture in cross cultural research? An outline of a multilevel research process for measuring culture as a shared meaning system.

- International Journal of Cross Cultural Management*, 9(1), 25–49. <https://doi.org/10.1177/1470595808101154>
- 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.
- Gatto, J., & Dambrun, M. (2012). Authoritarianism, social dominance, and prejudice among junior police officers: The role of the normative context. *Social Psychology*, 43(2), 61–66. <https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000081>
- Górska, P., Stefaniak, A., Lipowska, K., Malinowska, K., Skrodzka, M., & Marchlewska, M. (2022). Authoritarians go with the flow: Social norms moderate the link between right-wing authoritarianism and outgroup-directed attitudes. *Political Psychology*, 43(1), 131–152.
- Hastings, B. M., & Shaffer, B. A. (2005). Authoritarianism and Sociopolitical Attitudes in Response to Threats of Terror. *Psychological Reports*, 97(2), 623–630. <https://doi.org/10.2466/pr0.97.2.623-630>
- Hodson, G., & Dhont, K. (2015). The person-based nature of prejudice: Individual difference predictors of intergroup negativity. *European Review of Social Psychology*, 26(1), 1–42. <https://doi.org/10.1080/10463283.2015.1070018>
- Hogg, M. A., & Smith, J. R. (2007). Attitudes in social context: A social identity perspective. *European Review of Social Psychology*, 18, 89–131. <https://doi.org/10.1080/10463280701592070>
- Jost, J. T., Glaser, J., Kruglanski, A. W., & Sulloway, F. J. (2003). Political conservatism as motivated social cognition. *Psychological Bulletin*, 129(3), 339–375. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.129.3.339>
- Jugert, P., Cohrs, J. C., & Duckitt, J. (2009). Inter- and intrapersonal processes underlying authoritarianism: The role of social conformity and personal need for structure. *European Journal of Personality*, 23(7), 607–621. <https://doi.org/10.1002/per.735>
- Jung, J. H., & Tavits, M. (2021). Do referendum results change norm perceptions and personal opinions? *Electoral Studies*, 71, 102307.
- Kauff, M., Asbrock, F., Thörner, S., & Wagner, U. (2013). Side Effects of Multiculturalism: The Interaction Effect of a Multicultural Ideology and Authoritarianism on Prejudice and Diversity Beliefs. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39(3), 305–320. <https://doi.org/10.1177/0146167212473160>
- Kessler, T., & Cohrs, J. C. (2008). The evolution of authoritarian processes: Fostering cooperation in large-scale groups. *Group Dynamics. Theory, Research, and Practice*, 12(1), 73–84. <https://doi.org/10.1037/1089-2699.12.1.73>
- Kessler, T., & Mummendey, A. (2002). Sequential or parallel processes? A longitudinal field study concerning determinants of identity management strategies. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82, 75–88.
- Kievit, D. L., LaCosse, J., Mallinas, S. R., March, D. S., Kunstman, J. W., Zabel, K. L., Olson, M. A., & Plant, E. A. (2023). Changes in nonprejudiced motivations track shifts in the U.S. sociopolitical climate. *Group Processes & Inter-group Relations*, 26(5), 934–952. <https://doi.org/10.1177/13684302221089768>

- Lederer, G., & Schmidt, P. (1995) *Autoritarismus und Gesellschaft*. Opladen: Leske + Budrich.
- Levendusky, M. S., & Malhotra, N. (2016). (Mis)perceptions of partisan polarization in the American public. *Public Opinion Quarterly*, *80*(S1), 378–391.
- Ludeke, S. G., & Krueger, R. F. (2013). Authoritarianism as a personality trait: Evidence from a longitudinal behavior genetic study. *Personality and Individual Differences*, *55*(5), 480–484. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.04.015>
- McCourt, K., Bouchard, T. J., Jr., Lykken, D. T., Tellegen, A., & Keyes, M. (1999). Authoritarianism revisited: Genetic and environmental influences examined in twins reared apart and together. *Personality and Individual Differences*, *27*(5), 985–1014. [https://doi.org/10.1016/S0191-8869\(99\)00048-3](https://doi.org/10.1016/S0191-8869(99)00048-3)
- McFarland, S. (2010). Authoritarianism, social dominance, and other roots of generalized prejudice. *Political Psychology*, *31*, 453–477. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2010.00765>
- Miklikowska, M. (2012). Psychological underpinnings of democracy: Empathy, authoritarianism, self-esteem, interpersonal trust, normative identity style, and openness to experience as predictors of support for democratic values. *Personality and Individual Differences*, *53*(5), 603–608. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.04.032>
- Montero-Zamora, P., Vos, S. R., Unger, J. B., Zeledon, I., Lee, R., Soto, D. W., . . . & Schwartz, S. J. (2023). Perceived negative political climate among Hispanic/Latino adolescents before and after the 2020 US presidential election: Associations with internalizing symptoms and substance use. *International Journal of Intercultural Relations*, *94*, 101790.
- Oesterreich, D. (2005). Flight into Security: A New Approach and Measure of the Authoritarian Personality. *Political Psychology*, *26*(2), 275–297. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2005.00418.x>
- Peterson, B. E., & Duncan, L. E. (1999). Authoritarianism of parents and offspring: Intergenerational politics and adjustment to college. *Journal of Research in Personality*, *33*(4), 494–513. <https://doi.org/10.1006/jrpe.1999.2260>
- Pettigrew, T. F. (1959). Regional differences in anti-Negro prejudice. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, *59*(1), 28–36. <https://doi.org/10.1037/h0047133>
- Roets, A., Au, E. W. M., & Van Hiel, A. (2015). Can authoritarianism lead to greater liking of out-groups? The intriguing case of Singapore. *Psychological Science*, *26*(12), 1972–1974. <https://doi.org/10.1177/0956797615605271>
- Sibley, C. G., & Duckitt, J. (2008). Personality and prejudice: A meta-analysis and theoretical review. *Personality and Social Psychology Review*, *12*(3), 248–279. <https://doi.org/10.1177/1088868308319226>
- Smith, J. R. (2020). Group norms. In *Oxford research encyclopaedia of psychology*. <https://doi.org/10.1093/acrefore/9780190236557.013.453>
- Smith, J. R., & Hogg, M. A. (2008). Social identity and attitudes. In W. D. Crano & R. Prislin (Hrsg.), *Attitudes and attitude change* (S. 337–360). New York: Psychology Press.

- Stellmacher, J., & Petzel, T. (2005). Authoritarianism as a Group Phenomenon. *Political Psychology*, 26(2), 245–274. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2005.00417.x>
- Tankard, M. E., & Paluck, E. L. (2017). The effect of a Supreme Court decision regarding gay marriage on social norms and personal attitudes. *Psychological Science*, 28(9), 1334–1344.
- Titus, H. E., & Hollander, E. P. (1957). The California F scale in psychological research: 1950–1955. *Psychological Bulletin*, 54(1), 47–64. <https://doi.org/10.1037/h0045591>
- Turner, J. C., & Oakes, P. J. (1986). The significance of the social identity concept for social psychology with reference to individualism, interactionism and social influence. *British Journal of Social Psychology*, 25(3), 237–252. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8309.1986.tb00732.x>
- Van Assche, J., Roets, A., De keersmaecker, J., & Van Hiel, A. (2017). The mobilizing effect of right-wing ideological climates: Cross-level interaction effects on different types of outgroup attitudes. *Political Psychology*, 38(5), 757–776. <https://doi.org/10.1111/pops.12359>
- Verkuyten, M., & Hagendoorn, L. (1998). Prejudice and self-categorization: The variable role of authoritarianism and in-group stereotypes. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24(1), 99–110. <https://doi.org/10.1177/0146167298241008>
- Wagner, U., Christ, O., Pettigrew, T. F., Stellmacher, J., & Wolf, C. (2006). Prejudice And Minority Proportion: Contact Instead Of Threat Effects. *Social Psychology Quarterly*, 69(4), 380–390. <https://doi.org/10.1177/019027250606900406>

Zur Struktur des Zusammenhangs von Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit

Eva Groß, Stefanie Kemme, Joachim Häfele und Jasper Bendler

Abstract:

Während zum Zusammenhang zwischen Kriminalitätsfurcht und Punitivität seit einigen Jahren zahlreiche Studien vorliegen und die Beziehung zwischen diesen beiden kriminologisch relevanten Konstrukten als relativ gut erforscht gelten kann, gibt es deutlich weniger Arbeiten, die diese beiden Faktoren in einen direkten Zusammenhang mit Fremdenfeindlichkeit stellen. Eine noch größere Forschungslücke ist hinsichtlich eines trivariaten Zusammenhangs zwischen Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit zu konstatieren. Diese Lücke wird noch größer, wenn die Verwendung von Längsschnittpaneldaten als Grundlage für die Analyse von (kausalen) Effekten gefordert wird. Dieser Beitrag schließt diese Lücke, indem unter Verwendung des Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen erstmals für Deutschland die Trias der drei Konstrukte längsschnittlich miteinander in Zusammenhang gebracht wird. Die Ergebnisse des verwendeten Cross-Lagged-Panel-Modells sprechen insbesondere für eine starke wechselseitige Beeinflussung von Punitivität und Fremdenfeindlichkeit. Die Kriminalitätsfurcht steht ebenfalls in einem wechselseitigen Zusammenhang mit beiden Konstrukten, weist aber im Vergleich deutlich schwächere Effekte auf. Es kann also von einer insgesamt komplexen Wirkungsstruktur der Trias aus Kriminalitätsfurcht, Punitivität sowie Fremdenfeindlichkeit ausgegangen werden.

1. Einleitung

Lange Zeit erfolgte vor allem in der kriminologischen Literatur die wissenschaftliche Auseinandersetzung mit Kriminalitätsfurcht und Punitivität bzw. Strafbedürfnissen und weitgehend getrennt davon in der sozialpsychologischen Literatur jene mit Vorurteilen, Stereotypen und der sogenannten ›Fremdenfeindlichkeit‹, also der Abwertung von als fremd gelesenen Menschen (Hirtenlehner et al., 2016). Schon früh gab es zahlreiche Belege für

eine enge Verknüpfung zwischen Kriminalitätsfurcht und Punitivität (bspw. Langworthy & Whitehead, 1986). Hingegen wurde erst relativ spät damit begonnen, der Frage nach der Verbindung zwischen Kriminalitätsfurcht und Fremdenfeindlichkeit nachzugehen (bspw. Fitzgerald et al., 2012; Keller, 2007). Mit ihrem Beitrag »Fremdenfeindlichkeit, Straflust und Furcht vor Kriminalität« betreten Hirtenlehner, Groß und Meinert (2016), angelehnt an Robert (2005), der von der Trias dieser drei Konstrukte spricht, in der deutschsprachigen Kriminologie Neuland; sie entwickelten unter Zusammenführung von Wissensbeständen der Vorurteilsforschung mit Erkenntnissen der Kriminologie ein integratives Erklärungsmodell, das anhand von Befragungsdaten aus Österreich empirisch geprüft wurde. Auf der Basis der Generalisierungsthese wird argumentiert, dass Abstiegsängste und tiefgehende Sorgen um den eigenen Wohlstand »den Nährboden bilden, auf dem Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit gedeihen« können (Hirtenlehner & Groß, 2018). Wenn insbesondere junge männliche ›Ausländer‹ von der autochthonen Bevölkerung als Personifizierung des Straftäters und Migranten als Sinnbild für Kriminalität wahrgenommen werden (Farrall et al., 2009), muss, analog zur Allianz zwischen Kriminalitätsfurcht und Fremdenfeindlichkeit, auch eine Parallelität von Fremdenfeindlichkeit und Strafbedürfnis vermutet werden (Hirtenlehner et al., 2016). Das Zusammenführen dieser Konstrukte in Deutschland erzeugte kritische Stimmen und wurde als Teil einer ›politisierten Kriminologie‹ betrachtet (Sohn, 2019). Längst konnten jedoch Effekte von Fremdenfeindlichkeit auf Punitivität nachgewiesen werden (Dambrun, 2007; King & Wheelock 2007; Lappi-Seppälä, 2013; Johnson, 2001, 2008; Ousey & Unnever, 2012; Unnever & Cullen, 2010), sodass an der Verbindung dieser drei Konstrukte wissenschaftlich keine Zweifel mehr bestehen. Wissenslücken bestehen jedoch dahingehend, dass einerseits bis heute kaum Arbeiten vorliegen, die mit allen drei Konstrukten simultan operieren, und dass es andererseits kaum Arbeiten mit einer längsschnittlichen Datenbasis gibt, sodass die Kausalstruktur der Konstrukte zueinander nicht geklärt ist. Ist Fremdenfeindlichkeit das Resultat vorhergehender kriminalitätsbezogener Unsicherheitsgefühle? Oder sind fremdenfeindliche Haltungen die Ursache für vermehrte Kriminalitätsfurcht? Sind erhöhte Strafbedürfnisse eine Folge der fremdenfeindlichen Einstellungen oder vice versa? Die vorliegende Analyse möchte einen Beitrag zur Schließung dieser Forschungslücke leisten.

Mit den Daten von drei Wellen des Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS) werden dazu erstmalig in Deutschland kausale Verknüpfungen überprüft. Um die Kausalität in der Effektstruktur auf Individualebene zu untersuchen, wird auf ein Crossed-

Lagged-Panel-Modell zurückgegriffen. Zuvor werden die Konstrukte Punitivität und Kriminalitätsfurcht sowie ihre empirischen Zusammenhänge mit Fremdenfeindlichkeit erläutert.

2. Theoretischer Hintergrund

Punitivität

Punitivität ist ein höchst komplexes Konstrukt, sodass im vorliegenden Beitrag weder die Heterogenität seiner Erfassung noch alle bisher in der Literatur diskutierten Erklärungen für Punitivität abschließend dargestellt werden können. In der Punitivität der Bevölkerung spiegeln sich die individuellen Strafeinstellungen wider, die hinsichtlich der Reaktionen auf Normübertretungen vorherrschen, woraus sich ableiten lässt, wie aus Sicht der Bevölkerung dieses abweichende Verhalten sanktioniert werden sollte (Kempe & Doering, 2015). Häufig findet die Definition von Lautmann et al. (2004, S. 10) Verwendung. Ihr zufolge misst Punitivität auf der individuellen Ebene »die Tendenz, vergeltende Sanktionen vorzuziehen und versöhnende zu vernachlässigen«. Obwohl die Heterogenität der Erfassung von Punitivität beanstandet wird (bspw. Adriaenssen & Aertsen, 2015; Armbrorst, 2014; Kempe et al., 2014; Simonson, 2009; Suhling et al., 2005), wurde in Deutschland in vielen Befragungsstudien aufgrund ihrer guten Reliabilität eine Skala aus vier Items verwendet (Baier et al., 2017, 2011; Bolesta et al., 2023b), die auch in der vorliegenden Untersuchung verwendet wird.

Relativ einheitlich zeigen empirische Studien, dass Personen mit höherem Bildungsniveau weniger punitiv sind (vgl. Baier et al., 2011, 2017; Dowler, 2003; Payne et al., 2004; Roberts & Indermaur, 2007; Windzio et al., 2007). In deutschlandweiten Befragungen handelt es sich darüber hinaus um ein verlässliches Ergebnis, dass Befragte aus den neuen Bundesländern eine höhere Punitivität aufweisen (vgl. Baier et al. 2011, 2017). Heterogen sind die Befunde bezüglich des Alters (keine Unterschiede: Baier et al. 2017; Kühnrich & Kania, 2005; mit zunehmendem Alter punitiver: Pfeiffer et al., 2005; Windzio et al., 2007, S. 58) und des Geschlechts (keine Unterschiede: Adriaenssen & Aertsen, 2015; Baier et al., 2011, 2017; Männer punitiver: Kühnrich & Kania, 2005; Langworthy & Whitehead, 1986; Pfeiffer et al., 2005).

Zur Erklärung der Punitivität gibt es eine Reihe von Ansätzen mit ganz unterschiedlichen Perspektiven auf Punitivität. Es wird einerseits angenommen, dass Punitivität eine der Persönlichkeit inhärente, relativ stabile, ab-

strakte und situationsübergreifende Einstellung ist. Daher erweisen sich unter den psychologischen Bedingungsfaktoren der individuellen Punitivität vor allem konservative und autoritäre Einstellungen wie auch Persönlichkeitsdispositionen als bedeutsam. Danach stehen soziale Identität, soziale Dominanzorientierung, Attributionsmuster, Normen und Werte in einem positiven Zusammenhang mit der Einstellung zur Strafhärte (bspw. Carroll et al., 1987; Cullen et al., 1985; Cochran & Piquero, 2011; Soss et al., 2003; Skitka & Tetlock, 1993; Tyler & Boeckmann, 1997). Diese theoretische Grundlage erklärt bspw. auch, wie Gewalterfahrungen in der Kindheit mit der persönlichen Einstellung zur Strafe im Laufe der Sozialisation in Verbindung stehen, sodass sich Punitivität zu einem relativ stabilen sozialen Wert im späteren Leben entwickeln kann (Kemme et al., 2014). Auch Emotionen spielen eine besondere Rolle (Hartnagel & Templeton, 2012). So zeigte sich, dass Wut einen signifikanten Effekt auf das Strafbedürfnis hat (Goldberg et al., 1999; Hartnagel & Templeton, 2012; Lerner et al., 1998).

Andere Ansätze sehen Punitivität als weniger stabil und durch soziale Einflüsse wandelbar an. Hierbei wurde schon früh zwischen instrumentellen und expressiven Ansätzen unterschieden (D'Anjou et al., 1978). Instrumentell meint, dass in harten Strafen die Möglichkeit gesehen wird, Kriminalität zu kontrollieren und Verbrechen zu verhindern (Unnever & Cullen, 2010). Expressive Ansätze stellen vielfältige Bedrohungsgefühle in der Gesellschaft in den Vordergrund, sodass Existenz-, Status- oder Abstiegängste in eine gesteigerte symbolische Strafbereitschaft münden (bspw. King & Maruna, 2009; Van Marle & Maruna, 2012). Hirtenlehner et al. (2016) formulieren einen integrativen Ansatz, der expressive und instrumentelle Motive vereint.

Unnever und Cullen (2010) identifizieren aus der Literatur drei Modelle zur Erklärung von Punitivität. Das erste Modell (»escalating crime-distrust model«) fokussiert auf Wahrnehmungen zunehmender Kriminalitätsraten und Vertrauensverlust in öffentliche Institutionen (Garland, 2001; Simon, 2007; Zimring, 2001). Hohe Strafen sollen aus instrumenteller Perspektive Sicherheit wiederherstellen und Kriminalität reduzieren. Es wurden signifikante Zusammenhänge zwischen Punitivität und subjektiv wahrgenommener Kriminalitätsentwicklung gefunden (vgl. Baier et al., 2011, 2016, 2017; Costelloe et al., 2009; Hogan et al., 2005; Pfeiffer et al. 2005; Stinchcombe et al., 1980; Wilmers et al., 2002; Unnever & Cullen, 2010). Die abnehmende Punitivität in den KFN-Befragungen 2004 bis 2014 (vgl. Baier et al., 2011, 2017) konnte unter anderem durch den Rückgang der subjektiven Einschätzung der Kriminalitätsentwicklung erklärt werden.

Eine zweite Sichtweise, die von Unnever und Cullen (2010) »the moral decline model« genannt wird, fokussiert auf soziale Ängste und ein Gefühl

des moralischen Verfalls. Nach Tyler und Boeckmann (1997) fordern Menschen, die sich der Stabilität von Moral und Werten in der Gesellschaft am unsichersten sind, harte Bestrafungen. Sinnvoll ist, zwischen sozialer Besorgnis einerseits und individueller Furcht vor Kriminalität andererseits zu unterscheiden. Der Kriminalitätsfurcht wird eine zentrale Rolle bei der Erklärung punitiver Einstellungen zugesprochen (Armborst 2014; Baier et al., 2011, 2017). Auch dieser Ansatz betrachtet Punitivität aus einer instrumentellen Perspektive, denn Kriminalitätsfurcht führt zu einem erhöhten Bedarf an Bestrafung, weil Menschen sich selbst und andere schützen und das Risiko der Viktimisierung verringern möchten (Tyler & Weber, 1982; Tyler & Boeckman, 1997). Empirische nationale und internationale Studien weisen als stabilen Befund nach, dass eine hohe persönliche Furcht vor Kriminalität mit der Forderung nach härteren Strafen einhergeht (Hartnagel & Templeton, 2012; Kühnrich & Kania, 2005; Langworthy & Whitehead, 1986; Pfeiffer et al., 2005; Windzio et al., 2007), wobei dieser Zusammenhang in Abhängigkeit von anderen Merkmalen wie z. B. Alter und Bildung deutlich schwanken und sogar in seiner Wirkung umschlagen kann (Armborst 2014). Viktimisierungserfahrungen erweisen sich dagegen als äußerst schwacher und nicht relevanter Prädiktor der Punitivität (Kemme & Doring, 2015). Jedoch werden die personale Kriminalitätsfurcht als auch die subjektiv wahrgenommene Kriminalitätsentwicklung und die Punitivität, in Einklang mit dem Soziale-Probleme-Ansatz, durch den individuellen Medienkonsum beeinflusst (Hanslmaier & Kemme, 2011; Pfeiffer et al., 2005; Windzio et al., 2007).

Ein drittes von Unnever und Cullen (2010) für die amerikanische Gesellschaft identifiziertes Modell fokussiert auf Ressentiments gegenüber Schwarzen, Vorurteile und Rassismus. Arbeiten belegen dabei den Zusammenhang zwischen Rassismus und einem hohen Strafbedürfnis (Brown & Socia, 2017; Dambrun, 2007; King & Wheelock, 2007; Ousey & Unnever, 2012; Pickett & Chiricos, 2012; Unnever, 2008; Unnever et al., 2008; Unnever & Cullen, 2010). Allerdings konnten Rassenstereotype in einigen Arbeiten nicht mit punitiven Einstellungen in Verbindung gebracht werden (Brown & Socia, 2017; Unnever & Cullen, 2010). Im deutschsprachigen Raum wurde das Verhältnis von Fremdenfeindlichkeit und Punitivität bisher kaum thematisiert.

Eine Längsschnittbefragung des KFN 2004 und 2006 kam zu dem Ergebnis, dass zwischen Punitivität und dem kriminalitätsbezogenen Schutz- und Vermeidungsverhalten sowie zwischen Punitivität und der Kriminalitätseinschätzung ein reziprokes Verhältnis besteht (Baier et al., 2011). In welchem Verhältnis die bestimmenden Variablen der beiden letzten Modelle, also Kriminalitätsfurcht und Rassismus bzw. Fremdenfeindlichkeit

zueinander und zu Punitivität stehen, ist bisher ebenso wenig ausreichend geklärt wie das Ursache-Wirkungs-Verhältnis dieser Faktoren.

Kriminalitätsfurcht

Das Konstrukt Kriminalitätsfurcht (KF) zählt weltweit zu den am meisten untersuchten furcht- oder angstbezogenen Phänomenen. In der kriminologischen, soziologischen und psychologischen Forschung zu Kriminalitätsfurcht und ihren Determinanten lässt sich zunächst eine soziale und eine personale Dimension von KF unterscheiden (Boers, 1991, 2002). Während die soziale KF typischerweise in Dimensionen von sozialen (gesellschaftlichen oder politischen) Problemen (in der Wohngegend, dem Stadtteil oder der Gesamtgesellschaft) erfasst wird (z. B. Sorgen über die Kriminalitätsentwicklung, Vertrauen in sicherheitsrelevante Institutionen), stehen in der kriminologischen Forschung persönliche Dimensionen der Furcht vor und Einstellungen zu Kriminalität im Zentrum der Aufmerksamkeit (z. B. Boers, 1991, 2003; Boers & Kurz, 1997). In Anlehnung an die sozialpsychologische Einstellungsforschung hat sich bereits mit Beginn einer verstärkten empirischen Erforschung der KF im deutschsprachigen Raum Anfang der 1990er Jahre eine Unterteilung der KF in drei unterschiedliche Ebenen (affektiv, kognitiv und konativ) etabliert (z. B. Ajzen & Fishbein, 1980; Skogan, 1993; Gabriel & Greve, 2003). Damit stehen Gefühle, Gedanken und Verhaltensweisen im Fokus, die sich auf die subjektiv empfundene Bedrohung, Opfer von Kriminalität zu werden, beziehen (z. B. Jackson & Gouseti, 2013).

Die affektive (emotionale) Dimension betrifft das persönlich empfundene Bedrohungspotenzial durch Kriminalität und spiegelt damit das kriminalitätsbezogene Unsicherheitsgefühl wider (z. B. Häfele, 2013a). In Anlehnung an die innerhalb der Furchtforschung häufig zitierte Definition von Ferraro (1995) kann die affektive Dimension der KF als eine emotionale Reaktion der Angst vor Verbrechen oder Symbolen bezeichnet werden, die eine Person mit Kriminalität assoziiert. Nicht selten wird diese affektive Dimension der KF als die *eigentliche* KF betrachtet (Häfele, 2013a).¹ Zur Messung der affektiven Dimension der KF wird international nach wie vor

1 Als eine weitere (affektive) Dimension der KF wird in der Literatur teilweise auch eine *empathische* Dimension als Furcht, Ärger oder Sorge darüber, dass eine Bezugsperson Opfer von Kriminalität wurde, aufgeführt, wobei entsprechende Untersuchungen zu dieser Dimension bislang relativ selten sind (z. B. Vanderveen, 2006, S. 43).

häufig auf den sogenannten Standardindikator zurückgegriffen (z. B. »Wie sicher/unsicher fühlen Sie sich bei Dunkelheit in Ihrem Stadtteil?«). Inzwischen besteht jedoch Einigkeit darüber, dass eine differenziertere Messung kriminalitätsbezogener Unsicherheitsgefühle deliktspezifische Messungen erfordert (z. B. Hirtenlehner & Hummelsheim, 2015). Entsprechend wird die affektive Dimension neben dem räumlichen Unsicherheitsgefühl (Standarditem) inzwischen häufig auch deliktspezifisch erfasst (z. B. Baier et al., 2011; Jackson & Gray, 2010).² Die zweite (kognitive) Dimension bezieht sich auf die persönliche Einschätzung der Wahrscheinlichkeit, in Zukunft (z. B. in den nächsten 12 Monaten) viktimisiert zu werden, bzw. auf das subjektiv perzipierte Viktimisierungsrisiko (Risikoperzeption). Die dritte (konative) Dimension bezieht sich auf die Konsequenzen, die Kriminalität bzw. eine mögliche Opferwerdung für das individuelle Handeln hat. Angesprochen wird hier das individuelle Schutzverhalten, etwa der Einsatz von Alarmanlagen, Beleuchtungssystemen etc. sowie Vermeidehandlungen von Personen, z. B. die Meidung von bestimmten Orten und/oder Personen, die persönlich und/oder im Rahmen von bestimmten Sicherheitsdiskursen als besonders risikoreich oder gefährlich eingestuft werden (z. B. Häfele, 2013a, 2017).

Die Annahme, dass diese drei Dimensionen unterschiedliche Komponenten der Furcht vor (affektiv) und der Einstellung zu (kognitiv, konativ) Kriminalität erfassen, die jedoch hoch korrelieren, ist inzwischen weit verbreitet und konnte häufig empirisch belegt werden (z. B. Jackson & Gouseti 2013; Häfele, 2013a, 2013b; Wyant, 2008; Hohage, 2004; La-Grange et al., 1992). Einigkeit besteht auch darüber, dass das Konstrukt KF ein sehr komplexes Phänomen darstellt, das ganz unterschiedliche Formen und Auswirkungen kriminalitätsbezogener Unsicherheitsgefühle umfasst. Entsprechend existiert inzwischen eine Vielzahl von Erklärungsansätzen (z. B. Viktimisierungsansatz, Desintegrationsansatz, Soziale-Probleme-Ansatz, Soziale-Kontrolle-Ansatz), auf deren Grundlage zahlreiche Bestim-

2 Die bislang einzige für Deutschland vorliegende Langzeitbefragung zum kriminalitätsbezogenen Unsicherheitsgefühl zeigt seit bereits 30 Jahren einen Abwärtstrend. Aktuell nimmt die KF den letzten Platz bei den Ängsten der Deutschen ein. Ganz vorne stehen insbesondere ökonomische Ängste, wie die Angst vor steigenden Lebenshaltungskosten (Platz 1) und die Angst vor unbezahlbarem Wohnraum (Platz 2). Dennoch berichtet aktuell immer noch jede:r fünfte Bürger:in von Angst vor Kriminalität (R+V Versicherung 2023). R+V-Messung: »Ich habe sehr große Angst davor, dass ich Opfer einer Straftat werden« (1 = »Ich habe gar keine Angst« bis 7 = »Ich habe sehr große Angst«). Die Werte 5, 6, und 7 wurden zusammengefasst.

mungsfaktoren auf individueller, sozialer und räumlicher bzw. kontextueller Ebene nachgewiesen werden konnten (Häfele, 2013a, S. 47 ff.).

Besonders viel Aufmerksamkeit erregten in den vergangenen Jahren die Generalisierungsthese (z. B. Häfele 2013a; Hirtenlehner, 2006; Sessar, 1997, 2008), die Ethnische-Heterogenitäts-These (z. B. Häfele, 2013a; Hirtenlehner & Groß, 2018; Oberwittler et al., 2017), die Gruppenbedrohungsthese (z. B. Küpper et al., 2016) und die Anomie-These (z. B. Hirtenlehner & Groß, 2018). Die *Generalisierungsthese* betrachtet KF nur als eine Facette eines allgemeinen sozialen und ökonomischen bzw. globalen Unsicherheitsgefühls. Damit werden kriminalitätsbezogene Unsicherheitsgefühle herausgelöst aus ihrem klassischerweise sehr engen Bezug zu strafrechtlich relevanten Ereignissen und in einen größeren Zusammenhang sozialer Problemdimensionen gestellt. Diese »allgemeinen Lebensängste« (Hirtenlehner, 2006), die häufig als Folgeerscheinungen post- oder spätmoderner gesellschaftlicher Transformationsprozesse (z. B. Individualisierung, Globalisierung) beschrieben wurden, werden auf Kriminalität bzw. das, was für Kriminalität gehalten wird, projiziert und damit artikulier- bzw. kommunizierbar gemacht (Häfele, 2013a, S. 51)³. Die *Ethnische-Heterogenitäts-These* besagt, dass die Wahrnehmung von als fremd gelesenen Personen und Handlungen bzw. das Zusammenleben mit als fremd wahrgenommenen Menschen Bedrohungsgefühle auslöst, die sich in einer fremdheitsbezogenen KF niederschlagen. Damit stellt die Ethnische-Heterogenitäts-These die Gegenhypothese zur Kontakthypothese dar. Die *Gruppenbedrohungsthese* postuliert einen Anstieg der KF durch Konkurrenzperzeptionen, z. B. um Wohnraum und soziale Leistungen. Die *Anomie-These* betrachtet gesellschaftliche Umbrüche und die daraus resultierende Orientierungslosigkeit (z. B. der Wegfall von ehemals als sicher empfundenen Erwerbsbiografien) als Auslöser der KF. Hier offenbart sich eine deutliche Parallele zur Generalisierungs- sowie zur Ethnische-Heterogenitäts-These, indem der (unerwünschte) Fremde als Symbol- bzw. Projektionsfigur einer unerwünschten Veränderung der eigenen Lebenswelt dient. Aktuellere Studien konnten zeigen, dass die KF in einer engen Verbindung steht mit Autoritarismus, sozialer Dominanzorientierung, Verschwörungserzählungen und dem Glauben an eine gefährliche Welt (Bolesta & Führer, 2022), Xenophobie (Groß et al., 2022), sozialer Intoleranz (Häfele, 2020)

3 Derartige intrapsychische Prozesse der Chiffrierung abstrakter und nur schwer artikulierbarer sozialer und ökonomischer Ängste werden verstärkt durch entsprechende politische und mediale Thematisierungen von Kriminalität und innerer Sicherheit (aktuell z. B. das Thema »Ausländerkriminalität«), womit sich eine deutliche Parallele zum Sozialer-Probleme-Ansatz zeigt (ebd.).

sowie der Präferenz rechter Parteien (Groß et al., 2022), womit sich das besonders demokratiefeindliche Potenzial der KF und die Notwendigkeit der kontinuierlichen Erforschung ihrer Ursachen und Folgen offenbart.

Trias: Fremdheitsfeindlichkeit⁴, Kriminalitätsfurcht und Punitivität

Kriminalitätsbezogene Unsicherheitsgefühle, ausgeprägte Straflust oder Punitivität und Fremdheitsfeindlichkeit stehen in einem mittlerweile empirisch mehrfach nachgewiesenen Zusammenhang mit sozialen, politischen und ökonomischen Umwälzungen, Krisen und daraus resultierenden diffusen Modernisierungs- und Existenzängsten (Hirtenlehner, 2006; Hirtenlehner & Farrall, 2012; King & Maruna, 2009; Van Marle & Maruna, 2012; Hüpping, 2006; Mansel et al., 2006; Zick et al., 2023). Gegenwärtige westliche Gesellschaften stehen im Einfluss von multiplen Krisendynamiken, die auch als Poly- oder Mehrfachkrisen bezeichnet werden (Zick & Sandal-Önal, 2023). Solche multiplen Krisenerfahrungen führen zu Verunsicherungen und Gefühlen von Kontrollverlusten (ebd.). Frankenberg und Heitmeyer (2022) sprechen in diesem Zusammenhang von entsicherten Zeiten, die auch immer einen Nährboden für autoritäre Bestrebungen bieten, da diese Ordnung und Stabilität in instabilen Zeiten versprechen. Wie sich auch empirisch zeigen lässt, machen solche gefühlten Krisenerfahrungen und die damit verbundenen Entsicherungen Menschen auch in der Mitte der Gesellschaft anfällig, ins Autoritäre und Illiberale zu driften (z. B. Groß et al., 2023). Entsprechend konnte die letzte Mitte-Studie aus dem Jahr 2023 anhand von repräsentativen Bevölkerungszahlen ein gesamtgesellschaftliches Klima empirisch nachzeichnen, das sich in erheblichem Maß durch krisenhafte Entsicherungen, Einsamkeit, Distanzierungen von demokratischen Institutionen und einen (libertären) Autoritarismus charakteri-

4 Der Begriff Fremdheitsfeindlichkeit wird in diesem Abschnitt wie auch in unseren folgenden Analysen synonym für Fremdenfeindlichkeit genutzt, anders als bei der bisherigen Vorstellung des Forschungsstandes, worin entsprechend der bestehenden Literatur der Begriff Fremdenfeindlichkeit genutzt wurde. Der Begriff Fremdfeindlichkeit wurde mittlerweile vielfach kritisiert aufgrund seiner impliziten Fremdheitszuschreibung den Personen gegenüber, die als fremd gelesen und abgewertet werden, auch wenn sie z. B. in Deutschland geboren wurden und daher gar nicht fremd sind; mit dem Begriff Fremdheitsfeindlichkeit soll diese Kritik aufgenommen werden, zumal hier die Fremdheitszuschreibung an Personen deutlich weniger implizit in der Begrifflichkeit mitschwingt, sondern vielmehr darauf abgestellt wird, dass es die wahrgenommene Fremdheit an sich ist, unabhängig von spezifischen Personen, die zur Abwertung führt.

sieren lässt. Parallel dazu verzeichnet die Studie einen signifikanten Anstieg an rechtsextremen, darunter auch fremdheitsfeindlichen Einstellungen in der deutschen Mehrheitsgesellschaft für das Jahr 2022/23 im Vergleich zu den Vorjahren. Entsprechend der Annahme, dass diese krisenhaften gesellschaftlichen Entwicklungen auch mit erhöhten Strafbedürfnissen und kriminalitätsbezogenen Unsicherheitsgefühlen im Zusammenhang stehen, konnten Hirtenlehner et al. (2016) empirisch nachzeichnen, dass sowohl Fremdheitsfeindlichkeit als auch Kriminalitätsfurcht und Straflust nur im Kontext allgemeinerer Zukunfts- und Abstiegsängste angemessen zu verstehen sind. Zudem konnte in dieser Studie gezeigt werden, wie eng die drei Empfindungen miteinander verknüpft sind, nahezu blickdicht, wie ein Syndrom oder eine Trias.

Als eine Trias bezeichnete diese enge Verknüpfung erstmals Robert (2005). Konkret spricht Robert (2005, S. 73) von der Trias aus Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Xenophobie, worin Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht und Straflust in den spätmodernen Gegenwartsgesellschaften des Westens sehr häufig im Trio auftreten. Über den Konnex ›Ausländer‹, Kriminalität und Bestrafung kann in Zeiten der Verunsicherung und Konkurrenz um knappe Ressourcen ein solches Einstellungssyndrom mobilisiert werden, das sich nur allzu leicht für menschenfeindliche, populistische und symbolische Politiken instrumentalisieren und missbrauchen lässt (Hirtenlehner et al., 2016). Umso mehr erstaunt es, dass die Verbindungslinien zwischen feindseligen Haltungen gegenüber Menschen mit Migrationsgeschichte einerseits und Kriminalitätsfurcht bzw. Punitivität andererseits von wissenschaftlicher Seite her vergleichsweise wenig Beachtung finden. Im Kontrast zur faktischen Bedeutung der Verwobenheit einer Ablehnung alles Fremden mit den auf Kriminalität und Strafe gerichteten Einstellungen erfolgte die wissenschaftliche Bearbeitung der beiden Einstellungsfelder bislang weitgehend isoliert in getrennten Diskursen.

Die enge Verknüpfung der genannten Größen blieb damit überwiegend ausgeblendet. Diese Verbindungslinien und Forschungslücke aufgreifend, zeigten Hirtenlehner et al. (2016) in einer der wenigen Studien zum Thema, wie autoritäre Reaktionen auf Unsicherheit und Bedrohung eine vermittelnde Rolle in der Genese der Trias spielen: Wenn Ressourcen, Status und Stellung prekär werden, dann flüchten Menschen sich zunehmend in den Schutz simpler, Orientierung und Sicherheit versprechender Ideen (Autoritarismus). Eine mitunter daraus resultierende Ablehnung alles als fremd Gelesenen und der Wunsch (vermeintlich ausländische) Verbrecher möglichst hart zu bestrafen, offenbarten sich in dieser Analyse als eng verknüpft mit sozialen Krisenerfahrungen, wie wir sie auch in der Gegenwart beobachten und erfahren. Eine besondere Erwähnung verdient der Befund,

dass ökonomische (und damit wohl auch andere existenzielle) Ängste nicht originär eigengesetzlich eine gehobene Straflust nach sich ziehen, sondern die Verbindung der beiden Konstrukte über eine Reihe zwischengeschalteter Größen zustande kommt. Eine führende Stellung nehmen dabei auf Zuwanderer fokussierte Konkurrenz- und Bedrohungsempfindungen sowie Ausweichbewegungen in autoritäre Einstellungen ein. Beide schüren aggressive Haltungen gegenüber Menschen mit sichtbarer Migrationsgeschichte, also Fremdheitsfeindlichkeit. Bestrafungswünsche brauchen ein Ziel in Form eines idealtypischen Straftäters – autoritäre Standpunkte, Resentiments gegen Fremdheit und eine überschießende Furcht vor Kriminalität ebnen der Konstruktion entsprechender ›Täterbilder‹ offenbar den Weg. Erst wenn das Stereotyp des ›kriminellen Ausländers‹ im Vorstellungshorizont der Bürger vorhanden ist, können sich intensiviertere Strafforderungen erfolgreich daraus ableiten.

Der beschriebenen Studie (Hirtenlehner et al., 2016) liegen allerdings lediglich Querschnittsdaten zugrunde. Die theoretisch angenommenen Kausalketten konnten daher empirisch nicht überprüft werden. Sehr deutlich wurde jedoch entsprechend der angenommenen Trias auch anhand der Querschnittsdaten, wie eng eine Fremdheitsfeindlichkeit mit beiden Konstrukten verknüpft ist, mit den kriminalitätsbezogenen Unsicherheitsgefühlen wie auch mit der Straflust. Die Zusammenhänge mit Fremdheitsfeindlichkeit sind dabei stärker als jene zwischen Punitivität und Kriminalitätsfurcht selbst. Auch bleibt selbst nach Kontrolle der Effekte von Kriminalitätsfurcht, Autoritarismus, Bedrohung/Konkurrenz durch vermeintlich Fremde und ökonomische Ängste ein starker und signifikanter Effekt der Fremdheitsfeindlichkeit auf die Straflust bestehen. Diese enge Verknüpfung zwischen der Abwertung sichtbarer ethnischer Minderheiten und erhöhten Strafforderungen indiziert dabei, dass die Bestrafungswünsche sich tatsächlich gegen Menschen mit sichtbarer Migrationsgeschichte richten und Letztere in Krisenzeiten zu einer Zielscheibe für Ausschließungsbestrebungen werden. Zudem wirft dieser sehr enge Konnex der Empfindungen innerhalb der Trias speziell mit der Fremdheitsfeindlichkeit Fragen nach den Kausalbeziehungen der Konstrukte untereinander auf, die bisher noch nicht empirisch quantitativ überprüft wurden. Der vorliegende Beitrag will diese Lücke füllen und prüft die Verbindungen innerhalb der Trias genauer und mit Blick auf ihre Kausalbeziehungen untereinander auf der Grundlage eines aktuellen Paneldatensatzes.

3. Empirische Studie

Daten

Für die Untersuchung der beschriebenen Trias zwischen Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht sowie Punitivität wird auf die Daten des *Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen* (PaWaKS) des Zentrums für kriminologische Forschung Sachsen e. V. zurückgegriffen (Bolesta et al. 2023b). Dabei werden insbesondere drei der bisher vorliegenden vier Panelwellen (Welle 1, Welle 2, Welle 4) für die Analyse herangezogen. Die einzelnen Panelwellen wurden dabei im Frühjahr 2022, im Herbst 2022 sowie im Herbst 2023 erhoben. Die Befragung weist in der ersten Welle ein n von 5174 Personen auf. Diese Stichprobengröße reduziert sich im Rahmen der üblichen Panelmortalität (vgl. bspw. Diekmann, 2016, S. 308–309) auf $n = 2654$ in Welle 2 und $n = 1134$ in Welle 4 (Bolesta et al., 2023b, S. 17–25).

Die Konstrukte der (affektiven) Kriminalitätsfurcht sowie der Punitivität sind in den PaWaKS-Daten mit jeweils mehreren Items und in allen vier Wellen enthalten. Erstere ist dabei durch neun Items erhoben worden, Letztere durch vier Items. Die affektive Kriminalitätsfurcht ist durch die Antworten auf die Frage nach der Furcht vor einzelnen Straftaten im vergangenen Jahr operationalisiert worden. Einbezogen wurden dabei Straftaten vom Wohnungseinbruch bis zum Identitätsdiebstahl (Items *kf_aff_1* bis *kf_aff_8*). Die Antworten sind auf einer 7-stufigen Likert-Skala von nie bis immer erhoben worden. Im Rahmen vorangegangener Analysen (insbesondere einer Betrachtung der Korrelationsmatrizen) der einzelnen Items sowie weiterführender theoretischer Überlegungen zum Bezugspunkt einzelner Items wurde eine Auswahl von fünf Items zur Messung der affektiven Kriminalitätsfurcht im Rahmen der Analyse des triadischen Zusammenhangs zwischen Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht sowie Punitivität getroffen (siehe Tabelle 1).

Die Punitivität ist durch insgesamt vier Items erhoben worden (*pun_1* bis *pun_4*). Aufgrund von Voranalysen, insbesondere der Betrachtung der jeweiligen Korrelationsmatrizen, wurde das vierte Item aus den weiteren Analysen ausgeschlossen. Die verbleibenden drei Items wurden auf einer 7-stufigen Likert-Skala von *Stimme überhaupt nicht zu* bis *Stimme voll und ganz zu* erhoben (siehe Tabelle 2).

Abschließend wurde die Fremdheitsfeindlichkeit über ein einziges Item erhoben: die positive (bzw. negative) Gefühlslage gegenüber Geflüchteten (*prejudice_1_6*). Die Messung ergibt einen Wert zwischen 0 und 100, wobei in den Originaldaten ein Wert von 0 *kalte oder negative* Gefühle gegenüber

Tabelle 1: Items affektive Kriminalitätsfurcht

Bitte geben Sie für die folgenden Straftaten an, wie häufig Sie sich im vergangenen Jahr davor gefürchtet haben. Im vergangenen Jahr habe ich mich davor gefürchtet, dass ...

kf_aff_1	In meine Wohnung eingebrochen werden könnte.
kf_aff_2	Ich außerhalb meiner Wohnung bestohlen werden könnte.
kf_aff_3	Ich körperlich angegriffen werden könnte.
kf_aff_4	Ich sexuell genötigt oder vergewaltigt werden könnte.
kf_aff_8	Meine digitale Identität (bspw. Zugangsdaten zu Online-Banking oder Mailpostfach) gestohlen werden könnte.

Tabelle 2: Items Punitivität

Wie beurteilen Sie die folgenden Aussagen?

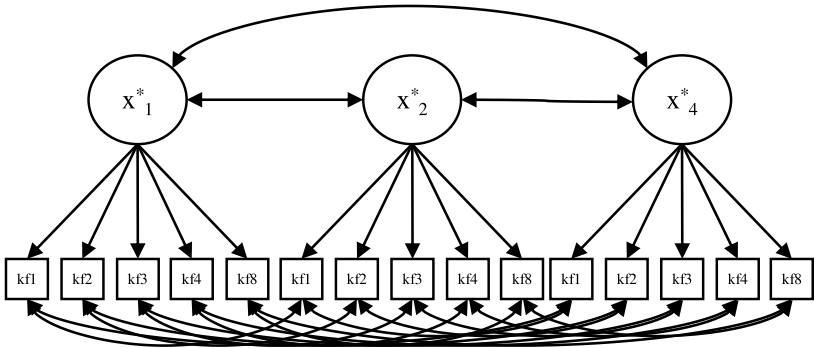
pun_1	Bei vielen Tätern hilft gegen erneute Straffälligkeit nur Abschreckung durch harte Strafen.
pun_2	Auf viele Straftaten sollte mit härteren Strafen reagiert werden als bisher.
pun_3	Harte Strafen sind notwendig, damit andere davon abgehalten werden, Straftaten zu begehen.

der jeweiligen Personengruppe ausdrückt und ein Wert von 100 *warme oder positive* Gefühle. Für die Analysen in diesem Beitrag wurde die Skala entsprechend umkodiert, sodass ein Wert von 100 negative und ein Wert von 0 positive Beziehungen ausdrückt. Diese Variable steht nur in den Wellen 1, 2 und 4 zur Verfügung, was die Einschränkungen bei der Verwendung der Wellen erklärt.

Methoden

Die Analyse der Trias zwischen Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht und Punitivität erfolgt in einem mehrstufigen Prozess. Zunächst werden die Items der Kriminalitätsfurcht und der Punitivität im Rahmen einer längsschnittlichen konfirmatorischen Faktorenanalyse auf ihre allgemeine Konstruktvalidität überprüft. In einem darauf aufbauenden Analysemodell werden die beiden Konstrukte bezüglich ihrer (metrischen) Messinvarianz analysiert. Abschließend wird ein trivariates Cross-Lagged-Panel-Modell (CLPM) spezifiziert, um die wechselseitigen Beziehungen zwischen den beiden latenten Konstrukten Kriminalitätsfurcht und Punitivität sowie dem manifesten Maß Fremdheitsfeindlichkeit zu überprüfen. Die Spezifikation

Abbildung 1: Longitudinale konfirmatorische Faktorenanalyse (Kriminalitätsfurcht)



der längsschnittlichen konfirmatorischen Faktorenanalysen erfolgt dabei für die Kriminalitätsfurcht (x) sowie die Punitivität (y) durch folgende Messmodelle (vgl. Reinecke, 2014, S. 149–151):

$$\begin{aligned} x_{it} &= \Lambda_{x_{it}} x_t^* + u_{it} \\ y_{it} &= \Lambda_{y_{it}} y_t^* + v_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

wobei Λ die jeweiligen Faktorladungsmatrizen, u_{it} bzw. v_{it} die jeweiligen Residualvarianzen und x_t^* bzw. y_t^* die jeweiligen latenten Faktoren zum Zeitpunkt t angeben. Zur Skalierung der latenten Variablen wurde jeweils eine Faktorladung pro Panelwelle auf 1 fixiert (kf_aff_1 & pun_1). Darüber hinaus wurden erwartbare autokorrelierte Residualvarianzen zwischen den inhaltlich gleichen Variablen über die Zeit hinweg spezifiziert (vgl. Sörbom, 1975; Jöreskog, 1979, 1981; Reinecke, 2014). Die Verwendung solcher multiplen Indikatoren ermöglicht zum einen die Berücksichtigung von Messfehlern und zum anderen die Überprüfung der Messinvarianz der einzelnen Konstrukte (Marsh & Grayson, 1994; Widaman et al., 2010). Eine beispielhafte Darstellung des Messmodells der Kriminalitätsfurcht ist in Abbildung 1 zu finden.

In einem weiteren Schritt werden die beiden längsschnittlichen Messmodelle auf ihre (metrische) Messinvarianz überprüft. Dies ist notwendig, da ohne eine solche (zumindest metrische) Invarianz eine unverzerrte Schätzung der Regressionspfade bezüglich der jeweiligen latenten Konstrukte nicht möglich ist. Zu diesem Zweck werden für beide Messmodelle zusätzliche Modelle spezifiziert, in denen die jeweiligen Faktorladungen

über die Zeit fixiert werden. Anschließend erfolgt eine statistische Modellüberprüfung der restringierten und weniger restringierten Modelle. Sofern das restringierte (metrische) Modell akzeptiert werden kann, ist von metrischer Invarianz auszugehen.

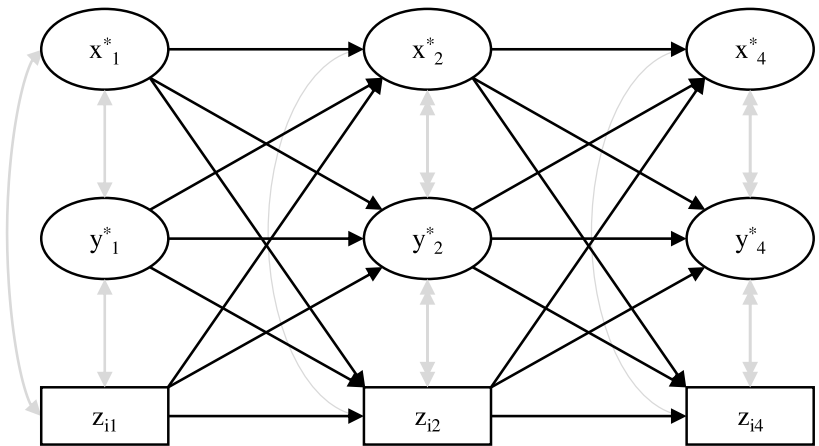
In einem letzten Schritt werden abschließend die reziproken Beziehungen zwischen den Triasvariablen der Kriminalitätsfurcht, der Punitivität und der Fremdheitsfeindlichkeit modelliert. Hierzu wird auf eine trivariate Variante eines Crossed-Lagged-Panel-Modells zurückgegriffen (vgl. bspw. Duncan, 1969; Heise, 1970). Für drei Variablen x , y und z , die zu t Zeitpunkten gemessen werden, wird dabei folgendes Modell geschätzt:

$$\begin{aligned}x_t^* &= \mu_t + \alpha_t x_{t-1}^* + \beta_t y_{t-1}^* + \gamma_t z_{t-1} + u_{it} \\y_t^* &= \pi_t + \delta_t y_{t-1}^* + \theta_t x_{t-1}^* + \vartheta_t z_{t-1} + v_{it} \\z_{it} &= \tau_t + \rho_t z_{it-1} + \varphi_t x_{t-1}^* + \omega_t y_{t-1}^* + w_{it}\end{aligned}\quad (2)$$

Dabei sind μ_t , π_t , τ_t die *grand means* zum Zeitpunkt t , α_t , δ_t , ρ_t die sogenannten autoregressiven Parameter zum Zeitpunkt t , β_t , γ_t , θ_t , ϑ_t , φ_t , ω_t die sogenannten *Crossed-Lagged*-Effekte zum Zeitpunkt t und u_{it} , v_{it} , w_{it} die jeweiligen Residuen. Die Messmodelle für x^* und y^* gelten entsprechend Formel 1. Zusätzlich werden die jeweiligen Kovarianzen zwischen den Variablen bzw. zwischen den Residuen der drei Variablen zum selben Messzeitpunkt spezifiziert. Eine (vereinfachte) Darstellung des geschätzten Modells ist in Abbildung 2 zu finden.

Alle Modelle werden unter Verwendung von *Mplus* Version 8.8 (Muthén & Muthén, 1998–2017) geschätzt. Zur Berücksichtigung der Ordinalität der einzelnen Items der beiden Konstrukte wird in der Analyse auf die WLSMV-Diskrepanzfunktion zurückgegriffen (vgl. Muthén, 1993; Muthén et al., 1997). Mögliche fehlende Werte werden bei Verwendung dieser Funktion im Regelfall (und so auch in dieser Analyse) im Rahmen eines *Pairwise-Deletion*-Verfahren behandelt. Fehlende Werte werden dabei als zufällig angenommen (Asparouhov & Muthén, 2010). Der Modellfit der einzelnen Modelle wird durch folgende statistische Maße bestimmt: χ^2 (χ^2), *root mean square error of approximation* (RMSEA), *comparative fit index* (CFI) sowie *standardized root mean squared residual* (SRMR). Ein »guter« Modellfit kann bei einem RMSEA-Wert kleiner 0.06, einem CFI-Wert größer 0.95 und einem SRMR-Wert kleiner 0.08 angenommen werden (Reinecke, 2014). Für die Modellvergleiche im Rahmen der Messinvarianzanalysen wird auf eine modifizierte Variante eines χ^2 -Differenztests für WLSMV-Schätzer zurückgegriffen (Asparouhov & Muthén, 2006).

Abbildung 2: Trivariates Crossed-Lagged-Panel-Modell



Anmerkungen: Darstellung ohne Messmodelle der latenten Variablen.

Ergebnisse

Longitudinale CFAs

Zunächst ist für die beiden latenten Konstrukte der Kriminalitätsfurcht sowie der Punitivität die generelle Güte der Messmodelle sowie die (metrische) Messinvarianz über die Zeit hinweg zu überprüfen. Dazu werden für die beiden Konstrukte jeweils getrennte longitudinale konfirmatorische Faktorenanalysen (CFAs) geschätzt.

Tabelle 3: Modellfit Kriminalitätsfurcht

	χ^2	p-value	RMSEA	CFI	SRMR
Configural	3510.35	0.00	0.083	0.941	0.059
Configural (+ Autokorrelationen)	560.22	0.00	0.034	0.992	0.022
Metrisch	485.99	0.00	0.029	0.993	0.022

Der Modellfit der einzelnen CFAs der Kriminalitätsfurcht ist in Tabelle 3 zu finden. Insgesamt ist auffällig, dass das Modell ohne autokorrelierte Residuen (Configural) einen mäßigen bis schlechten Modellfit aufweist. Im Gegensatz dazu verbessert sich der Modellfit drastisch unter Hinzunahme

ebenjener Autokorrelationen (Configural + Autokorrelationen). Für diese Modellspezifikationen kann über alle Fitindizes hinweg von einem ›guten‹ Modellfit gesprochen werden. Im Vergleich dieses Modells mit dem metrisch invarianten Modell ist eine nur geringe Veränderung der approximativen Fitindizes (RMSEA, CFI und SRMR) festzustellen. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse eines Chi²-Differenztests für die beiden Modelle auf eine nicht signifikante Modellverschlechterung hin ($\chi^2(8) = 9.98$, $p = 0.266$).⁵ Entsprechend kann für die Kriminalitätsfurcht von metrischer Messinvarianz ausgegangen werden.

Tabelle 4: Modellfit Punitivität

	χ^2	<i>p</i> -value	RMSEA	CFI	SRMR
Configural	342.71	0.00	0.045	0.997	0.013
Configural (+ Autokorrelationen)	74.31	0.00	0.022	0.999	0.006
Metrisch	77.01	0.00	0.020	0.999	0.006

Ein ähnliches Bild ergibt sich bei Betrachtung des Modellfits der Punitivitätsmodelle (siehe Tabelle 4). Auch hier führt die Hinzunahme der autokorrelierten Residuen zu einem deutlich besseren Modellfit. Ebenso ist bei einem Vergleich des Configural-Modells (mit Autokorrelationen) mit dem metrischen Modell bezüglich aller verwendeten Modellfitindizes keine deutliche Modellverschlechterung festzustellen. Darüber hinaus weist auch hier der Chi²-Differenztests für die beiden Modelle auf keine signifikante Modellverschlechterung hin ($\chi^2(4) = 8.33$, $p = 0.08$). So kann auch für die Punitivität eine metrische Messinvarianz akzeptiert werden.

Crossed-Lagged-Panel-Modell

Nach der abgeschlossenen Überprüfung der Messinvarianz der latenten Konstrukte der Kriminalitätsfurcht sowie der Punitivität, können diese zusammen mit der manifesten Fremdheitsfeindlichkeit genutzt werden, um das beschriebene trivariate CLPM zu schätzen.

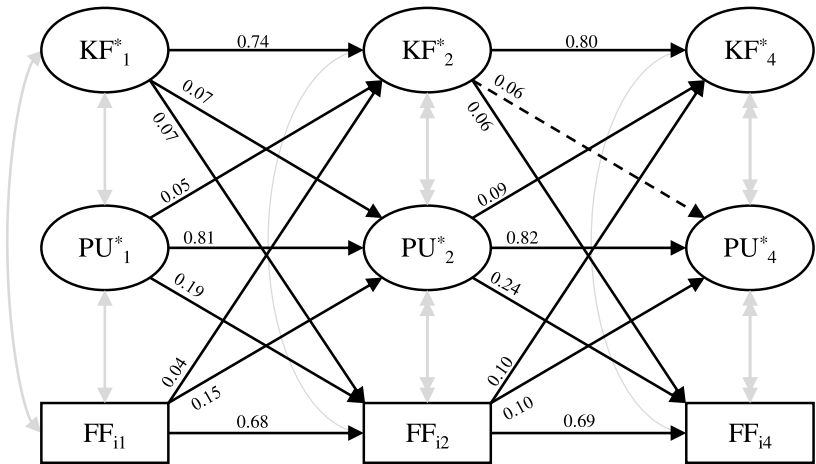
5 Der kleinere χ^2 -Wert des (restringierten) metrischen Messmodells ist ein Artefakt der Berechnung desselben für WLSMV-Schätzer über einen angepassten Skalierungsfaktor. Hierdurch kann unter bestimmten Umständen eine Verkleinerung des χ^2 -Werts in restringierten Modellen im Vergleich zu den χ^2 -Werten weniger restringierter Modelle auftreten (Satorra & Bentler, 2010).

Das Modell weist einen insgesamt zufriedenstellenden Modellfit auf ($\chi^2(304) = 1498.52$, $p = 0.00$, $RMSEA = 0.028$, $CFI = 0.992$, $SRMR = 0.030$). Die standardisierten Regressionskoeffizienten der autoregressiven wie auch der Crossed-Lagged-Effekte sind in Abbildung 3 zu finden. Die autoregressiven Effekte weisen dabei zu erwartende Werte zwischen 0.68 und 0.82 auf. Auffällig sind hier einzig die etwas kleineren Effekte der Fremdheitsfeindlichkeit. Dies deutet auf eine insgesamt geringere Stabilität des Konstrukts im Vergleich zur Kriminalitätsfurcht und Punitivität hin. Dennoch weisen alle autoregressiven Effekte eine erwartbare Stärke auf. Die Crossed-Lagged-Effekte sind insgesamt deutlich kleiner als die zuvor beschriebenen autoregressiven Effekte. Dies entspricht jedoch den Erwartungen. Insgesamt ist nur der Effekt der Kriminalitätsfurcht in der zweiten Welle auf die Punitivität in der vierten Welle nicht signifikant. Jedoch unterscheidet sich die Größe der standardisierten signifikanten Effekte zum Teil stark. So sind insbesondere die Effekte der Punitivität auf die Fremdheitsfeindlichkeit (0.19 bzw. 0.24) sowie der Fremdheitsfeindlichkeit auf die Punitivität (0.15 bzw. 0.10) größer als die jeweiligen Effekte auf und von der Kriminalitätsfurcht auf die beiden anderen Konstrukte (zwischen 0.04 und 0.10). Darüber hinaus sind die Effekte der Punitivität in Welle 1 auf die Kriminalitätsfurcht in Welle 2 (0.05), der Fremdheitsfeindlichkeit in Welle 1 auf die Kriminalitätsfurcht in Welle 2 (0.04) sowie der Kriminalitätsfurcht in Welle 2 auf die Fremdheitsfeindlichkeit in Welle 4 (0.06) nur knapp signifikant.⁶ Die jeweiligen Signifikanzen sind daher, insbesondere vor dem Hintergrund der sehr großen Stichprobengröße ($n = 5174$), mit Vorsicht zu interpretieren. Diese Vorsicht wird durch das Vorliegen von sehr kleinen standardisierten Regressionseffekten in diesen Fällen weiter untermauert.

Entsprechend bleibt festzuhalten, dass bei einer längsschnittlichen Überprüfung der reziproken Effektstruktur der Trias von Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht und Punitivität insbesondere eine reziproke Effektstruktur zwischen der Fremdheitsfeindlichkeit und der Punitivität aufgefunden werden kann. Die Kriminalitätsfurcht hat demgegenüber zwar ebenfalls (zumeist) signifikante Effekte auf die Punitivität und die Fremdheitsfeindlichkeit bzw. wird signifikant von diesen beeinflusst, die Größe der standardisierten Effekte sowie die nur sehr knapp erreichte Signifikanz der jeweiligen Effekte deuten jedoch auf eine eingeschränkte Bedeutsamkeit der Effekte hin.

6 Bei einem Signifikanzniveau von $p \leq 0.05$; $p = 0.030$; $p = 0.036$; $p = 0.040$.

Abbildung 3: Ausgewählte Ergebnisse Trivariates Crossed-Lagged-Panel-Modell (stand.)



Anmerkungen: Darstellung ohne Messmodelle der latenten Variablen.
 KF: Kriminalitätsfurcht; PU: Punitivität; FF: Fremdenfeindlichkeit.
 Gestrichelte Linien geben einen nicht signifikanten ($p \geq 0.05$) Effekt an.

4. Diskussion und Fazit

Der vorliegende Beitrag hat beabsichtigt, auf der Grundlage bestehender Erkenntnisse zur Verbindung zwischen Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit eine Forschungslücke zu schließen, indem die Kausalstruktur zwischen den Konstrukten anhand eines Paneldatensatzes untersucht wurde. Erneut konnte eine signifikante empirische Verknüpfung zwischen den drei Konstrukten im Sinne der aus der Literatur beschriebenen Trias bestätigt werden. Ähnlich wie schon Hirtenlehner et al. (2016) in einem Querschnittsdatensatz fanden, stellte sich auch in dieser Untersuchung der Zusammenhang zwischen Fremdenfeindlichkeit und Punitivität als besonders stark und darüber hinaus als über die Zeit stabil heraus. Eine klare Kausalstruktur zwischen den Konstrukten konnte in der vorliegenden Analyse nicht ausgemacht werden, vielmehr scheint es sich um wechselseitige Beziehungen zu handeln. Darüber hinaus konnten klare kreuzverzögerte Effekte über die Zeit, insbesondere zwischen Fremdenfeindlichkeit

und Punitivität, nachgewiesen werden, und das auch unter Kontrolle der jeweiligen autoregressiven Effekte. Völlig unabhängig also bspw. von der Punitivität einer Person im Herbst 2022 kann deren Strafeinstellung (Punitivität) ein Jahr später (Herbst 2023) auch durch ihr vorhergehendes Ausmaß an Fremdheitsfeindlichkeit (Herbst 2022) erklärt werden. Gleiches gilt für die zeitverzögerten Effekte zwischen Frühjahr 2022 und Herbst 2022, wie auch anderes herum, also dass Punitivität zum vorherigen Messzeitpunkt auch Teile der Fremdheitsfeindlichkeit zum späteren Messzeitpunkt erklärt, unabhängig vom vorhergehenden Ausgangsmaß der Fremdheitsfeindlichkeit und den Korrelationen innerhalb eines Messzeitpunktes. Da keiner der kreuzverzögerten Effekte zwischen Punitivität und Fremdheitsfeindlichkeit in den Modellen verschwindet, lässt sich keine klare Kausalstruktur zwischen beiden anhand der vorliegenden Analysen feststellen, sehr wohl jedoch eine stabile gegenseitige Beeinflussung über die Zeit.

Eine nähere Betrachtung der Kriminalitätsfurcht im untersuchten Beziehungsgeflecht über die Zeit bringt in den vorliegenden Analysen eine deutlich schwächere Verwobenheit derselben mit den jeweils anderen Konstrukten zum Vorschein als zwischen Fremdheitsfeindlichkeit und Punitivität untereinander. Die kreuzverzögerten Effekte zwischen Kriminalitätsfurcht und den anderen beiden Konstrukten sind sehr schwach und erreichen gerade noch das Signifikanzniveau. Das ist insofern bemerkenswert, als eine besonders enge Verknüpfung zwischen kriminalitätsbezogenen Unsicherheitsgefühlen und dem Wunsch nach Bestrafung von Täter:innen naheliegender ist als zwischen diesem Strafwunsch und der allgemeinen Abneigung gegenüber Fremdheit. Offenbar bedingen negative kalte Gefühle gegenüber Geflüchteten ganz allgemein und der Wunsch nach Bestrafung von Straftäter:innen sich gegenseitig stärker als der Wunsch nach Bestrafung von Täter:innen und der Furcht vor deren Taten.

Insgesamt unterstreichen die Ergebnisse die Generalisierungsthese mit Blick auf Punitivität insofern, als diffuse Ängste vor Fremdheit sich offenbar insbesondere in Form von aggressiven Straf Wünschen gegenüber (als zugewandert oder fremd interpretierten) Straftäter:innen kanalisieren lassen, und das noch viel stärker als in der Furcht vor Kriminalität, worauf die Generalisierungsthese eigentlich gemünzt ist. Entsprechend konnte bestätigt werden, dass auch soziale und ökonomische Verunsicherungen sowie das Anomie-Erleben zu einem Anstieg autoritärer Einstellungen führen (Hirtenlehner, 2011), was (in der Folge) die Punitivität triggern dürfte (Hirtenlehner, 2010). Dieses Ergebnis lässt sich zudem in die Forschung zum Zusammenhang zwischen Rassismus und hohem Strafbedürfnis einordnen. Es unterstreicht den für die amerikanische Gesellschaft gefundenen Zusammenhang zwischen Rassismus und Punitivität (z. B. Unnever &

Cullen, 2010). Die Ergebnisse im Längsschnitt, worin trotz Kontrolle der jeweiligen Zusammenhänge in den Querschnitten und der autoregressiven Effekte die kreuzverzögerten Effekte signifikant bestehen bleiben, deuten zwar keine klare Kausalität an, wohl aber eine starke und stabile gegenseitige Bedingtheit der beiden Konstrukte über die Zeit.

Auch wenn diese Ergebnisse aufgrund der längsschnittlichen Anlage der Datengrundlage für Deutschland bisher einzigartig sind, haben die vorliegenden Analysen auch Grenzen in der Aussagekraft zur Kausalität zwischen den Konstrukten. Die Verwendung eines CLPM zur Untersuchung reziproker (>kausaler<) Effektstrukturen ist kritisch zu betrachten. So werden in der psychometrischen Literatur in den letzten Jahren vermehrt bekannte Probleme von CLPMs diskutiert (vgl. z.B. Hamaker et al., 2015; Lucas, 2023; Orth et al., 2021; Usami et al., 2019). Insbesondere vor dem Hintergrund möglicher zeitstabiler bzw. sich verändernder konfundierender Variablen ist die Interpretation der Effekte in einem CLPM als >kausaler< Effekt nur eingeschränkt bzw. in den meisten Fällen gar nicht möglich. Um ein genaueres Bild der Trias aus Fremdheitsfeindlichkeit, Kriminalitätsfurcht und Punitivität zu erhalten, sollten daher in weiteren Studien mögliche Verzerrungen untersucht werden. Insbesondere wäre ein Vergleich des CLPM mit weiterführenden Varianten wie einem Random-Intercept Crossed-Lagged Panel Model (RI-CLPM; Hamaker et al., 2015) oder einem Latent Curve Model with Structured Residuals (LCM-SR; Curran et al., 2014) interessant, um mögliche Verzerrungen zu identifizieren und zu kontrollieren.

Nicht zuletzt sollten zukünftige Studien zur Punitivität auch Kontextmerkmale berücksichtigen. Insbesondere in Anlehnung an die Generalisierungsthese erscheint es empirisch naheliegend, dass bestimmte räumliche Faktoren (z.B. Armutsrate, ethnische Heterogenität oder das politische Klima) auch unabhängig von individuellen Merkmalen Effekte auf die Punitivität entfalten.

Referenzen

- Adriaenssen, A., & Aertsen, I. (2015). Punitive attitudes: Towards an operationalization to measure individual punitivity in a multidimensional way. *European Journal of Criminology*, 12(1), 92–112. <https://doi.org/10.1177/1477370814535376>
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding Attitudes and predicting Social Behavior*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Armbrorst, A. (2014). Kriminalitätsfurcht und Punitive Einstellungen: Indikatoren, Skalen Und Interaktionen. *Soziale Probleme*, 25(1), 105–142.

- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2006). *Robust chi square difference testing with mean and variance adjusted test statistics*. Mplus Web Note Nr. 10.
- Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2010). *Weighted least squares estimation with missing data*. Mplus Technical Appendix.
- Baier, D., Fleischer, S., & Hanslmaier, M. (2017). Entwicklung der Punitivität und ausgewählter Einflussfaktoren in der deutschen Bevölkerung in den Jahren 2004 bis 2014. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 100(1), 1–25. <https://doi.org/10.1515/mkr-2017-0102>
- Baier, D., Hanslmaier, M., & Kemme, S. (2016). Public Perceptions of Crime. In: D. Baier & C. Pfeiffer (Hrsg.), *Representative Studies on Victimisation* (S. 39–64). Baden-Baden: Nomos. <https://doi.org/10.5771/9783845273679-37>
- Baier, D., Kemme, S., Hanslmaier, M., Doering, B., Rehbein, F., & Pfeiffer, C. (2011). *Kriminalitätsfurcht, Strafbedürfnisse und wahrgenommene Kriminalitätsentwicklung*. Forschungsbericht Nr. 117. Hannover: KFN.
- Boers, K. (1991). *Kriminalitätsfurcht. Über den Entstehungszusammenhang und die Folgen eines sozialen Problems*. Pfaffenweiler: Centaurus.
- Boers, K. (2002). Furcht vor Gewaltkriminalität. In W. Heitmeyer & J. Hagan (Hrsg.), *Internationales Handbuch der Gewaltforschung* (S. 1399–1422). Opladen: Westdeutscher Verlag. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-322-80376-4_58
- Boers, K. (2003). Fear of Violent Crime. In: W. Heitmeyer & J. Hagan (Hrsg.), *International Handbook of Violence Research* (S. 1131–1150). Dordrecht, Boston, London: Kluwer Academic Publishers. <http://dx.doi.org/10.1007/978-0-306-48039-3>
- Boers, K., & Kurz, P. (1997). Kriminalitätseinstellungen, soziale Milieus und sozialer Umbruch. In: K. Boers, G. Gutsche & K. Sessar (Hrsg.), *Sozialer Umbruch und Kriminalität in Deutschland* (S. 187–253). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. https://doi.org/10.1007/978-3-322-97080-0_6
- Bolesta, D., Andersen, H., & Führer, J. L. (2023a). Es wird immer schlimmer – Der Einfluss von Kriminalitätsfurcht, Vertrauen und Strafbedürfnis auf die wahrgenommene Kriminalität. In: D. Bolesta, J. L. Führer, R. Bender, A. Bielejewski, A. Radewald, K. Weber & F. Asbrock (Hrsg.), *Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ergebnisse der ersten bis dritten Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://www.zkfs.de/pawaks/>
- Bolesta, D., Azevedo, F., Bender, R., Bielejewski, A., Führer, J., Radewald, A., Weber, K., & Asbrock, F. (2023b). *Datenhandbuch Panel zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Erste bis vierte Erhebungswelle*. Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen e. V. Online verfügbar unter: <https://osf.io/7kum4/>. doi:10.17605/osf.io/7kum4
- Brown, E. K., & Socia, K. M. (2017). Twenty-First Century Punitiveness: Social Sources of Punitive American Views Reconsidered. *Journal of Quantitative Criminology*, 33(4), 935–959. <https://link.springer.com/article/10.1007/s10940-016-9319-4>
- Carroll, J. S., Perkowitz, W. T., Lurigio, A. J., & Weaver, F. M. (1987). Sentencing goals, causal attributions, ideology, and personality. *Journal of Personality and*

- Social Psychology*, 52(1), 107–118. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0022-3514.52.1.107>
- Cochran, J. C., & Piquero, A. R. (2011). Exploring sources of punitiveness among German Citizen. *Crime and Delinquency*, 57(4), 544–571. <https://doi.org/10.1177/0011128711405002>
- Costelloe, M. T., Chiricos, T., & Gertz, M. (2009). Punitive attitudes toward criminals: Exploring the relevance of crime salience and economic insecurity. *Punishment & Society*, 11(1), 25–49. <https://doi.org/10.1177/1462474508098131>
- Cullen, F. T., Clark, G. A., Cullen, J. B., & Mathers, R. A. (1985). Attribution, Salience, and Attitudes Toward Criminal Sanctioning. *Criminal Justice and Behavior*, 12(3), 305–331. <https://doi.org/10.1177/0093854885012003003>
- Curran, P. J., Howard, A. L., Bainter, S. A., Lane, S. T., & McGinley, J. S. (2014). The separation of between-person and within-person components of individual change over time: a latent curve model with structured residuals. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 82(5), 879–894. <https://doi.org/10.1037/a0035297>
- D'Anjou, L., Cozijn, C., van der Toorn, L., & Verkoeyen, C. (1978). Demanding more Severe Punishment. Outline of a Theory. *British Journal of Criminology*, 18(4), 326–347.
- Dambrun, M. (2007). Understanding the relationship between racial prejudice and support for the death penalty: The racist punitive bias hypothesis. *Social Justice Research*, 20(2), 228–249. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1007/s11211-007-0040-1>
- Diekmann, A. (2016): *Empirische Sozialforschung* (10. Aufl.). Reinbek: Rowohlt.
- Dowler, K. (2003). Media consumption and public attitudes toward crime and justice. The relationship between fear of crime, punitive attitudes, and perceived police effectiveness. *Journal of Criminal Justice and Popular Culture*, 10(2), 109–126.
- Duncan, O. D. (1969). Some linear models for two-wave, two-variable panel analysis. *Psychological Bulletin*, 72(3), 177–182. <https://doi.org/10.1037/h0027876>
- Farrall, S., Jackson, J., & Gray, E. (2009). *Social order and the fear of crime in contemporary times*. Oxford: Oxford University Press.
- Ferraro, K. F. (1995). *Fear of crime. Interpreting victimization risk*. Albany: State University of New York Press.
- Fitzgerald, J., Curtis, A., & Corliss, C. (2012). Anxious publics: worries about crime and immigration. *Comparative Political Studies*, 45(4), 477–506. <https://doi.org/10.1177/0010414011421768>
- Frankenberg, G., & Heitmeyer, W. (2022). Autoritäre Entwicklungen – Bedrohungen pluralistischer Gesellschaften und moderner Demokratien in Zeiten der Krise. In: G. Frankenberg & W. Heitmeyer (Hrsg.), *Treiber des Autoritären. Pfade von Entwicklungen zu Beginn des 21. Jahrhunderts* (S. 15–86). Frankfurt am Main: Campus.

- Gabriel, U., & Greve, W. (2003). The Psychology of Fear of Crime. Conceptual and Methodological Perspectives, *British Journal of Criminology*, 43(3), 600–614. <http://dx.doi.org/10.1093/bjc/azg600>
- Garland, D. (2001). *The culture of control. Crime and social order in contemporary society*. Chicago: University of Chicago Press.
- Goldberg, J. H., Lerner, J. S., & Tetlock, P. E. (1999). Rage and reason: the psychology of the intuitive prosecutor. *European Journal of Social Psychology*, 29, 781–795. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0992\(199908/09\)29:5/6%3C781::AID-EJSP960%3E3.0.CO;2-3](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0992(199908/09)29:5/6%3C781::AID-EJSP960%3E3.0.CO;2-3)
- Groß E., Hirtenlehner H., Häfele, J., & Kanis, S. (2022). Autoritärer Nationalradikalismus, Xenophobie und kriminalitätsbezogene (Un)Sicherheitsgefühle: Eine Mehrebenenanalyse. *Soziale Probleme*, 34(2), 348–378. <http://dx.doi.org/10.3262/SP2302348>
- Groß, E., Hövermann A., & Nickel, A. (2023). Entsicherte Marktformigkeit als Treiber eines libertären Autoritarismus. In A. Zick & B. Küpper (Hrsg.), *Die distanzierte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/2023* (S. 243–257). Bonn: Dietz. <https://www.fes.de/referat-demokratie-gesellschaft-und-innovation/gegen-rechtsextremismus/mitte-studie-2023>
- Häfele, J. (2013a). *Die Stadt, das Fremde und die Furcht vor Kriminalität*. Wiesbaden: Springer Verlag für Sozialwissenschaften. <http://dx.doi.org/10.1007/978-3-531-94201-8>
- Häfele, J. (2013b). Urbane Disorder-Phänomene, Kriminalitätsfurcht und Risiko-perzeption. Eine Mehrebenenanalyse. In: D. Oberwittler, S. Rabold & D. Baier (Hrsg.), *Städtische Armutsquartiere – Kriminelle Lebenswelten? Studien zu sozialräumlichen Kontexteffekten auf Jugendkriminalität und Kriminalitätswahrnehmungen* (S. 217–249). Wiesbaden: Springer VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Häfele, J. (2017). Disorder, (Un-)Sicherheit, (In-)Toleranz. In J. Häfele, F. Sack, V. Eick & H. Hillen (Hrsg.), *Sicherheit und Kriminalprävention in urbanen Räumen des 21. Jahrhunderts. Aktuelle Tendenzen und Entwicklungen* (S. 193–223). Wiesbaden: Springer VS Verlag für Sozialwissenschaften. <http://doi.org/10.1007/978-3-658-16315-0>
- Häfele, J. (2020). Determinanten urbaner (In)Toleranz. In B. Bogerts, J. Häfele & B. Schmidt (Hrsg.), *Verschwörung, Ablehnung, Gewalt. Transdisziplinäre Perspektiven auf gruppenbezogene Aggression und Intoleranz* (S. 119–142). Wiesbaden: Springer Verlag für Sozialwissenschaften. http://dx.doi.org/10.1007/978-3-658-31701-0_6
- Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., & Grasman, R. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102–116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Hanslmaier, S. & Kemme, S. (2011). Kriminalität in der öffentlichen Wahrnehmung: Welchen Einfluss hat die Mediennutzung? *Zeitschrift für Rechtssoziologie*, 32(1), 129–152. <https://doi.org/10.1515/zfrs-2011-0108>

- Hartnagel, T., & Templeton, L. (2012). Emotions about crime and attitudes to punishment. *Punishment and Society*, 14(4), 452–474. <https://doi.org/10.1177/1462474512452519>
- Heise, D. R. (1970). Causal inference from panel data. *Sociological Methodology*, 2, 3–27. <https://doi.org/10.2307/270780>
- Hirtenlehner, H. (2006). Kriminalitätsfurcht – Ausdruck generalisierter Ängste und schwindender Gewissheiten? Untersuchung zur empirischen Bewährung der Generalisierungsthese in einer österreichischen Kommune. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(2), 307–331. <http://dx.doi.org/10.1007/s11575-006-0057-y>
- Hirtenlehner, H. (2010). Instrumentell oder expressiv? Zu den Bestimmungsfaktoren individueller Straflust. *Soziale Probleme*, 21(2), 192–224.
- Hirtenlehner, H. (2011). The origins of punitive mentalities in late modern societies. In H. Kury & E. Shea (Hrsg.), *Punitivity – international developments. Vol. 1: Punitiveness – a global phenomenon?* (S. 27–52). Bochum: Brockmeyer.
- Hirtenlehner, H., Groß, E., & Meinert, J. (2016). Fremdenfeindlichkeit, Straflust und Furcht vor Kriminalität. *Soziale Probleme*, 27(1), 17–47.
- Hirtenlehner, H., & Farrall, S. (2012). Modernisierungsängste, lokale Irritation und Furcht vor Kriminalität. Eine vergleichende Untersuchung zweier Denkmodelle. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 95(2), 93–114. <https://dx.doi.org/10.1515/mks-2012-950202>
- Hirtenlehner, H., & Groß, E. (2018). Sichtbare ethnische Vielfalt und Furcht vor Kriminalität. *Kriminalistik*, 8–9, 526–531.
- Hirtenlehner, H., & Hummelsheim, D. (2015). Kriminalitätsfurcht und Sicherheitsempfinden: Die Angst der Bürger vor dem Verbrechen (und dem, was sie dafür halten). In G. Nathalie (Hrsg.), *Viktimisierungsbefragungen in Deutschland. Bd. 47-1: Ziele, Nutzen und Forschungsstand* (S. 458–487). Wiesbaden: Bundeskriminalamt.
- Hogan, M., Chiricos, T., & Gertz, M. (2005). Economic Insecurity, Blame and Punitive Attitudes. *Justice Quarterly*, 22(3), 392–412. <https://doi.org/10.1080/07418820500219144>
- Hohage, C. (2004). »Incivilities« und Kriminalitätsfurcht. *Soziale Probleme*, 15(1), 77–95.
- Hüpping, Sandra, 2006: Anomia. Unsicher in der Orientierung, sicher in der Abwertung. In W. Heitmeyer (Hrsg.), *Deutsche Zustände. Folge 4* (S. 86–100). Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Jackson, J., & Gray, E. (2010). Functional fear and public insecurities about crime. *The British Journal of Criminology*, 50(1), 1–22. <http://dx.doi.org/10.1093/bjc/azp059>
- Jackson, J., & Gouseti, I. (2013). Fear of Crime and the Psychology of Risk. In G. Bruinsma, & D. Weisburd (Hrsg.), *Encyclopedia of Criminology and Criminal Justice* (S. 1594–1603). New York: Springer. <http://doi.org/10.2139/ssrn.2141537>.

- Johnson, D. (2001). Punitiveness on crime: Economic insecurity, racial prejudice, or both? *Sociological Focus*, 34(1), 33–54. <http://dx.doi.org/10.1080/00380237.2001.10571182>
- Johnson, D. (2008). Racial prejudice, perceived injustice, and the Black-White gap in punitive attitudes. *Journal of Criminal Justice*, 36(2), 198–206. <http://dx.doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2008.02.009>
- Jöreskog, K. G. (1979). Statistical estimation of structural models in longitudinal-developmental investigations. In J. R. Nesselroade & P. B. Baltes (Hrsg.), *Longitudinal research in the study of behavior and development* (S. 303–351). New York: Academic Press.
- Jöreskog, K. G. (1981). Statistical models for longitudinal studies. In F. Schulsinger, S. A. Mednick & J. Knop (Hrsg.), *Longitudinal research. Methods and uses in behavioral sciences* (S. 118–124). Boston: Martinus Nijhoff Publishing.
- Keller, W. (2007). Über den Zusammenhang zwischen fremdenfeindlichen Vorurteilen und kriminalitätsbezogener Verunsicherung. In: K. Sessar, W. Stangl & R. van Swaaningen (Hrsg.), *Großstadtängste – Anxious Cities. Untersuchungen zu Unsicherheitsgefühlen und Sicherheitspolitiken in europäischen Kommunen* (S. 155–187). Wien: LIT.
- Kemme, S., & Doering, B. (2015). Viktimisierung und Strafeinstellungen. In N. Guzy, C. Birkel & R. Mischkowitz (Hrsg.), *Viktimisierungsbefragungen in Deutschland* (S. 543–571). Bundeskriminalamt.
- Kemme, S., Hanslmaier, M., & Pfeiffer, C. (2014). Experience of Parental Corporal Punishment in Childhood and Adolescence and its Effect on Punitiveness. *Journal of Family Violence*, 29(2), 129–142. <https://doi.org/10.1007/s10896-013-9564-3>
- King, A., & Maruna, S. (2009). Is a conservative just a liberal who has been mugged? Exploring the origins of punitive views. *Punishment and Society*, 11(2), 147–169. <http://doi.org/10.1177/1462474508101490>
- King, R., & Wheelock, D. (2007). Group threat and social control: Race, perceptions of minorities, and the desire to punish. *Social Forces*, 85(3), 1255–1280. <http://doi.org/10.1353/sof.2007.0045>
- Kühnrich, B., & Kania, H. (2005). *Attitudes Towards Punishment in the European Union: Results from the 2005 European Crime Survey (ECSS) with Focus on Germany*. Max Planck Institute for Foreign and International Criminal Law. <https://wp.unil.ch/icvs/files/2012/11/Punitiveness.pdf>
- Küpper, B., Rees, J., & Zick, A. (2016). Geflüchtete in der Zerreißprobe – Meinungen über Flüchtlinge in der Mehrheitsbevölkerung. In R. Melzer (Hrsg.), *Gespaltene Mitte – Feindselige Zustände. Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2016* (S. 83–110), Bonn: Dietz.
- LaGrange, R. L., Ferraro, K. F., & Supancic, M. (1992). Perceived Risk and Fear of Crime: Role of Social and Physical Incivilities. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 29(3), 311–334. <https://doi.org/10.1177/0022427892029003004>

- Langworthy, R. H., & Whitehead, J. T. (1986). Liberalism and Fear As Explanations of Punitiveness. *Criminology*, 24(3), 575–591. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1986.tb00391.x>
- Lappi-Seppälä, T. (2013). Imprisonment and penal demands: Exploring the dimensions and drivers of systematic and attitudinal punitivity. In S. Body-Gendrot, M. Hough, K. Kerezi, R. Levy & S. Snacken (Hrsg.), *The Routledge handbook of European criminology* (S. 295–336). London: Routledge. <https://doi.org/10.4324/9780203083505.ch17>
- Lautmann, R., Klimke, D., & Sack, F. (2004). *Punitivität* (Kriminologisches Journal, Beiheft 8). Weinheim: Juventa.
- Lerner, J. S., Goldberg, J. H., & Tetlock, P. E. (1998). Sober second thought: the effects of accountability, anger, and authoritarianism on attributions of responsibility. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24(6), 563–574. <http://dx.doi.org/10.1177/0146167298246001>
- Lucas, R. E. (2023). Why the Cross-Lagged Panel Model Is Almost Never the Right Choice. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, 6(1). <http://dx.doi.org/10.1177/25152459231158378>
- Mansel, J., Endrikat, K., & Hüpping, S. (2006). Krisenfolgen. Soziale Abstiegsängste fördern feindselige Mentalitäten. In W. Heitmeyer (Hrsg.), *Deutsche Zustände. Folge 4* (S. 39–66). Frankfurt am Main: Suhrkamp.
- Marsh, H. W., & Grayson, D. (1994). Longitudinal confirmatory factor analysis: common, time-specific, item-specific, and residual-error components of variance. *Structural Equation Modeling*, 1, 116–145. <https://doi.org/10.1080/10705519409539968>
- Muthén, B. O. (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. In K. A. Bollen & J. S. Long (Hrsg.), *Testing structural equation models* (S. 205–243). Newbury Park: Sage.
- Muthén, B. O., du Toit, S. H. C., & Spisic, D. (1997). *Robust inference using weighted least squares and quadratic estimating equations in latent variable modeling with categorical and continuous outcomes*. Technical report. Los Angeles: University of California.
- Muthén, L. K., & Muthén, B. O. (1998–2017). *Mplus User's Guide* (8. Aufl.). Los Angeles: Muthén & Muthén.
- Oberwittler, D., Janssen, H., & Gestner, D. (2017). Unordnung und Unsicherheit in großstädtischen Wohngebieten. Die überschätzte Rolle von »Broken Windows« und die Herausforderungen ethnischer Diversität. *Soziale Probleme*, 28(2), 181–205.
- Orth, U., Clark, D. A., Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2021). Testing prospective effects in longitudinal research: Comparing seven competing cross-lagged models. *Journal of Personality and Social Psychology*, 120(4), 1013–1034. <https://doi.org/10.1037/pspp0000358>
- Ousey, G., & Unnever, J. (2012). Racial-ethnic threat, out-group intolerance, and support for punishing criminals: A cross-national study. *Criminology*, 50(3), 565–603. <http://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2012.00275.x>

- Payne, B., Gainey, R. R., Triplett, R. A., & Danner, M. J. E. (2004). What Drives Punitive Beliefs? Demographic Characteristics and Justifications for Sentencing. *Journal of Criminal Justice*, 32(3), 195–206. <https://doi.org/10.1016/j.jcrimjus.2004.02.007>
- Pfeiffer, C., Windzio, M., & Kleimann, M. (2005). Media use and its impacts on crime perception, sentencing attitudes and crime policy. *European Journal of Criminology*, 2(3), 259–285. <http://doi.org/10.1177/1477370805054099>
- Pickett, J. T., & Chiricos, T. (2012). Controlling other people's children: racialized views of delinquency and whites' punitive attitudes toward juvenile offenders*. *Criminology*, 50(3), 673–710. <http://doi:10.1111/j.1745-9125.2012.00280.x>
- R+V Versicherung (2023). *Die Ängste der Deutschen 2023*. <https://www.ruv.de/newsroom/themenspezial-die-aengste-der-deutschen>
- Reinecke, J. (2014). *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften* (2. Aufl.). München: Oldenbourg Wissenschaftsverlag.
- Robert, P. (2005). *Bürger, Kriminalität und Staat*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Roberts, L. D., & Indermaur, D. (2007). Predicting punitive attitudes in Australia. *Psychiatry, Psychology and Law*, 14(1), 56–65. <https://doi.org/10.1375/ppl.14.1.56>
- Rountree, P. W., Land, K. C., & Miethe, T. D. (1994). Macro-micro integration in the study of victimization: A hierarchical logistic model analysis across Seattle neighborhoods, *Criminology*, 32(3), 387–414. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.1994.tb01159.x>
- Satorra, A., & Bentler, P. M. (2010). Ensuring positiveness of the scaled difference chi-square test statistic. *Psychometrika*, 75(2), 243–248. <http://doi.org/10.1007/s11336-009-9135-y>
- Sessar, K. (1997). Die Angst des Bürgers vor Verbrechen – was steckt eigentlich dahinter? In H. Janssen & F. Peters (Hrsg.): *Kriminologie für Soziale Arbeit* (S. 118–138). Münster: Votum.
- Sessar, K. (2008). Fear of Crime or Fear of Risk? Some Considerations Resulting from Fear of Crime Studies and their Political Implications. In H. Kury (Hrsg.), *Fear of Crime – Punitivity. New Developments in Theory and Research* (S. 25–33). Bochum: Brockmeyer.
- Simon, J. (2007). *Governing through crime. How the war on crime transformed American democracy and created a culture of fear*. Oxford: Oxford University Press.
- Simonson, J. (2009). Punitivität: Methodische und konzeptionelle Überlegungen zu einem viel verwendeten Begriff. *Zeitschrift für Jugendkriminalrecht und Jugendhilfe*, 20(1), 30–37.
- Skitka, L. J., & Tetlock, P. E. (1993). Providing public assistance: cognitive and motivational processes underlying liberal and conservative policy preferences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65(6), 1205–1223. <http://doi.org/10.1037/0022-3514.65.6.1205>

- Skogan, W. G. (1993): The Various Meanings of Fear. In W. Bilsky, C. Pfeiffer & P. Wetzels (Hrsg.), *Fear of Crime and Criminal Victimization* (S. 131–141). Stuttgart: Enke.
- Sohn, W. (2019). *Ausländerkriminalität, Rechtsextremismus, Krawall. Eine Kritik der politisierten Kriminologie*. Berlin: Manuscriptum.
- Sörbom, D. (1975). Detection of correlated errors in longitudinal data. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 28(2), 138–151. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8317.1975.tb00558.x>
- Soss, J., Langbein, L., & Metelko, A. R. (2003). Why Do White Americans Support the Death Penalty? *The Journal of Politics*, 65(2), 397–421. <https://doi.org/10.1111/1468-2508.t01-2-00006>
- Stinchcombe, A., Adams, R., Heimer, C., Lane-Scheppele, K., Smith, T., & Taylor, G. (1980). *Crime and Punishment. Changing Attitudes in America*. San Francisco: Josey Bass.
- Suhling, S., Löbmann, R., & Greve, W. (2005). Zur Messung von Strafeinstellungen. Argumente für den Einsatz von fiktiven Fallgeschichten. *Zeitschrift für Sozialpsychologie*, 36(4), 203–213. <https://doi.org/10.1024/0044-3514.36.4.203>
- Tyler, T. R., & Boeckman, R. J. (1997). Three strikes and you are out, but why? The psychology of public support for punishing rule breakers. *Law and Society Review*, 31(2), 237–266. <https://psycnet.apa.org/doi/10.2307/3053926>
- Tyler, T. R., & Weber, R. (1982). Support for the death penalty: Instrumental response to crime, or symbolic attitude? *Law & Society Review*, 17(1), 21–45. <https://doi.org/10.2307/3053531>
- Unnever, J. D. (2008). Two worlds far apart: black-white differences in beliefs about why African-American men are disproportionately imprisoned. *Criminology*, 46(2), 511–538. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2008.00117.x>
- Unnever, J. D., & Cullen, F. T. (2010). The social sources of American's punitiveness: a test of three competing models. *Criminology*, 48(1), 99–129. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2010.00181.x>
- Unnever, J.D., Cullen, F. T., & Jonson, C. L. (2008). Race, racism, and support for capital punishment. *Crime Justice*, 37(1), 45–96. <http://doi.org/10.1086/519823>
- Usami, S., Murayama, K., & Hamaker, E. L. (2019). A unified framework of longitudinal models to examine reciprocal relations. *Psychological Methods*, 24(5), 637–657. <https://doi.org/10.1037/met0000210>
- van Marle, F., & Maruna, S. (2012). »Ontological insecurity« and »terror management«. Linking two free-floating anxieties. *Punishment and Society*, 12(1), 7–26. <http://doi.org/10.1177/1462474509349084>
- Vanderveen, G. (2006). *Interpreting fear, crime, risk and unsafety*. Den Haag: Boom Juridische Uitgevers.
- Widaman, K. F., Ferrer, E., & Conger, R. D. (2010). Factorial invariance within longitudinal structural equation models: measuring the same construct across time. *Child Development Perspectives*, 4(1), 10–18. <https://doi.org/10.1111/j.1750-8606.2009.00110.x>

- Wilmers, N., Enzmann, D., Schaefer, D., Herbers, K., Greve, W., & Wetzels, P. (2002). *Jugendliche in Deutschland zur Jahrtausendwende. Gefährlich oder gefährdet?* Baden-Baden: Nomos.
- Windzio, M., Simonson, J., Pfeiffer, C., & Kleimann, M. (2007). *Kriminalitätswahrnehmung und Punitivität in der Bevölkerung – Welche Rolle spielen die Massenmedien? Ergebnisse der Befragungen zu Kriminalitätswahrnehmung und Strafeinstellungen 2004 und 2006*. Forschungsbericht Nr. 103. Hannover: KFN.
- Wyant, B. R. (2008). Multilevel Impacts of Perceived Incivilities and Perceptions of Crime Risk on Fear of Crime. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 45(1), 39–64. <http://doi.org/10.1177/0022427807309440>
- Zick, A., Küpper, B., & Mokros, N. (Hrsg.) (2023). *Die distanzierte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/2023*. Bonn: Dietz. <https://www.fes.de/referat-demokratie-gesellschaft-und-innovation/gegen-rechtsextremismus/mitte-studie-2023>
- Zick, A., & Sandal-Önal (2023). Krisenungewissheit und ihr Zusammenhang zu anti- und prodemokratischen Überzeugungen. In A. Zick, B. Küpper & N. Mokros (Hrsg.): *Die distanzierte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/23* (S. 219–242). Bonn: Dietz. <https://www.fes.de/referat-demokratie-gesellschaft-und-innovation/gegen-rechtsextremismus/mitte-studie-2023>
- Zimring, F. E. (2001). Imprisonment rates and the new politics of criminal punishment. *Punishment and Society*, 3(1), 161–166. <http://doi.org/10.1177/14624740122228159>

Politische Kriminalitätsfurcht und Wahlverhalten: Wie die Sorge vor Extremismus und Issue- Ownership die Wahlabsicht prägen

Reinhold Melcher und Christoph Meißelbach

Abstract:

Im vorliegenden Beitrag wird der Frage nachgegangen, inwiefern politische Kriminalitätsfurcht – verstanden als die Sorge vor Extremismus und politisch motivierter Kriminalität – das Wahlverhalten beeinflusst. Konkret wird untersucht, ob es sich bei der Bekämpfung von politischer Kriminalität und Extremismus eher um ein Politikfeld handelt, für das moderaten demokratischen Parteien eine besondere Kompetenz zugeschrieben wird («Valenzissue»), oder ob das Themenfeld unter ideologischen Widersachern politisch deutlich umstritten ist («Positionsissue»). Die Frage wird empirisch auf der Grundlage des PaWaKS-Datensatzes untersucht, der es ermöglicht, sowohl intra- als auch interindividuelle Veränderungen über die Zeit hinweg zu analysieren. Dies geschieht durch den Einsatz multinomialer Mehrebenenmodelle und bayesianischer Schätzverfahren. Auf dieser Grundlage wird untersucht, wie die Wahlabsicht durch die wahrgenommene Entwicklung politisch motivierter Straftaten sowie durch die Sorge vor Extremismus beeinflusst wird. Es wird gezeigt, dass eine erhöhte politische Kriminalitätsfurcht die Wahrscheinlichkeit, Parteien der politischen Mitte zu wählen, nicht bedeutsam erhöht. Stattdessen verstärkt die Sorge vor Rechtsextremismus die Neigung, Parteien des linken Spektrums zu unterstützen, während die Sorge vor Linksextremismus eine Wahlabsicht zugunsten rechter Parteien wahrscheinlicher macht. Ausweislich dieser Befunde ist der Abwehrkampf gegen Extremismus offenbar ein Positionsissue, das weitgehend in ideologischen Konfliktlinien verhaftet bleibt. Politische Kriminalitätsfurcht ist mithin nicht exogen, sondern wird anscheinend selbst von bestehenden politischen Überzeugungen beeinflusst.

1. Sicherheitsgefühl als blinder Fleck der Wahlforschung

Die individuelle Themenorientierung ist ein wesentlicher Bestimmungsfaktor des Wahlverhaltens – und damit zusammenhängend die Wahrnehmung gesellschaftlicher Verhältnisse durch die Wähler:innen (Campbell et al., 1980; Miller & Shanks, 1996). Die Salienztheorie (Budge, 1994; Budge & Farlie, 1983) liefert dafür eine plausible Erklärung: Menschen treffen ihre Wahlentscheidung auf der Grundlage ihrer subjektiven Wahrnehmung dazu, welche für sie wichtigen Probleme sich politisch gerade stellen und welchen Parteien sie für deren Lösung eine Kompetenz zuschreiben (Arzheimer & Schmitt, 2014, S. 373). Gut dokumentiert ist in diesem Zusammenhang, dass – gemäß der ökonomischen Theorie des Wählens – die Wahrnehmung der wirtschaftlichen Lage die Wahlentscheidung der Menschen maßgeblich beeinflusst (siehe etwa Anderson, 2007; Gomez & Wilson, 2001, 2003).

Unklar ist bislang jedoch, ob sich die zentralen theoretischen Argumente des themenorientierten (und ökonomischen) Wählens auch auf den Einfluss der wahrgenommenen Sicherheits- bzw. Kriminalitätslage übertragen lassen. Nur in der Rechtsextremismus- und Rechtspopulismusforschung spielt die individuelle Sicherheitswahrnehmung gelegentlich eine Rolle, weil sich Rechtsaußenparteien sicherheitspolitischer Narrative mit xenophobem Sujet bedienen, um die Kriminalitätsfurcht der Menschen anzusprechen (siehe auch Fitzgerald et al., 2012; Schuermans & Maesschalck, 2010, S. 247). Dass diese Themenfokussierung durchaus erfolgreich sein kann, wurde bereits in empirischen Untersuchungen gezeigt (Mudde, 2007, S. 224). Ihnen zufolge profitieren rechtspopulistische und rechtsextreme Parteien bei Wahlen sowohl von höheren nationalen Kriminalitätsraten (Dinas & van Spanje, 2011, S. 669; Smith, 2010, S. 1483–1484)¹ als auch von größerer wahrgenommener Kriminalität (Schuermans & Maesschalck, 2010, S. 258). Diesen Parteien gelingt es offenbar, sich gegenüber ihrem potenziellen Elektorat bei diesen Themen als besonders kompetent zu positionieren und mithin sogenannte ›issue-ownership‹ zu erlangen.

Von diesen selektiven und nur auf eine bestimmte Parteienfamilie bezogenen Einzelbefunden abgesehen, ist die Bedeutung von sicherheits- und kriminalitätsbezogenen Einstellungen für die Wahlentscheidung bisher kaum systematisch untersucht worden. Dies gilt für das individuell wahrgenommene Risiko, selbst Opfer zu werden, und das kriminalitäts-

1 Dieser Zusammenhang zeigte sich auch für lokale Kriminalitätsraten, z. B. in Melcher (2018, S. 386–388) sowie Rydgren und Ruth (2011, S. 224)

bezogene Furchtempfinden (»personale Kriminalitätsfurcht«) ebenso wie für die wahrgenommene Entwicklung der Kriminalität bzw. die davon ausgehende gesellschaftliche Bedrohungslage (»soziale Kriminalitätsfurcht«). Mit Blick auf die soziale Ebene der Kriminalitätsfurcht ist deshalb auch noch unklar, ob und inwiefern die Einschätzung der Entwicklung politisch motivierter Kriminalität (PMK) und die wahrgenommene Bedrohung der Demokratie durch politischen Extremismus die Wahlentscheidung prägen. Befunde in Melcher et al. (2024 i. E.) deuten zumindest auf bedeutsame Unterschiede bei einer solchen »politischen Kriminalitätsfurcht« zwischen den Elektoraten von Grünen und AfD hin: Während ca. 80 Prozent der Wähler:innen der Grünen die Demokratie besonders durch Rechtsextremismus bedroht sehen, sind es beim AfD-Electorat nur 16 Prozent. Hingegen sehen 56 Prozent der Wähler:innen der AfD eine hohe oder sehr hohe Bedrohung durch Linksextremismus, während dieser Wert bei den Grünen nur 16 Prozent beträgt.

Im Beitrag wird deshalb der Frage nachgegangen, wie sich die politische Kriminalitätsfurcht im Zusammenspiel mit der wahrgenommenen Bedrohung durch linken und rechten politischen Extremismus auf das Wahlverhalten bzw. die Wahlabsicht auswirkt. Es geht vor allem darum, welche Rolle dabei die Kompetenzzuschreibung (»issue-ownership«) einzelner Parteien spielt. Einerseits wäre nämlich zu vermuten, dass es sich bei Extremismus und PMK um sogenannte »Valenzissues« handelt, bei denen über das Ziel – den Schutz der Demokratie – parteiübergreifend Einigung besteht. Wenn dem so ist, dann dürften von erhöhter politischer Kriminalitätsfurcht vor allem moderate Parteien der politischen Mitte profitieren. Handelt es sich bei Extremismus andererseits um ein »Positionsissue«, das in der Parteienlandschaft entlang grundlegender ideologischer Differenzen deutlich umstritten ist, dann sollten von erhöhter Sorge vor Rechts- bzw. Linksextremismus jeweils die Parteien des entgegengesetzten politischen Lagers profitieren.

Um diese Fragen zu beantworten, wird im ersten Schritt das theoretische Argument unter Rückgriff auf salienztheoretische Annahmen themenorientierten und ökonomischen Wählens expliziert, um davon ausgehend testbare Hypothesen abzuleiten. Unter Rückgriff auf den PaWaKS-Datensatz des Zentrums für kriminologische Forschung Sachsen (ZKFS) werden die Hypothesen im empirischen Teil operationalisiert und mittels multinomialer Mehrebenenmodelle und bayesianischer Schätzverfahren getestet.

Wie sich zeigen wird, beeinflusst politische Kriminalitätsfurcht das Wahlverhalten der Bürger:innen. Allerdings scheint es nicht so zu sein, dass die Sorge vor einer Bedrohung der Demokratie durch Extremismus bzw. PMK dazu führt, dass Menschen eher Parteien der politischen Mitte unter-

stützen. Stattdessen profitieren von der Sorge vor Rechtsextremismus und rechter PMK tendenziell linke Parteien, während eine entsprechende Bedrohungswahrnehmung im Hinblick auf den Linksextremismus eher konservativen bzw. rechten Parteien nützt.

Erhöht sich die Wahrnehmung der Zunahme linker PMK intraindividuell über die Zeit, kommt allerdings eher der SPD stärkere Unterstützung zu, während bei einer intraindividuell wahrgenommenen Zunahme rechter PMK eher für die Grünen, Nichtwahl oder Unentschlossenheit optiert wird. Solche und weitere Detailbefunde erinnern daran, dass die Wahlentscheidung – ebenso wie Wahlabsichtsbekundungen – neben Sachthemenorientierungen auch von einer Reihe weiterer Variablen beeinflusst werden. So ist es unwahrscheinlich, dass sich beispielsweise eine Anhängerin der CDU wegen ihrer gestiegenen Sorge vor Rechtsextremismus unmittelbar einer sehr linken Partei zuwendet. Es spielen eben noch weitere Faktoren wie die grundlegende ideologische Nähe zu den Parteien oder Kandidat:innenpräferenzen eine Rolle. Und auch die politische Kriminalitätsfurcht ist offenkundig nicht exogen, sondern wird ihrerseits unter anderem von bestehenden politischen Überzeugungen beeinflusst.

2. Theorie: Themenorientiertes Wählen und politisch motivierte Kriminalität

Ausgangspunkt der Theorie ökonomischen Wählens ist die Annahme, dass Menschen rationale Wahlentscheidungen entlang ihrer Präferenzen und Kosten/Nutzen-Kalküle treffen. Da die eigene wirtschaftliche Wohlfahrt dafür von grundlegender Bedeutung ist, spielt die Wahrnehmung der Wirtschaftslage eine wichtige Rolle – entweder bezogen auf die eigene wirtschaftliche Situation (»pocketbook voting« bzw. »egozentrisches Wählen«) oder die des umbettenden Gemeinwesens (»soziotropisches Wählen«) (Healy & Malhotra, 2013, S. 286). Einschlägig ist hier nur die zuletzt genannte, auf gesellschaftliche Verhältnisse zielende Argumentation, weil sich die Furcht vor Extremismus und PMK ebenfalls auf soziale Makrozustände bezieht.

Anknüpfend an die Theorie des retrospektiven Wählens (Fiorina, 1981) wird beim soziotropischen Wählen davon ausgegangen, dass die Wähler:innen die Entwicklung der wirtschaftlichen Situation eines Gemeinwesens² – zumeist des Staates – heranziehen, um ihre Wahlentscheidung zu

2 Angesichts der Mehrebenenstruktur des bundesdeutschen politischen Systems kann sich die soziotropische Bewertung der Wirtschaftslage auf unterschiedliche

treffen (Wagner & Giebler, 2015, S. 125). Ob dabei die Regierung abgestraft oder belohnt wird, hängt auch davon ab, wie sehr ihr ein Anteil an der wirtschaftlichen Entwicklung zugeschrieben wird (Peffley & Williams, 1985). Allerdings lassen sich Wahlentscheidungen auch aus der Perspektive der ökonomischen Wahlentscheidung mit diesem Theorem nur unzureichend erklären.

In die Rationalität des individuellen Wahlverhaltens fließen noch andere wirkmächtige Faktoren ein. Dies ist insbesondere die eigene (breitere) Themenorientierung (»issue-voting«) der Wähler:innen (Lachat, 2014), also individuelle thematische Präferenzen und Salienz wahrnehmungen. Vor allem jene Parteien werden deshalb von bestimmten Themenkonjunkturen elektoral profitieren, die als am kompetentesten in den jeweiligen Themenbereichen gelten (»issue-ownership«) – z. B. die CDU und FDP bei Wirtschaftsfragen oder die Grünen beim Thema Umwelt. Die Wahrnehmung von wirtschaftlicher Entwicklung, Verantwortungszuschreibung und Themenkompetenz ist zudem nicht völlig unabhängig von den ohnehin bestehenden politischen Überzeugungen einer Person. Dies gilt vor allem für die Parteineigung (Dorussen & Taylor, 2002) und die damit einhergehenden Deutungsheuristiken (Clarke et al., 2002). Sie prägen ihrerseits die Wahrnehmung und Bewertung der Wirtschaftslage sowie anderer politischer Themenbereiche.³

Diese Kausalargumente gilt es auf den Zusammenhang zwischen der Wahrnehmung politisch motivierter Kriminalität sowie Extremismus auf der einen und der Wahlentscheidung auf der anderen Seite zu übertragen. Politischer Extremismus, von ihm ausgehende politisch motivierte Kriminalität und deren Bekämpfung lassen sich als eigenes Sachthema begreifen, da sowohl linker als auch rechter Extremismus bereits in verschiedenen bundesdeutschen Wahlkämpfen thematisch aufgegriffen wurde. Politischer Extremismus bezeichnet dabei »politische Diskurse, Programme und Ideologien, die sich implizit oder explizit gegen grundlegende Werte und Verfahrensregeln demokratischer Verfassungsstaaten richten« (Backes, 2001, S. 24) – also das Hinwirken auf die Beseitigung der freiheitlich-demokratischen Grundordnung. Politisch motivierte Kriminalität (PMK) liegt

politische Ebenen wie Kommune, Land sowie Bund und vor dem Hintergrund der europäischen Integration Deutschlands auch auf die EU beziehen (Wagner & Giebler, 2015, S. 126).

3) Wenngleich ökonomische Wahltheorien den Einfluss von Einstellungen auf Wahlentscheidungen meist unidirektional modellieren und dieser Annahme hier auch modelltheoretisch gefolgt wird, ist von einem rekursiven, komplexen Kausalnexus auszugehen.

vor, wenn eine Straftat politischen Zielen dient, sich gegen die freiheitlich-demokratische Grundordnung richtet, auswärtige Belange Deutschlands gefährdet oder Hasskriminalität darstellt, die auf Diskriminierung aufgrund politischer Einstellungen, Nationalität, Rasse, Religion oder ähnlicher Merkmalen abzielt (Goertz & Goertz-Neumann, 2018, S. 9).⁴ PMK umfasst dabei einesteils Staatsschutzdelikte wie Hochverrat und die Bildung krimineller Vereinigungen sowie andernteils Alltagskriminalität mit politischem Motiv.

Die Einschätzungen und Sorgen der Bürger:innen im Hinblick auf Extremismus und politisch motivierte Straftaten werden ferner als Ausdrucksformen einer Kriminalitätsfurcht betrachtet, die sich genuin auf jene Kriminalität richtet, die aus politischen Gründen begangen wird. Anknüpfend an die allgemeine Definition von Kriminalitätsfurcht (Kreuter, 2002, S. 28–29) wird solche »politische Kriminalitätsfurcht« hier als Einstellungen und Gefühle gegenüber politisch motivierter Kriminalität und Extremismus verstanden.

Der Kampf gegen politischen Extremismus und PMK lässt sich einerseits als Valenzissue bzw. Konsensthema aller demokratischen oder wenigstens aller politisch moderaten Parteien deuten. Valenzissues sind Sachfragen, bei denen in der Bevölkerung weitgehend Einigkeit über die damit verbundenen Ziele besteht (Stokes, 1963, S. 373). Klassische Beispiele für solche Themen sind wirtschaftliche Prosperität – daher auch der Bezug zum ökonomischen Wählen – oder auch Sicherheit und Frieden, die von nahezu allen Parteien einhellig angestrebt werden. Parteiliche Unterschiede bestehen jedoch bei der Art der Zielerreichung sowie der dafür von den Wähler:innen zugeschriebenen Kompetenz (Schoen & Weins, 2014, S. 286).

Andererseits lässt sich politischer Extremismus durchaus als »Positionsissue« (Stokes, 1963) begreifen, also ein deutlich umstrittenes Sachthema, bei dem sich die Parteien im bundesdeutschen Parteiensystem uneinig sind. Das zeigt sich klar beim Blick auf die jeweiligen Problemsalenzen: Für politisch linke Parteien wie die Die Linke, SPD und Grüne stellen Rechtsextremismus und rechte PMK gegenüber dem Linksextremismus die klar größere Bedrohung für die Demokratie in Deutschland dar. Die AfD hebt im Wahlkampf dagegen immer wieder den Linksextremismus und linksmotivierte Straftaten als die größere Bedrohung hervor. CDU/CSU und FDP nehmen häufig Mittelpositionen ein und sprechen sich gegen beide Formen des politischen Extremismus gleichermaßen aus.

4 Der Begriff der politisch motivierten Kriminalität (PMK) entstammt einem behördlichen Klassifikationssystem, das von den Strafverfolgungsbehörden in dieser Form seit 2001 genutzt wird (Singer, 2004, S. 32).

Es ist daher davon auszugehen, dass aus Perspektive der Wähler:innen bestimmte Parteien als mehr oder weniger kompetent und geeignet angesehen werden, um den Kampf gegen Extremismus zu führen. Welche theoretischen Voraussagen sich daraus ergeben, hängt aber davon ab, ob die Extremismusbekämpfung analog zu wirtschaftlicher Prosperität als Sachthema von allgemeiner Relevanz, also als ein Valenzissue, oder eben als Positionsisue begriffen wird. Im ersten Fall wäre davon auszugehen, dass von einer in der Bevölkerung wahrgenommenen erhöhten Bedrohung der Demokratie durch gleich welche Form von Extremismus insbesondere Parteien der Mitte – also vor allem die (ehemaligen) Volksparteien CDU und SPD – profitieren bzw. solche, die für den Kampf gegen jeglichen Extremismus stehen, wie etwa die FDP. Sie würden in dem Fall als Issue-Owner gelten und damit als am kompetentesten für die Bekämpfung von Extremismus wahrgenommen werden. Nicht profitieren sollten hingegen Parteien, welche dem Rechts- oder Linksextremismus vergleichsweise nahestehen, also die AfD und die Partei Die Linke.

Wenn Extremismusbekämpfung hingegen eher ein Positionsisue ist, würde die wahrgenommene Bedrohung durch Rechts- bzw. Linksextremismus die Wahlentscheidung in jeweils spezifischer Form beeinflussen. Nehmen die Wähler:innen eine Zunahme rechtsmotivierter Straftaten wahr, dann dürften davon vor allem jene Parteien profitieren, die sich umso stärker dem »Kampf« gegen den Rechtsextremismus verschrieben haben, also besonders Linkspartei, SPD und Grüne. Zugleich dürfte die Wahlwahrscheinlichkeit für jene Parteien sinken, die Rechtsextremismus selten oder gar nicht als salientes gesellschaftliches Problem thematisieren oder gar mit rechtem Extremismus assoziiert werden. Umgekehrt dürfte die Wählerschaft bei einer perzipierten Zunahme linksextremer Straftaten jene Parteien favorisieren, die eher im Linksextremismus eine Bedrohung sehen und diesen entsprechend bekämpfen. Das wiederum dürften vor allem die AfD und in Teilen auch die CDU und FDP sein. Parallel dazu müsste die Wahlwahrscheinlichkeit von Parteien des linken Spektrums sinken, weil diese den Linksextremismus seltener als eigenes Problem programmatisch aufgreifen.

Auf der Grundlage dieser theoretischen Argumentationen lassen sich die folgenden drei Hypothesen formulieren:

- H1: *Je stärker die politische Kriminalitätsfurcht, desto wahrscheinlicher ist die Absicht, Parteien der Mitte zu wählen.*
- H2: *Je stärker die Furcht vor Rechtsextremismus, desto wahrscheinlicher ist die Absicht, Parteien des linken politischen Spektrums zu wählen.*
- H3: *Je stärker die Furcht vor Linksextremismus, desto wahrscheinlicher ist die Absicht, Parteien des rechten politischen Spektrums zu wählen.*

Die politische Kriminalitätsfurcht ist nicht exogen und wird durch bestehende politische Überzeugungen mindestens mitbestimmt. Menschen, die sich ohnehin vor politisch motivierter Kriminalität fürchten bzw. die Demokratie durch politischen Extremismus bedroht sehen, dürften für die Wahrnehmung einer Zunahme der einschlägigen PMK besonders sensibilisiert sein. Mit Blick auf die empirischen Analysen gilt es daher, zeitvariante Veränderungen von zeitinvarianten Personenmerkmalen zu trennen und zu prüfen, ob die drei Hypothesen sowohl Wahlabsichtsveränderungen einer Person über die Zeit als auch Unterschiede in der Wahlabsicht zwischen Personen erklären können (siehe Abschnitt 3).⁵

3. Methoden: Datengrundlage, Analyseverfahren, Operationalisierung

Datengrundlage und Auswertungsverfahren

Für die Datenauswertung wurde der PaWaKS-Datensatz verwendet.⁶ Das Paneldesign der PaWaKS-Daten erlaubt es, die abgeleiteten Hypothesen intraindividuell unter Berücksichtigung anderer Erklärungsfaktoren wie politischer Einstellungen und soziodemografischer Charakteristika zu testen. Sie ist damit besonders geeignet, um kausale Zusammenhänge nicht nur über gleichzeitige Kovarianz, sondern auch über die zeitliche Reihung von Ereignissen zu prüfen.

Die Datengrundlage stellt allerdings einige Herausforderungen an die zu wählenden Analysemethoden. Aufgrund des Längsschnittdesigns sind die Daten hierarchisch strukturiert, sodass Erhebungszeitpunkte in Personen genestet sind. Aus diesem Grund wurden Hybrid- bzw. Random-Effect-Within-Between-Modelle (REWB) berechnet (vgl. Bell et al., 2018), deren Schätzung aufgrund des kategorialen Skalenniveaus der abhängigen Variable mit Logit-Link als multinomiales Mehrebenenmodell erfolgte (vgl. Oravec & Muth, 2018).⁷ Diese Modelle haben den Vorteil, intra- und interin-

5 Es ist darüber hinaus plausibel anzunehmen, dass die benannten Zusammenhänge durch das Niveau politischer Kriminalitätsfurcht moderiert werden. Eine empirische Überprüfung ist aufgrund der zu geringen Zahl an Erhebungswellen auf der Basis der vorliegenden Daten jedoch nicht möglich.

6 Siehe hierzu die Einleitung zu diesem Band ab S. 9.

7 Grundsätzlich ließen sich die Hypothesen auch mit Random-Intercept Cross-Lagged-Panel-Modellen (RI-CLPM) und deren Erweiterungen testen (Hamaker et al., 2015; Mulder & Hamaker, 2021). Allerdings wird von diesen Modellen eher abge-

dividuelle bzw. Within- und Between-Person-Effekte gleichzeitig schätzen und damit voneinander trennen zu können. Um das zu ermöglichen, wurden die zentralen unabhängigen Variablen und Kontrollfaktoren einesteils als Längsschnittvariable der ersten Ebene aufgenommen, um Veränderungen über die Zeit zu erfassen. Andernteils wurde für die metrischen Erklärungsfaktoren der Mittelwert je befragter Person berechnet und als erklärende Variable der zweiten Ebene berücksichtigt, um das Niveau eines Merkmals in die Schätzung einzubeziehen (Bell et al., 2018, S. 2033). Die metrischen unabhängigen Variablen der ersten Ebene (Zeitvergleich) wurden am Personenmittelwert zentriert (Bell & Jones, 2015, S. 143) und mit zwei Standardabweichungen standardisiert (Gelman, 2008). Die Standardisierung der Erklärungsfaktoren der zweiten Ebene erfolgte anhand des Gesamtmittelwerts und der doppelten Standardabweichung.

Weil die relativ hohe Panelmortalität zwischen den Wellen und die insgesamt geringe Anzahl an Erhebungswellen bei komplexeren Erklärungsmodellen zu Problemen mit Maximum-Likelihood-Schätzungen führen kann (Eager & Roy, 2017), wurde auf bayesianische Schätzverfahren zurückgegriffen.⁸ Zur Schätzung wurden nicht-informative A-priori-Verteilungen verwendet. Diese bieten sich in diesem Fall vor allem deshalb an, da es keinerlei Voruntersuchungen zur gleichen Forschungsfrage gibt, die Anhaltspunkte für informative A-priori-Verteilungen geben könnten (Jackman, 2009, S. 14). Die Modelle wurden zudem mit vier Markov-Ketten mit je 2.000 bzw. für die Robustheitstests mit 3.000 Iterationen und einer Warmup-Phase von jeweils 1.000 bzw. 1.500 Iterationen geschätzt. Alle Modelle konvergierten ohne Probleme und führten zu stabilen Schätzwerten.⁹

Zur Überprüfung der Hypothesen wurden insgesamt vier Mehrebenenmodelle berechnet. Das erste Modell testet H1 und umfasst die konstruierte Variable zur wahrgenommenen Entwicklung politisch motivierter Straftaten sowie die Kontrollfaktoren der ersten und zweiten Modellebene. In das zweite Modell wurden die Wahrnehmung politisch motivierter Kriminalität für den Links- und den Rechtsextremismus sowie sämtliche Kontrollva-

raten, wenn das Erkenntnisinteresse wie hier auf dem Einfluss intra-individueller Veränderungen liegt (Selig & Little, 2013, S. 276). Eine vollständige tabellarische Darstellung der Modelle inkl. der Kontrollvariablen können dem Replikationsmaterial unter <https://osf.io/87yna/> entnommen werden.

8 Die Modelle wurden mittels der R-Pakete *brms* (Bürkner, 2017, 2018) und *rstan* (Stan Development Team, 2024) geschätzt.

9 Die Effizienzdiagnostiken der Markov-Ketten jedes geschätzten Parameters (Rhat und ESS) können der vollständigen tabellarischen Darstellung im Replikationsmaterial entnommen werden.

riablen aufgenommen, um die zweite und dritte Hypothese empirisch zu prüfen. Als Robustheitscheck wurden zwei weitere Modelle berechnet, bei denen die Variablen zur PMK-Entwicklung durch die Indikatoren zur wahrgenommenen Bedrohung der Demokratie durch politischen bzw. linken und rechten Extremismus ersetzt wurden.

Vor der Berechnung der Modelle mit unabhängigen Variablen wurde anknüpfend an Hox et al. (2017, S. 42–46) ein Nullmodell mit ausschließlich einem Random-Intercept-Term geschätzt. Auf dem Nullmodell aufbauend konnte dann ein Koeffizient für die Varianzdekomposition berechnet werden, der nahezu analog zum Intraklassenkorrelationskoeffizienten interpretiert werden kann und indiziert, wie viel der Gesamtvarianz der WahlabsichtsvARIABLE auf die Varianz zwischen den befragten Personen entfällt (siehe auch Browne et al., 2005).¹⁰ Der Koeffizient für die Varianzdekomposition beträgt 0,78 – damit sind 78 Prozent der Gesamtvariabilität auf Unterschiede zwischen befragten Personen (»Between«-Effekte) und nur etwas mehr als 20 Prozent auf zeitliche Veränderungen innerhalb einer Person (»Within«-Effekte) zurückzuführen. Die Berücksichtigung der hierarchischen Datenstruktur ist damit zwingend erforderlich, um verlässliche Aussagen zur Stärke und Wirkungsrichtung der politischen Kriminalitätsfurcht zu treffen.

Abhängige Variable: Wahlverhalten

Das Wahlverhalten wurde mit einem Item zur Wahlabsicht (»Sonntagsfrage«) operationalisiert. Mit dieser Operationalisierung wird weder das tatsächliche noch das berichtete Wahlverhalten erfasst, sondern lediglich eine hypothetische Wahlentscheidung. Das konkrete Wahlverhalten kann mit diesem Indikator also nur angenähert werden. Aus praktischen Gründen stellt diese Messung aber eine etablierte Operationalisierung des Wahlverhaltens dar, wobei die benannten Limitierungen bei der Befundinterpretation bedacht werden müssen.

Die Befragten konnten auf die Frage, welche Partei sie am kommenden Sonntag wählen würden, wenn Bundestagswahl wäre, zwischen neun validen Antwortmöglichkeiten wählen: CDU/CSU, SPD, FDP, Bündnis 90/Die Grünen, Die Linke, AfD, eine andere Partei, Wahlenthaltung (»Ich würde nicht wählen«) und »Ich weiß es noch nicht«. Weil die beiden letztgenannten

10 Für die Berechnung wurde das R-Paket *performance* genutzt (Lüdecke et al., 2021).

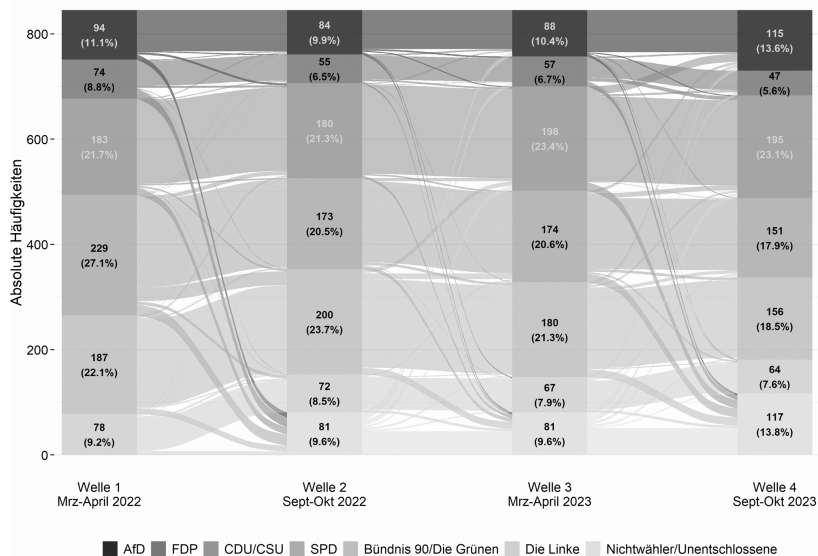
Antwortmöglichkeiten jedoch erst ab der zweiten Erhebungswelle aufgenommen wurden, könnte insbesondere der intraindividuelle Wechsel von einer Partei zu den Nichtwählern und Unentschlossenen überschätzt werden, was die Ergebnisse insgesamt verzerren würde. Allerdings ist das im Falle der durchgeführten Analysen unproblematisch, weil die unabhängigen Variablen erst ab der zweiten Erhebungswelle abfragt wurden. Für die Analysen wurden Personen, die nicht wählen gehen würden oder mit »Ich weiß es noch nicht« geantwortet haben, zu einer Kategorie zusammengefasst und als Referenzwert im multinomialen Mehrebenenmodell verwendet. Nicht berücksichtigt wurden Personen, die für andere als die etablierten Parteien gestimmt hätten, weil sich hierbei keine Rückschlüsse auf die Gültigkeit der zuvor formulierten Hypothesen ziehen lassen. Ausgeschlossen von den Analysen sind zudem jene, die nur an einer Befragungswelle teilgenommen haben und somit für Längsschnittanalysen nicht herangezogen werden können.

Abbildung 1 zeigt die »Wahlabsichtswanderungen« zwischen den vier PaWaKS-Wellen für die etablierten Parteien sowie für die Gruppe der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen von jenen Befragten, die an allen vier Wellen teilgenommen haben. Von der ersten bis zur vierten Welle verschoben sich die Wahlabsichten innerhalb des Elektorats insbesondere von SPD und Grünen zu anderen Parteien sowie zur Gruppe der Unentschlossenen und Nichtwähler:innen. Die Abwanderung von der ersten zur zweiten Welle ist hierbei allerdings ausgenommen, weil die Antwortmöglichkeiten für die Wahlenthaltung und Unentschlossenheit erst ab der zweiten Welle zur Verfügung standen.

Besonders groß war der Verlust an Wählerpotenzial für die SPD, die zwischen der ersten und zweiten Welle zudem einen Teil der Wähler:innen an die Grünen verloren hat. Bis auf die AfD, die über die vier Wellen hinweg einen Teil ihres Elektorats lediglich an die Gruppe der Unentschlossenen und Nichtwähler:innen verloren hat, überwiegt aber auch bei den anderen Parteien die Abwanderung und damit der Verlust an möglichen Wählerstimmen. So profitierte die CDU in der zweiten und dritten PaWaKS-Welle zwar noch von den Abwanderungsverlusten der SPD. Allerdings konnte der Zulauf aus der SPD den Verlust in der vierten Welle im Herbst 2023 nicht mehr ausgleichen, hier verlor die CDU einen Teil ihres Elektorats an die AfD und die Gruppe der Unentschlossenen und Nichtwähler:innen. Der Anteil Letzterer wuchs von knapp 10 Prozent in der zweiten Welle im Herbst 2022 auf gut 14 Prozent im Herbst 2023.

In Tabelle 1 ist der Grad der Veränderung bei der Wahlabsicht zwischen den Wellen dargestellt. Gut zwei Drittel der Befragten, die an mindestens zwei Wellen teilgenommen haben, wählten stets dieselbe Antwortmöglichkeit, optierten also entweder für eine etablierte Partei oder für Nicht-

Abbildung 1: »Wahlabsichtswanderung« zwischen den PaWaKS-Wellen



Anmerkung: In der ersten Welle wurden die Antwortmöglichkeiten »Ich würde nicht wählen« und »Ich weiß es noch nicht« noch nicht erhoben. Der Zuwachs bei Nichtwähler:innen/Unentschlossenen von der ersten zur zweiten Welle ist daher nicht auf tatsächliche Änderungen in der Wahlabsicht zurückzuführen. Die Abbildung spiegelt aufgrund der Panelmortalität zwischen den Wellen, die vermutlich einem systematischen Muster folgen und damit nicht zufällig sind, die tatsächlichen Mehrheitsverhältnisse zum Erhebungszeitpunkt nur bedingt wider. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

Tabelle 1: Wahlvolatilität in den PaWaKS-Daten

Häufigkeit wechselnder Wahlabsichten	N	valider Anteil	Anteil gesamt
0	1605	68,0 %	31,0%
1	656	27,8 %	12,7%
2	90	3,8 %	1,7%
3	9	0,4 %	0,2%
Fehlwert	2814		54,4%

Anmerkung: Die Tabelle zeigt die Häufigkeit wechselnder Wahlabsicht für Personen, die bei mindestens zwei Wellen valide Antworten auf die Sonntagsfrage gegeben haben. Beispielsweise haben 1605 Befragte die Sonntagsfrage immer gleich beantwortet. Legende: N = Anzahl valider Antworten. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

wahl bzw. hatten sich noch nicht entschieden. Mehr als ein Viertel jener Befragten wechselte einmal zwischen den Wellen die Antwortmöglichkeit, nur ca. 4 Prozent taten dies mehr als zweimal. Zu wechselnden Wahlabsichten kam es demnach in etwas weniger als einem Drittel aller Fälle. Mit Blick auf die multivariaten Analysen liegt damit hinreichend Varianz zwischen den Wähler:innen vor, um auf intraindividuelle Veränderungen schließen zu können.

Unabhängige Variablen und Robustheitsprüfung

Um politische Kriminalitätsfurcht zu operationalisieren, wurden zwei Fragebatterien verwendet. Eine richtet sich auf die wahrgenommene Entwicklung extremistischer Straftaten, die andere auf die wahrgenommene Bedrohung der Demokratie durch Extremismus.

In der Batterie zur wahrgenommenen Entwicklung extremistischer Kriminalität wurden zwei Items verwendet, bei denen die Panelteilnehmer auf einer siebenstufigen Skala angeben sollten, ob linksextremistisch bzw. rechtsextremistisch motivierte Straftaten in den letzten fünf Jahren aus ihrer Sicht seltener oder häufiger geworden bzw. gleichgeblieben sind. Beide Items wurden ab der zweiten Welle abgefragt. Um die wahrgenommene Entwicklung politisch motivierter Kriminalität im Allgemeinen zu messen, wurde je befragter Person und Welle der höchste Antwortwert der beiden Items zum Links- bzw. Rechtsextremismus genommen und in eine eigene Variable überführt.

Tabelle 2 zeigt die deskriptiven Kennzahlen aufgeschlüsselt nach Erhebungswelle. Im Schnitt geben die Befragten über alle Wellen hinweg an, dass sowohl links- als auch rechtsextremistisch motivierte Straftaten aus ihrer Sicht etwas häufiger geworden sind; die jeweiligen Mittelwerte liegen zumeist zwischen 4,5 und 5. Noch deutlicher fällt die wahrgenommene Zunahme bei der allgemeinen PMK-Entwicklung aus; hier liegt der Mittelwert konstant bei einem Skalenwert von 5,3. Ein Großteil der Befragten nimmt demnach zwar einen Aufwärtstrend politisch motivierter Kriminalität insgesamt wahr, die Standardabweichungen von ca. einem Skalenpunkt bei allen Indikatoren weisen aber auf große interindividuelle Unterschiede hin.

Um zusätzlich die Robustheit der Befunde auf der Basis der PMK-Items zu prüfen, wurden die Analysen mit Indikatoren zur Wahrnehmung einer Bedrohung der Demokratie durch Links- bzw. Rechtsextremismus wiederholt. Die Bedrohungswahrnehmung wurde über zwei Items gemessen, bei denen die Respondenten auf einer Fünferskala von 1 »sehr gering« bis 5 »sehr hoch« den Grad der Bedrohung der demokratischen Ordnung in

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken der PMK-Items

Item	Welle	MW	SD	N
Wahrgenommene Entwicklung linksextremistisch motivierter Straftaten	2	4.5	1.2	2654
	3	4.6	1.2	1925
	4	4.6	1.2	1134
Wahrgenommene Entwicklung rechtsextremistisch motivierter Straftaten	2	5.0	1.2	2654
	3	4.8	1.2	1925
	4	5.0	1.3	1134
Wahrgenommene Entwicklung politisch motivierter Straftaten allgemein (kodiert)	2	5.3	1.0	2654
	3	5.3	1.0	1925
	4	5.5	1.0	1134

Anmerkung: MW = Mittelwert, SD = Standardabweichung, N = Anzahl valider Antworten; Frage: »Nachfolgend werden verschiedene Arten von Straftaten genannt. Bitte geben Sie jeweils an, ob solche Taten nach Ihrem Eindruck in Deutschland in den letzten fünf Jahren seltener geworden, gleich häufig geblieben oder häufiger geworden sind«; Antwortskala: 1 = sehr viel seltener, 2 = seltener, 3 = etwas seltener, 4 = gleichgeblieben, 5 = etwas häufiger, 6 = häufiger, 7 = sehr viel häufiger. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

Deutschland durch diese beiden Formen des Extremismus einschätzen sollten. Beide Items wurden nur in der dritten und vierten Welle erhoben. Analog zur Operationalisierung der Wahrnehmung links- bzw. rechtsextremer PMK wurde ein Indikator zur Bedrohung durch politischen Extremismus im Allgemeinen erstellt und dafür ebenfalls je befragter Person und Welle der höchste Antwortwert der beiden Items verwendet.

Die Häufigkeitsverteilungen der Merkmale sind in Tabelle 3 ausgewiesen. Analog zur wahrgenommenen PMK-Entwicklung attestieren die Befragten dem Rechtsextremismus das höchste Gefährdungspotenzial für die Demokratie; der Mittelwert liegt über alle Wellen hinweg nahe dem Skalenwert 4. Linksextremismus wird demgegenüber im Mittel als weniger bedrohlich für die Demokratie eingeschätzt. Die hohe Standardabweichung deutet indes auch hier auf deutliche Wahrnehmungsunterschiede hin. Letzteres kann jedoch nicht darüber hinwegtäuschen, dass ein Großteil der Befragten die Demokratie durch politischen Extremismus als bedroht ansieht, wie der rekodierte Indikator verdeutlicht. Die Generalisierbarkeit dieser Zahlen ist jedoch eingeschränkt, weil gut zwei Drittel aller Befragten die Frage nicht valide beantwortet haben bzw. beantworten konnten.¹¹

11 Allerdings weisen die Befunde einer noch zu publizierenden Befragungsstudie der Verfasser in die gleiche Richtung. In Melcher et al. (2024 i. E.) zeigte sich bei

Tabelle 3: Häufigkeitsverteilung der Variable zur Bedrohungswahrnehmung

Item	Welle	MW	SD	N
Wahrgenommene Bedrohung durch Rechtsextremismus	2	3,8	1,1	1810
	3	3,9	1,1	1101
Wahrgenommene Bedrohung durch Linksextremismus	2	3,4	1,1	1775
	4	3,4	1,1	1088
Wahrgenommene Bedrohung durch politischen Extremismus (kodiert)	3	4,1	0,9	1768
	4	4,2	0,8	1085

Anmerkung: MW = Mittelwert, SD = Standardabweichung, N = Anzahl valider Antworten; Frage: »Wie schätzen Sie die Bedrohung der demokratischen Ordnung in Deutschland durch die folgenden Formen von politischem Extremismus ein?«; ursprüngliche Antwortskala: 1 = ist sehr gering, 2 = ist eher gering, 3 = ist mittelmäßig, 4 = ist hoch, 5 = ist sehr hoch. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

Kontrollvariablen

Um dem angesprochenen Endogenitätsproblem zu begegnen, werden die politische Selbstverortung und der Grad relativer Deprivation als Kontrollvariablen aufgenommen. Die grundlegenden deskriptiven Kennzahlen beider Variablen sind der Tabelle 4 zu entnehmen. Die politische Selbstverortung wurde über ein Item gemessen, bei dem die Befragten auf einer Skala von 1 »links« bis 7 »rechts« angeben sollten, wo sie sich politisch selbst einordnen. Im Mittel ordneten sich die befragten Personen über alle Befragungswellen der politischen Mitte zu, wobei die Standardabweichung von einem Skalenpunkt auf eine größere Streuung zwischen den Befragten hindeutet. Beim Frageitem zur relativen Deprivation sollten die Befragten die eigene finanzielle Situation im Vergleich zu anderen Deutschen einschätzen und dafür eine Skala mit sieben Ausprägungen von 1 »sehr viel schlechter« bis 7 »sehr viel besser« verwenden. Der Mittelwert beträgt auch hier bei allen Wellen 3,8 und entspricht damit nahezu dem Skalenmittel, bei dem keine Unterschiede der eigenen finanziellen Situation zu anderen Deutschen wahrgenommen werden.

Ergänzend zu den inhaltlichen Kontrollvariablen wurden in den zu testenden Modellen zudem soziodemografische Merkmale berücksichtigt, die

einem identisch konstruierten Indikator auf der Grundlage von Daten einer Bevölkerungsbefragung mit Einwohnermeldeamtsstichprobe (»Sicherheit und Kriminalität in Sachsen – SKiSAX 2022«), dass fast 60 Prozent der Befragten die Bedrohung der Demokratie durch Extremismus als hoch ansehen.

Tabelle 4: Deskriptive Statistiken der metrischen Kontrollvariablen

Item	Welle	MW	SD	N
Links-rechts-Selbsteinstufung	1	3.8	1.1	4827
	2	3.8	1.1	2488
	3	3.8	1.0	1819
	4	3.9	1.0	1085
Relative Deprivation	1	3.8	1.2	5174
	2	3.8	1.3	2617
	3	3.8	1.2	1888
	4	3.8	1.2	1118

Anmerkung: MW = Mittelwert, SD = Standardabweichung, N = Anzahl valider Antworten; LR-Selbsteinstufung – Frage: »Viele Leute verwenden die Begriffe ›links‹ und ›rechts‹, wenn es darum geht, unterschiedliche politische Einstellungen einzuordnen. Wenn Sie an Ihre eigenen politischen Ansichten denken, wo würden Sie diese auf dieser Skala einstufen?«, Antwortskala 1 bis 7-1 = links, 4 = Mitte, 7 = rechts; relative Deprivation – Frage: »Wie bewerten Sie Ihre finanzielle Situation im Vergleich zu anderen Deutschen?«, Antwortskala: 1 bis 7-1 = sehr viel schlechter, 4 = gleich, 7 = sehr viel besser. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

gemäß dem mikrosoziologischen Ansatz der Wahlforschung mit der Wahlentscheidung in Verbindung stehen (Lazarsfeld et al., 1944). Konkret handelt es sich dabei um das Geschlecht (wobei aufgrund der geringen Fallzahl der Angabe »divers« nur Männer und Frauen berücksichtigt werden), das Alter (differenziert nach Altersgruppen), den Migrationshintergrund und die Staatsangehörigkeit. Bei Geschlecht und Migrationshintergrund handelt es sich um zeitinvariante Merkmale, die sich zwischen den Erhebungswellen nicht verändert haben und daher als Between-Merkmale der zweiten Ebene in die Mehrebenenanalysen einfließen. Beim Alter und der Staatsangehörigkeit kam es bei einigen Befragten zu Änderungen zwischen den Wellen, weshalb diese Kontrollfaktoren als Variablen der ersten Ebene bzw. Within-Merkmale aufgenommen werden.

4. Empirische Analyse: Valenzissue oder Positionissue?

Politische Kriminalitätsfurcht als Valenzissue (H1)

Im ersten Schritt wird die Hypothese geprüft, ob politische Kriminalitätsfurcht mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit einhergeht, Parteien der Mitte wählen zu wollen. Dahinter steht die Annahme, dass es sich bei Extremismus um ein Valenzissue handelt. Analog zur Wirtschaftspolitik beim öko-

nomischen Wahlen, so die Argumentation, profitieren von einer verstärkten Problemwahrnehmung in diesem Bereich vor allem moderate Parteien, weil ihnen aufgrund ihrer großen Entfernung zu jeglichem Extremismus eine besondere Problemlösungskompetenz (»issue-ownership«) bei der Bekämpfung von Extremismus zugeschrieben wird.

Abbildung 2 zeigt die A-posteriori-Verteilungen der durchschnittlichen marginalen Effekte (»average marginal effects«, AME) für die wahrgenommene Entwicklung politisch motivierter Kriminalität, getrennt nach Between- und Within-Effekten für jede berücksichtigte Parteianhängerschaft, für die Nichtwähler:innen und die Unentschlossenen (hellgrau). Die Between- bzw. interindividuellen Effekte beziehen sich dabei auf Unterschiede in der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit, wenn sich das mittlere Niveau der wahrgenommenen Zunahme politisch motivierter Straftaten *zwischen* den Respondenten unterscheidet. Bei Within- bzw. intrapersonalen Effekten geht es hingegen um Änderungen in der Wahlabsicht ein und derselben Person in Abhängigkeit von Veränderungen in deren wahrgenommener PMK-Entwicklung über die Zeit.

Die Befunde zu den interindividuellen Effekten (obere Grafik) widersprechen zunächst H1. Wenn die wahrgenommene Zunahme politisch motivierter Straftaten bei einer Person sich von einer anderen um zwei Standardabweichungen (gemäß Tabelle 2 etwa zwei Skalenpunkte auf der siebenstufigen Skala) unterscheidet, so hat diese Person sogar eine im Schnitt um 3 Prozentpunkte höhere Wahrscheinlichkeit, die AfD wählen zu wollen. Ein ganz ähnlicher Zusammenhang zeigt sich für eine Wahlabsicht der Grünen. Menschen, die eine (stärkere) Zunahme politischer motivierter Straftaten wahrnehmen, neigen im Mittel eher zur Wahl von AfD und Grünen als jene, die das nicht (oder weniger) tun. Die Furcht vor politisch motivierter Kriminalität allgemein ist demnach weniger mit den Elektoraten der Parteien der Mitte – CDU/CDU und SPD – assoziiert, sondern stärker mit politisch linken bzw. rechten Parteien. Weil diese sich aber klarer als die Parteien der Mitte dem Kampf gegen den Extremismus der politischen Gegenseite verschreiben, sprechen diese Befunde dagegen, dass der Kampf gegen jedweden Extremismus ein Valenzissue ist, der bei ansteigendem (wahrgenommenem) Problemdruck ein Anwachsen der Unterstützung für Parteien der politischen Mitte bewirkt.

Allerdings sind die Between-Effekte diesbezüglich nicht völlig einheitlich. Bedeutsame Effekte zeigen sich nämlich auch in folgender Hinsicht: Menschen, die politisch motivierte Kriminalität nicht als besonders drängendes Problem ansehen, haben mit höherer Wahrscheinlichkeit die Absicht, die Partei Die Linke zu wählen, noch unentschlossen zu sein oder gar nicht zu wählen. Auch wenn so nicht vorhergesagt, lässt sich das durch-

aus im Sinne des theoretischen Arguments interpretieren. Insbesondere der robuste Effekt auf potenzielle Nichtwählerschaft bzw. Unentschlossenheit könnte dafürsprechen, dass eine höhere Problemwahrnehmung im Hinblick auf Extremismus einen mobilisierenden bzw. politisierenden Effekt hat. Dennoch reicht das Gesamtbefundmuster zu interindividuellen Effekten nicht aus, um H1 als bestätigt zu betrachten.

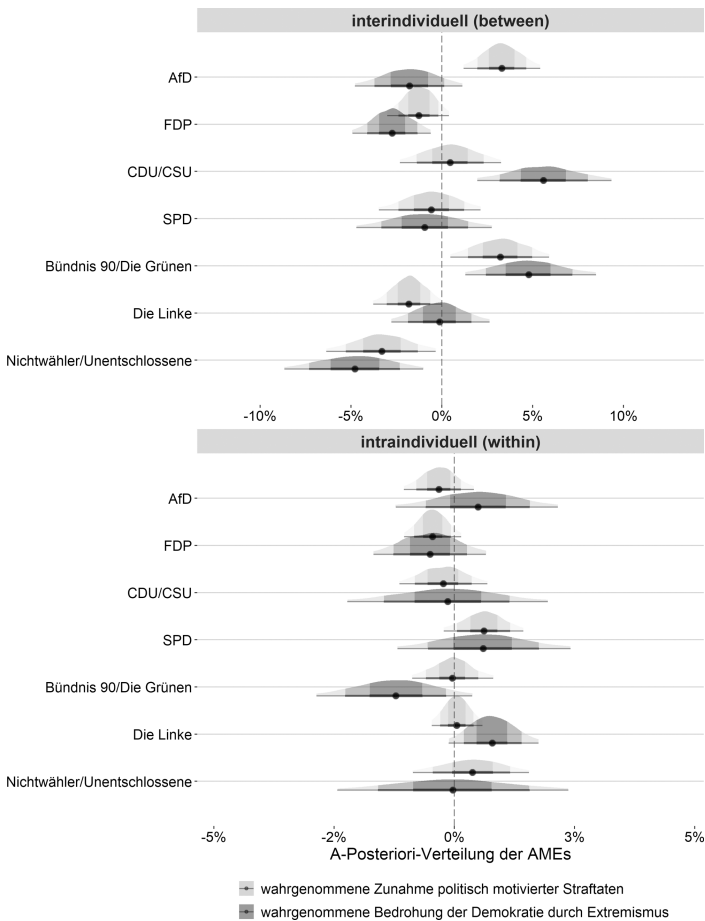
Zu einem anderen, aber weniger eindeutigen Ergebnis führt die Analyse von Within-Effekten, also von Veränderung der Wahrnehmung politisch motivierter Kriminalität einer Person über die Zeit. Nimmt eine befragte Person zum Zeitpunkt t_1 eine größere Zunahme politisch motivierter Kriminalität wahr als zu t_0 , dann steigt für diese Person die Wahrscheinlichkeit, die SPD wählen zu wollen, im Mittel um weniger als einen Prozentpunkt. Die Änderungsrate zwischen beiden Erhebungszeitpunkten muss dafür allerdings zwei personenspezifischen Standardabweichungen entsprechen.¹² Dieser Effekt kann zwar statistisch als durchaus robust angesehen werden,¹³ fällt aber faktisch sehr schwach aus. Die Wahlabsichtswahrscheinlichkeiten anderer Parteien ändern sich noch weniger, wenn eine Person über die Zeit zu einer verstärkten Problemwahrnehmung hinsichtlich der Zunahme von PMK gelangt: Die Wahrscheinlichkeit, AfD, FDP und CDU/CSU wählen zu wollen, verringert sich laut Modell um lediglich 0.5 Prozentpunkte, und der Effekt ist überwiegend noch unsicherer als jener auf die SPD-Wahlabsicht. Der theoretisch erwartete Zusammenhang, dass im Falle einer größeren wahrgenommenen Zunahme von PMK eher Parteien der Mitte gewählt werden, zeigt sich nur für die SPD, nicht aber für andere moderate Parteien.

Um die Robustheit dieser Befunde zu prüfen, wurde ein weiteres Modell mit einem zweiten Indikator für politische Kriminalitätsfurcht, der Wahrnehmung einer Bedrohung der Demokratie durch gleich welchen politischen Extremismus, als unabhängiger Variable geschätzt. Die Ergebnisse sind ebenfalls in Abbildung 2 ausgewiesen (dunkelgrau). Im Wesentlichen decken sie sich mit den bereits diskutierten, weisen aber auch einige Unterschiede auf. Beim interindividuellen Vergleich zeigt sich analog zur PMK-Wahrnehmung,

12 Gemeint ist damit die Standardabweichung der Messwerte einer Person über die Erhebungswellen hinweg, die für jede befragte Person unterschiedlich hoch ausfallen.

13 Zwar weist das 80-prozentige Kreditintervall auf einen robusten Effekt hin. Jedoch überlagert das 95-prozentige Kreditintervall den Nullwert, was eine bedeutsame Unsicherheit des mittleren Zusammenhangs indiziert. Insgesamt ist es dennoch deutlich wahrscheinlicher, dass der Within-Effekt auf die SPD-Wahlabsicht positiv und größer als null ausfällt, als dass er negativ und kleiner/gleich null ist (zur Interpretation bayesianischer Kreditintervalle siehe Kruschke, 2014, S. 317–324).

Abbildung 2: Änderung der durchschnittlichen Wahlabsichtswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der allgemeinen politischen Kriminalitätsfurcht



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die durchschnittlichen marginalen Effekte (»average marginal effects«, AME) der zwei Indikatoren für die politische Kriminalitätsfurcht auf die Wahlabsicht zwischen Personen (oben) und innerhalb von Personen über die Zeit (unten). Für beide Indikatoren wurden getrennte Modelle geschätzt. Die schwarzen Punkte entsprechen dem Mittelwert der jeweiligen A-posteriori-Verteilungen, die Intervalle und Dichtediagramme zeigen von der dunklen zur hellen Schattierung gehend das jeweilige 50-, 80- und 95-prozentige Kreditabilitätsintervall. Verteilungen rechts der Nulllinie zeigen eine Zunahme und links der Nulllinie eine Abnahme der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

dass vor allem das potenzielle Elektorat der Grünen für eine Bedrohung der Demokratie durch politischen Extremismus sensibilisiert ist. Der Effekt fällt mit einem mittleren AME-Wert von ca. 5 Prozent sogar etwas größer als bei der PMK-Wahrnehmung aus. Auch dass mit zunehmendem Niveau der Bedrohungswahrnehmung die Wahrscheinlichkeit sinkt, die FDP zu wählen bzw. vor allem in das Lager der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen zu wechseln, deckt sich mit den Befunden zum PMK-Indikator.

Vom ersten Modell abweichende Effekte zeigen sich dagegen bei der Absicht, die CDU/CSU bzw. AfD zu wählen. Während interindividuelle Unterschiede in der wahrgenommenen Entwicklung politisch motivierter Kriminalität mit einer höheren Wahrscheinlichkeit für eine AfD-Wahlabsicht einhergehen, zeigt sich für das Niveau der wahrgenommenen Bedrohung der Demokratie durch Extremismus ein schwacher umgekehrter – also negativer – Zusammenhang. Demgegenüber scheinen vor allem die potenziellen Wähler:innen der CDU/CSU sensibilisiert zu sein, wenn es um die Gefährdung der Demokratie durch Extremismus allgemein geht: Die Wahrscheinlichkeit, CDU/CSU wählen zu wollen, liegt für jene Personen, die einen um zwei Skalenpunkte größeren Wert beim fünfstufigen Bedrohungsindikator aufweisen, im Mittel um gut 5 Prozentpunkte höher als für die Vergleichspersonen. Zusammengefasst sprechen auch diese Befunde nur sehr bedingt für H1 und reichen nicht hin, um die Nullhypothese zu verwerfen.

Auch die Zusammenhangsmuster für die intraindividuellen Effekte passen größtenteils zu den Befunden zur Rolle der PMK-Wahrnehmung. Zwar zeigen sich hier inhaltlich durchaus bemerkenswerte Unterschiede: Im Gegensatz zur Entwicklung der PMK erhöht eine zunehmende Bedrohungswahrnehmung durch politischen Extremismus die Wahrscheinlichkeit einer Person, die Partei Die Linke wählen zu wollen. Und die Grünen zu wählen, wird anders als bei der PMK-Wahrnehmung sogar um durchschnittlich einen Prozentpunkt unwahrscheinlicher, wenn die wahrgenommene Bedrohung der Demokratie durch Extremismus um zwei personenspezifische Standardabweichungen zunimmt. Allerdings sind diese Effektstärken ziemlich gering und überdies statistisch nicht sonderlich robust: Das 95-prozentige Kreditabilitätsintervall aller Effekte schließt den Nullwert ein, und kaum eines der 80-prozentigen Kreditabilitätsintervalle liegt außerhalb davon. Eine differenzierte theoretische Interpretation der Unterschiede zwischen den Modellen erscheint vor diesem Hintergrund nicht zielführend.¹⁴ Festzuhalten ist aber: Der Within-Effekt zeitlicher Veränderung widerspricht im Wesentlichen ebenfalls den theoretischen Erwartungen.

14 Dies gilt umso mehr, als hier Methodeneffekte nicht ausgeschlossen werden können. »Politisch motivierte Kriminalität« und »Bedrohung der Demokratie durch

Insgesamt ist H1 damit auf der Grundlage beider Modelle zurückzuweisen. Die Gefährdung der Demokratie durch Extremismus und PMK scheint kein Valenzissue dergestalt zu sein, dass die einschlägige Problemlösungskompetenz vor allem jenen Parteien zugeschrieben wird, die klar in der politischen Mitte verortet und damit vom Extremismus besonders weit entfernt sind. Stattdessen deuten die Ergebnisse darauf hin, dass die politische Kriminalitätsfurcht eher Teil eines parteipolitisch gefärbten Positionssues sein könnte.

Politische Kriminalitätsfurcht als Positionssue (H2 und H3)

Deshalb gilt es im nächsten Schritt, die Vermutung zu prüfen, ob der Einfluss politischer Kriminalitätsfurcht auf die Wahlabsicht sich nach der ideologischen Ausrichtung der PMK bzw. des Extremismus differenziert. Ausgangspunkt ist die Annahme, dass es sich bei diesen Phänomenen um Positionssues handelt, die auch unter eher moderaten Parteien ideologisch kontrovers behandelt werden. Zu erwarten ist dann, dass von der Wahrnehmung einer Zunahme von rechter (H2) bzw. linker (H3) politischer Kriminalität jeweils insbesondere die ideologisch entgegengesetzten Parteienfamilien profitieren, weil sie ihre Kompetenz und Motivation im Kampf gegen solchen Extremismus jeweils besonders plausibel machen können.

Um H2 und H3 zu testen, wurden die Items zur Wahrnehmung links- bzw. rechtsmotivierter Straftaten in ein gemeinsames Modell integriert und zusammen mit den Kontrollvariablen geschätzt. Die Ergebnisse der Modellschätzung für beide Items sind Abbildung 3 zu entnehmen, die analog zu Abbildung 2 zu interpretieren ist.

Der Blick auf den interindividuellen Effekt linker und rechter PMK-Wahrnehmung zeigt im Wesentlichen ein zu den beiden Hypothesen passendes Muster. Befragte, die im Mittel eine große Zunahme linksextremer Straftaten wahrnehmen, tendieren wie erwartet zur AfD und CDU/CSU, also zu politisch rechten Parteien. Eine im Vergleich zu einer Vergleichsperson um zwei Skaleneinheiten höhere Wahrnehmung zunehmender linker PMK geht einher mit einer um durchschnittlich etwa 10 Prozentpunkte erhöhten Wahrscheinlichkeit für eine AfD-Wahlabsicht. Bei der CDU/CSU beträgt der Un-

Extremismus« könnten bei den Befragten recht verschiedene Vorstellungsinhalte und Deutungsrountinen ausgelöst haben, etwa weil der Extremismuskurs in Deutschland recht stark auf den Rechtsextremismus fokussiert ist, während PMK möglicherweise häufiger auch mit linker Militanz in Verbindung gebracht wird.

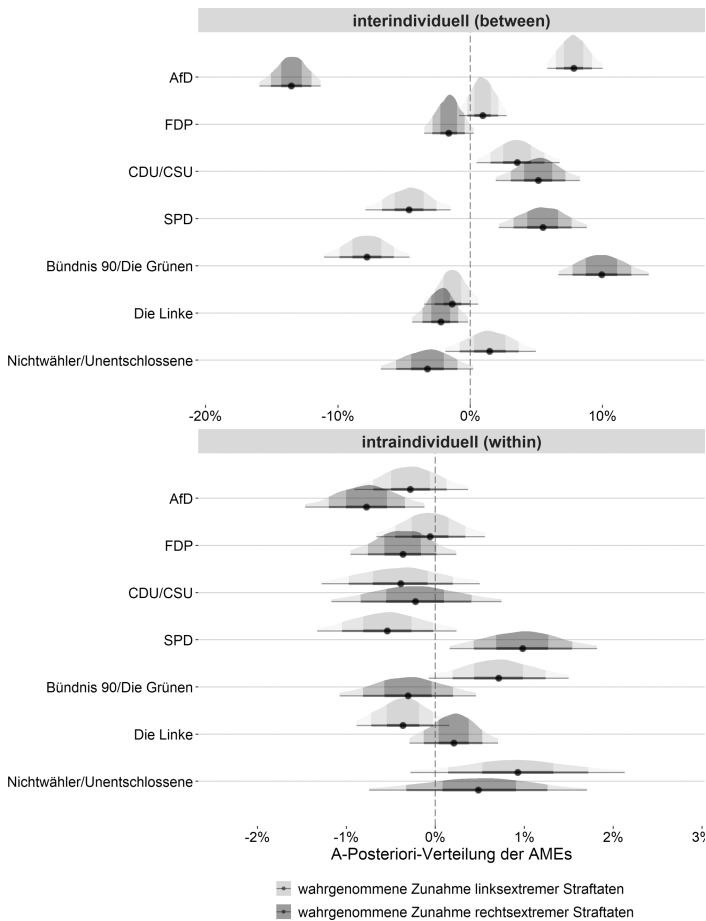
terschied immerhin ca. 5 Prozentpunkte. Parallel ist es für Personen weniger wahrscheinlich, Parteien des linken Spektrums zu wählen, wenn sie linker PMK einen größeren Zuwachs bzw. eine geringere Abnahme unterstellen. Das betrifft insbesondere die Grünen, aber auch die SPD und die Linkspartei, bei denen sich die Wahlabsichtswahrscheinlichkeit um bis zu 10 Prozentpunkte verringert.

Ähnlich eindeutig und stimmig ist das Muster der interindividuellen Effekte für die wahrgenommene Zunahme ideologisch rechts motivierter politischer Kriminalität. Befragte, die im Mittel die Zunahme rechtsextremer Straftaten vergleichsweise als höher einschätzen, neigen tatsächlich stärker zur Wahl linker Parteien, konkret von SPD und besonders Bündnis 90/Die Grünen. Der interpersonelle Unterschied in der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit fällt hier mit 6 (SPD) bzw. 10 Prozentpunkten (Grüne) ebenfalls recht hoch aus. Klar negativ wirkt sich ein hohes Niveau wahrgenommener Zunahme rechter PMK hingegen auf die Wahrscheinlichkeit aus, die AfD wählen zu wollen. Hier liegt der durchschnittliche marginale Effekt bei über 13 Prozentpunkten – der stärkste Effekt in allen Modellen.

Zwei Zusammenhänge stimmen allerdings nicht völlig mit den theoretischen Erwartungen überein. Das ist zum einen der ausbleibende positive Effekt der Wahrnehmung zunehmender rechter PMK auf die Wahrscheinlichkeit, die Linkspartei wählen zu wollen. Zum anderen macht diese Wahrnehmung auch eine CDU/CSU-Wahlabsicht wahrscheinlicher. Dass Die Linke nicht vorrangig von jenen Personen gewählt werden würde, die eine Zunahme rechtsextremer Straftaten wahrnehmen, liegt womöglich daran, dass die Partei nicht (mehr) als »Issue-Owner« für den Kampf gegen den Rechts extremismus wahrgenommen wird. Dies sind nunmehr vor allem die SPD und die Grünen, wofür die deutlichen Effekte auf die Absicht, sie zu wählen, sprechen. Ein ähnliches Argument lässt sich auch für die CDU/CSU machen, die augenscheinlich von einem Teil des Elektorats als geeignet angesehen wird, sowohl den linken als auch den rechten Extremismus zu bekämpfen – wohlgermerkt als einzige Partei.

Eine interessante Besonderheit stellen erneut die potenziellen Nichtwähler:innen und Unentschlossenen dar. Unter ihnen scheint die Wahrnehmung, PMK von rechts sei ein zunehmendes Problem, weniger weit verbreitet zu sein als die Wahrnehmung einer Zunahme linksmotivierter Kriminalität – und zwar auch unter Kontrolle anderer Faktoren. Dies konterkariert den im Zuge der Analysen zu H1 gewonnenen Eindruck, politische Kriminalitätsfurcht allgemein habe einen politisch mobilisierenden Effekt. Vielmehr scheint das höchstens für einschlägige Einstellungen zum Links extremismus der Fall zu sein, wobei der diesbezügliche Effekt im Between-Modell erstens schwach und zweitens statistisch wenig robust ist.

Abbildung 3: Änderung der durchschnittlichen Wahlabsichtswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der wahrgenommenen Entwicklung linker und rechter PMK



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die durchschnittlichen marginalen Effekte (»average marginal effects«, AME) der wahrgenommenen Zunahme von linker und rechter PMK auf die Wahlabsicht zwischen Personen (oben) und innerhalb von Personen über die Zeit (unten). Es wurde für beide Indikatoren ein gemeinsames Modell geschätzt. Die schwarzen Punkte entsprechen dem Mittelwert der jeweiligen A-posteriori-Verteilungen, die Intervalle und Dichtediagramme zeigen von der dunklen zur hellen Schattierung gehend das jeweilige 50-, 80- und 95-prozentige Kreditivitätsintervall. Verteilungen rechts der Nulllinie zeigen eine Zunahme und links der Nulllinie eine Abnahme der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

Trotz der benannten kleineren Abweichungen von den theoretischen Annahmen stimmen H2 und H3 in weiten Teilen mit den empirischen Befunden zu den interpersonellen Effekten überein. Wohlgermerkt weisen fast alle einschlägigen Zusammenhänge nicht nur größere Effektstärken als jene zur Valenzissue-Hypothese auf, sondern sie sind auch durchweg statistisch robuster. H2 und H3 können auf dieser Grundlage nicht verworfen werden.

Um die Gültigkeit dieser Hypothesen zu prüfen, sind allerdings die Within-Effekte noch bedeutsamer (siehe ebenfalls Abbildung 3). Die Befunde zum Einfluss intraindividuelle Veränderung in der links- und rechts-extremen PMK-Wahrnehmung sind weniger eindeutig. Nimmt eine Person zwischen zwei Erhebungszeitpunkten eine (stärkere) Zunahme linker PMK wahr, steigt dadurch ihre Wahrscheinlichkeit um gut einen Prozentpunkt, die Grünen wählen zu wollen oder in die Gruppe der Nichtwähler:innen bzw. Unentschlossenen zu wechseln. Gleichzeitig sinkt die Wahrscheinlichkeit, die SPD und die Linkspartei wählen zu wollen, minimal um gut 0,5 Prozentpunkte. Die breiten Kreditabilitätsintervalle indizieren zwar eine etwas größere statistische Unsicherheit als bei den Between-Effekten, allerdings sind die Unterschiede angesichts der gesamten A-posteriori-Verteilung hinreichend substantiell. Anders verhält es sich mit den Wahlabsichten für AfD, FDP und CDU/CSU, die augenscheinlich innerhalb einer Person nicht durch Änderungen in der wahrgenommenen Zunahme linkextremer PMK beeinflusst werden.

Warum entgegen der theoretischen Erwartungen gerade die Grünen sowie die Nichtwähler:innen bzw. Unentschlossenen bei einer wahrgenommenen Zunahme linker PMK profitieren, dafür liefert ein Blick auf die »Wahlabsichtswanderungen« in Abbildung 81 zumindest Hinweise. Von der zweiten zur dritten sowie von der dritten zur vierten Erhebungswelle »wanderte« ein Teil der potenziellen Wähler:innen der SPD zu den Grünen bzw. entschied sich für Nichtwahl oder wurde unentschlossen. Gleichzeitig verlor die Linkspartei Wählerpotenzial an die SPD sowie an die Gruppe der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen. Der sich hier zeigende Effekt könnte also auf allgemeine Wählerwanderungen im linken Lager zurückzuführen sein. Eine größere wahrgenommene Zunahme linksextremer Straftaten führt zudem augenscheinlich nicht dazu, dass jemand notwendigerweise in das rechte Parteienspektrum wechselt. Vielmehr wird im Rahmen von Wählerwanderungen und des Parteienwettbewerbs häufig zu einer Partei gewechselt, die programmatisch und ideologisch nah an den eigenen Überzeugungen liegt, die also überhaupt Teil des eigenen »consideration set« von grundsätzlich in Frage kommenden Parteien ist (vgl. Wagner, 2013, 2017). Politisch links stehende Menschen, die den aus ihrer Sicht zunehmenden Linksextremismus mit Sorge sehen, könnten sich von radikalen linken Par-

teien wie Die Linke abwenden und stattdessen eine klar linke, aber gemäßigte Partei wie die Grünen bevorzugen.

Ähnliches scheint auch für die Wahrnehmung rechtsextremer Kriminalität zu gelten. Nimmt eine Person über die Zeit eine größere Zunahme rechtsextremer PMK wahr, dann erhöht sich nur deren Wahrscheinlichkeit, die SPD wählen zu wollen. Für andere Parteien des linken Spektrums wie die Grünen und die Linkspartei zeigt sich hingegen kein Effekt. Naheliegend sind dahinterliegende »Wahlabsichtswanderungen« potenzieller CDU/CSU-Wähler:innen zur SPD, wenn sie den Rechtsextremismus zunehmend als Gefahr ansehen. Letztere ist aus den eben umrissenen Gründen für CDU/CSU-Anhänger:innen jedenfalls eher »wählbar« als Linkspartei und Grüne. Genau solche Wandlungsmuster zeigen sich vor allem zwischen der zweiten und dritten Erhebungswelle (siehe Abbildung 8). Ähnlich verhält es sich mit der AfD. Erwartungsgemäß verringert sich die Wahrscheinlichkeit einer AfD-Wahlabsicht, wenn eine größere Zunahme rechtsextremer Kriminalität wahrgenommen wird. Mit Blick auf die »Wahlabsichtswanderung« verliert die AfD potenzielle Wähler:innen weniger an andere Parteien, sondern eher an die Gruppe der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen. Deutlich wird das vor allem zwischen der dritten und vierten Erhebungswelle. Für CDU/CSU und FDP zeigen sich zwar auch minimale Verluste in diese Richtung, diese sind mit Blick auf die breiten Kreditabilitätsintervalle allerdings auch statistisch sehr unsicher.

Die Tatsache, dass Änderungen der Wahlabsicht sich in der Regel im Bereich ideologisch nahestehender Parteien und nicht in großen »Lagersprüngen« vollziehen, gibt schließlich weitere Erklärungsansätze für die Befunde zu den Nichtwähler:innen und Unentschlossenen. Intrapersonell steigert eine erhöhte Bedrohungswahrnehmung sowohl linker als auch rechter PMK die Wahrscheinlichkeit, in dieses Lager zu wechseln. Dass sich nämlich aufgrund von politischer Kriminalitätsfurcht innerhalb einer Person ein Präferenzwechsel etwa von einer klar rechten hin zu einer linken Partei oder andersherum vollzieht, ist vor diesem Hintergrund unwahrscheinlich. Wenn diese Problemwahrnehmung dazu führt, dass man an der ursprünglichen Wahlabsicht zweifelt – etwa weil man zu der Ansicht gelangt ist, diese Partei habe nicht die richtigen Antworten auf die PMK-Entwicklung –, dann kann das wohl eher zur Demobilisierung führen als zu einer ideologischen 180-Grad-Wendung.

Insgesamt zeichnen die intraindividuellen Befunde ein differenziertes Bild hinsichtlich der Überprüfung von H2 und H3. Die Befunde sprechen zumindest teilweise für die Gültigkeit von H2, wonach linke Parteien – in diesem Fall nur die SPD – von größer werdender Furcht vor rechtsextremen Straftaten elektoral profitieren werden. Zugleich folgt die Präfe-

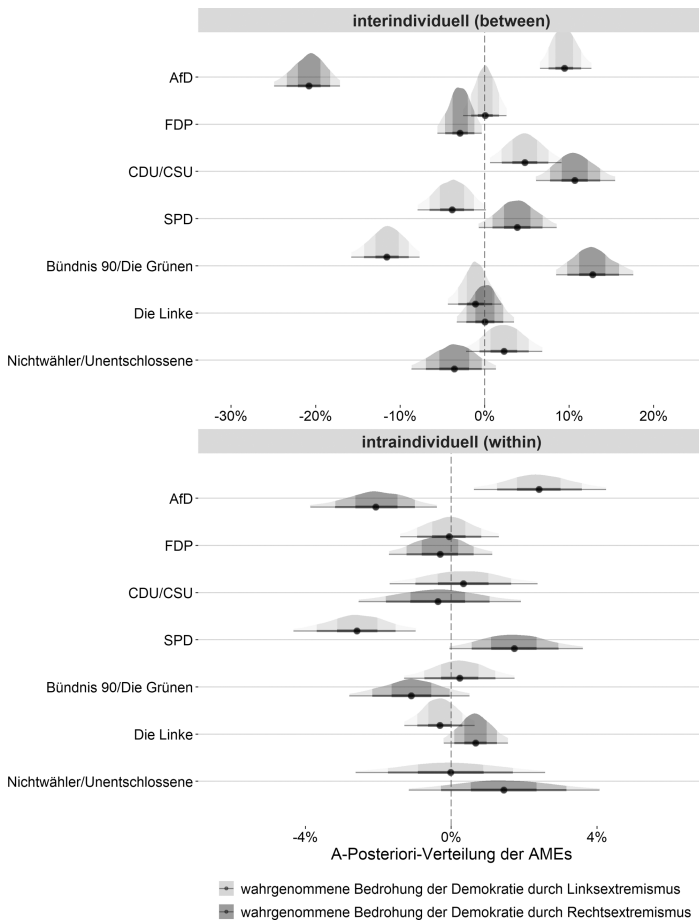
renzverschiebung infolge sich verändernder politischer Kriminalitätsfurcht nicht ausschließlich der Logik sachthemenorientierten Wählens. Vielmehr spielen auch andere Faktoren des kompetitiven Parteienwettbewerbs wie die Parteineigung, Kandidatenpräferenzen oder die generelle ideologische Nähe zu einer Partei eine Rolle. Besonders deutlich wird das bei der wahrgenommenen Zunahme linksextremer Straftaten und H3, die in ihrer ursprünglich formulierten Form für die intraindividuelle Perspektive nicht bestätigt werden kann.

Die Robustheit all dieser Befunde wurde wie schon bei H1 mit einem zweiten Indikator für politische Kriminalitätsfurcht, nämlich der wahrgenommenen Bedrohung der Demokratie, geprüft (siehe Abbildung 4). Die Between-Effekte des Niveaus links- und rechtsextremer Bedrohungswahrnehmung zeigen ein nahezu identisches Zusammenhangsmuster mit der Wahlabsicht wie die beiden Indikatoren zur wahrgenommenen PMK-Entwicklung. Die Effektstärken fallen bei den Robustheitsanalysen teils sogar noch stärker aus (z. B. bei der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit für die AfD). Auch hinsichtlich der Within-Effekte zeigen sich mit der PMK-Wahrnehmung vergleichbare Zusammenhänge – sowohl für Links- als auch für Rechtsextremismus. Der auffälligste Unterschied besteht darin, dass die Wahlabsichtswahrscheinlichkeit für die AfD hier doch gemäß den theoretischen Erwartungen steigt, sobald eine größere linksextremistische Bedrohung für die Demokratie wahrgenommen wird. Bei der linksextremen PMK-Entwicklung zeigt sich dieser Effekt nicht. Womöglich liegt die Ursache für diesen Unterschied in der Frageformulierung des Items begründet, bei dem der Fokus auf die Bedrohung der demokratischen Ordnung gelegt wird. Dadurch könnten über linksextreme Straftaten hinausgehende Assoziationen geweckt worden sein, welche die Wahlabsicht für die AfD zusätzlich gestärkt haben könnten.¹⁵

In der Gesamtschau intra- und interindividueller Zusammenhänge ist das Bild uneinheitlich. Die Befundlagen deuten insgesamt darauf hin, dass H2 und H3 nicht vorschnell zugunsten der Nullhypothese verworfen werden sollten: Es gibt durchaus Hinweise darauf, dass linke Parteien von spezifischer Furcht vor Extremismus und PMK von rechts profitieren (H2). Ebenso scheint das wahrgenommene Anwachsen linksextremistischer Bestrebungen und linker PMK eher die Wahlabsicht für Parteien des rechten Spektrums zu stärken (H3). Erst recht gibt es deutlich mehr Evidenzen für diese beiden Hypothesen als für H1, der zufolge die wahrgenommene Zu-

15 Siehe hierzu auch Fußnote 14.

Abbildung 4: Änderung der durchschnittlichen Wahlabsichtswahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von der wahrgenommenen Bedrohung durch Links- und Rechtsextremismus



Anmerkung: Die Abbildung zeigt die durchschnittlichen marginalen Effekte (»average marginal effects«, AME) der wahrgenommenen Bedrohung durch Links- und Rechtsextremismus auf die Wahlabsicht zwischen Personen (oben) und innerhalb von Personen über die Zeit (unten). Es wurde für beide Indikatoren ein gemeinsames Modell geschätzt. Die schwarzen Punkte entsprechen dem Mittelwert der jeweiligen A-posteriori-Verteilungen, die Intervalle und Dichtediagramme zeigen von der dunklen zur hellen Schattierung gehend das jeweilige 50-, 80- und 95-prozentige Kreditivitätsintervall. Verteilungen rechts der Nulllinie zeigen eine Zunahme und links der Nulllinie eine Abnahme der Wahlabsichtswahrscheinlichkeit. Quelle: eigene Darstellung auf Grundlage der PaWaKS-Daten.

nahme politischer Kriminalität gleich welcher extremistischen Spielart zu wachsender Unterstützung für Parteien der politischen Mitte führt (H1).

Daraus lässt sich schließen, dass es sich bei Extremismus und PMK eher um Positionsthemen handelt, die auch innerhalb der gemäßigeren Parteienlandschaft umstritten sind. Ausweislich der hier präsentierten Befunde scheint es nicht so zu sein, dass ein steigendes Niveau politischer Kriminalitätsfurcht zu einem Erstarken der moderaten politischen Parteien führen würde, weil jene ihre Kompetenz im Kampf gegen jede Form von Extremismus besonders glaubhaft machen könnten. Stattdessen differenzieren die Bürger:innen offenkundig stärker nach der politischen Ausrichtung des von ihnen gefürchteten Extremismus und schreiben dessen noch als wählbar erscheinenden ideologischen Widersachern im Parteiensystem die größten Kompetenzen zu.

5. Fazit und Diskussion: Politische Kriminalitätsfurcht als Positionssue

Die vorliegende Studie untersucht den Einfluss von politischer Kriminalitätsfurcht auf das Wahlverhalten. Dabei wurde die Sorge vor Rechts- und Linksextremismus sowie vor politisch motivierter Kriminalität (PMK) betrachtet und deren Einfluss auf die Wahlabsichten für verschiedene politische Parteien analysiert. Die Daten stammen aus der PaWaKS-Studie, die über mehrere Wellen hinweg Wahlabsichten und Bedrohungswahrnehmungen erhoben hat.

Wie die Analyse gezeigt hat, beeinflusst politische Kriminalitätsfurcht die Wahlabsicht der Bürger:innen. Personen, die eine starke Bedrohung durch Extremismus und PMK wahrnehmen, neigen augenscheinlich dazu, Parteien zu unterstützen, die sie als kompetent in der Bekämpfung dieser Bedrohungen wahrnehmen. Dabei unterscheiden sich die Reaktionen auf rechts- und linksextreme Bedrohungen in ihrer Wirkung auf die Wahlabsichten deutlich. Von der Sorge vor Rechtsextremismus bzw. rechter PMK profitieren tendenziell eher moderate und linke Parteien, während eine entsprechende Bedrohungswahrnehmung bei linkem Extremismus eher moderaten und konservativen Parteien nützt. Nicht erhärtet hat sich hingegen die theoretische Vermutung, dass von einer allgemeinen politischen Kriminalitätsfurcht – verstanden als eine Sorge vor einer Bedrohung der Demokratie durch gleich welchen Extremismus bzw. PMK – Parteien der politischen Mitte profitieren.

Diese Befundstruktur legt den Schluss nahe, dass Extremismus und politisch motivierte Gewalt eher die Eigenschaften von Positions- als von

Valenzissues haben. Handelte es sich um Valenzissues, würden Parteien der politischen Mitte stärker von jedweder politischer Kriminalitätsfurcht profitieren, weil ihnen eine besondere Problemlösungskapazität beim Umgang mit Bedrohungen der demokratischen Ordnung zuzuschreiben wäre. Radikaleren Parteien dürfte erhöhte politische Kriminalitätsfurcht indes eher schaden, weil die Sorge vor Extremismus eben ein Anwachsen der Unterstützung für Parteien der politischen Mitte bewirkte. Diese theoretische Erwartung deckt sich aber nicht mit den Befunden. Stattdessen bleibt der Abwehrkampf gegen Extremismus offenbar weitgehend in ideologischen Konfliktlinien verhaftet. Politische Kriminalitätsfurcht ist mithin nicht exogen, sondern wird anscheinend selbst von bestehenden politischen Überzeugungen beeinflusst.

Die Befundbilder bei vergleichenden Analysen *zwischen* Personen liefern dafür einesteils klare Evidenzen: Eine stärkere Wahrnehmung zunehmender linker PMK erhöht die Wahrscheinlichkeit, die AfD und CDU/CSU zu wählen, während gleichzeitig die Wahrscheinlichkeit sinkt, Parteien des linken Spektrums wie die Grünen, SPD und Linkspartei wählen zu wollen. Personen, die eine starke Zunahme rechtsextremer Straftaten wahrnehmen, würden hingegen eher die SPD oder Bündnis 90/Die Grünen wählen und im Mittel seltener zur AfD neigen. Analysen zu Veränderungen der Wahlabsicht *innerhalb* von Personen über die Zeit fördern andernteils weniger eindeutige Befunde zutage. So ist es keineswegs so, dass von der Furcht vor Rechtsextremismus zuverlässig alle linken Parteien profitieren und andersherum. So führt eine verstärkte Bedrohungswahrnehmung einer Person bei rechter PMK zu einer erhöhten Wahrscheinlichkeit, die SPD wählen zu wollen, während die Wahlabsicht für die AfD abnimmt. Eine wahrgenommene Bedrohung durch Linksextremismus erhöht hingegen vor allem die Wahrscheinlichkeit, dass die Wähler:innen sich für die Grünen oder für die Gruppe der Nichtwähler:innen/Unentschlossenen entscheiden. Gleichzeitig nimmt die Wahlabsicht für die SPD und Die Linke leicht ab.

Diese Befunde sind wiederum wenig überraschend, weil intrapersonale Präferenzen sich oft nicht eruptiv, sondern eher graduell innerhalb eines bestimmten ideologischen Möglichkeitsraums verändern werden. Es ist deshalb unwahrscheinlich, dass eine zunächst politisch konservative Person plötzlich eine linke Partei wählen wird, weil sie Rechtsextremismus mehr als zuvor als Bedrohung wahrnimmt. Stattdessen kommt es ausweislich der hier vorgelegten Befunde in solchen Fällen nicht selten zu einer Demobilisierung solcher Wählerinnen und Wähler hinein in das Lager der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen. Das gilt sowohl für politische Kriminalitätsfurcht vor Linksextremismus als auch vor Rechtsextremismus. Insbesondere hat sich dieser Effekt jedoch bei potenziellen Wählern der AfD

gezeigt. Steigt ihre Bedrohungswahrnehmung im Hinblick auf rechte PMK, ist es klar wahrscheinlicher, dass sie (wieder) zu Nichtwähler:innen werden, als dass sie eine andere Partei wählen – ein weiterer Hinweis auf das vergleichsweise geschlossene Elektorat der AfD (Lewandowsky & Wagner, 2023).

Nichtwähler:innen und Unentschlossene standen zwar nicht im Fokus dieser Untersuchung, weil sich die theoretischen Hypothesen nicht auf sie richteten. Dennoch birgt die Studie auch über die vorgenannten Einsichten hinaus einige interessante Befunde zu diesen – für diese Studie zusammengefassten – Gruppen. So scheint eine höhere Problemwahrnehmung im Hinblick auf Extremismus einen mobilisierenden (interpersonellen!) Effekt dergestalt zu haben, dass solche Wahrnehmungen die Wahrscheinlichkeit reduzieren, zum Lager der Nichtwähler:innen und Unentschlossenen zu gehören. Allerdings scheint dies für Linksextremismus mehr zu gelten als für Rechtsextremismus. Unentschlossene und wohl vor allem Nichtwähler:innen lassen sich also offenkundig derzeit eher für den Kampf gegen Links- als für den gegen Rechtsextremismus mobilisieren. Das könnte ein Hinweis darauf sein, dass unter Nichtwähler:innen derzeit nur geringe Potenziale für etablierte linke Parteien zu finden sind im Vergleich zu konservativen bzw. rechten Parteien.

Bei der Generalisierung all dieser Befunde über die vorliegenden Daten hinaus ist jedoch aus mindestens drei Gründen Vorsicht geboten. Erstens waren im Zuge der Operationalisierung sowie bei der Aufbereitung der Daten für die Analysen einige Entscheidungen zu treffen, die nicht ohne Konsequenzen für die Analysen und deren Befunde geblieben sein dürften. So ist die »Sonntagsfrage« keine zuverlässige Messung des tatsächlichen Wahlverhaltens und aufgrund sozialer Erwünschtheit für manche Parteien wie die AfD nicht einmal der Wahlabsicht (Gschwend et al., 2018). Ob sich mit den genutzten Items ferner das hier eingeführte Konzept der politischen Kriminalitätsfurcht valide messen lässt, muss in zukünftiger Forschung kritisch geprüft werden. Zweitens beeinträchtigt die hohe Panelmortalität von insgesamt 80 Prozent bis zur vierten Welle die Ergebnisse. So scheint es einen überproportionalen Weggang von potenziellen AfD-Wähler:innen vor allem zwischen der dritten und vierten Welle gegeben zu haben, der vor allem die intraindividuellen Zusammenhänge systematisch verzerrt haben könnte. Unklar bleibt an dieser Stelle, in welcher Weise und wie stark sich diese sowie weitere Verzerrungen auf die Analysen auswirkten. Drittens lieferten die Analysen – wohl auch aufgrund der durch die Variablenverfügbarkeit geringen Zahl an nutzbaren Befragungswellen – ein nicht immer eindeutiges Befundbild. Vor allem die intraindividuellen Effekte blieben oft schwach, statistisch unsicher und zwischen den beiden Indikatoren der

politischen Kriminalitätsfurcht teils widersprüchlich. Zukünftige Studien an der Schnittstelle von Kriminologie, Politikwissenschaft und politischer Soziologie sollten diesen kausalen Nexus deshalb weiter erkunden.

Dennoch bietet die Studie wertvolle und neuartige Einblicke in die Wirkungszusammenhänge zwischen politischer Kriminalitäts- bzw. Extremismusfurcht und dem Wahlverhalten. Sie bietet damit konkrete Anhaltspunkte für die zukünftige Forschung, nicht zuletzt in Form von Replikationsversuchen der hier unternommenen Analysen sowie von Tests der Generalisierbarkeit auf andere Gesellschaften und Kontexte. Insbesondere aber hat sie inhaltlich eines klar zeigen können: Der Kampf gegen Extremismus und politisch motivierte Kriminalität scheint für die Wähler:innen derzeit kein Valenzissue zu sein, hinter dem sich alle demokratischen Kräfte versammeln könnten. Stattdessen ist der Abwehrkampf gegen die Feinde der Demokratie allem Anschein nach vorrangig ein Positionsissue, das entlang etablierter ideologischer Konfliktlinien verhandelt wird: Um den Rechtsextremismus sorgen sich eher Linke, um den Linksextremismus eher Rechte. So einleuchtend und trivial diese Aussage wirken mag, bedeutet sie doch, dass der Kampf gegen die Feinde der Demokratie allzu stark von den Rationalitäten des ideologischen Parteienwettbewerbs überlagert wird. In Zeiten gesellschaftlicher Polarisierung könnte es für die wehrhafte Demokratie bessere Nachrichten geben.

Referenzen

- Anderson, C. J. (2007). The End of Economic Voting? Contingency Dilemmas and the Limits of Democratic Accountability. *Annual Review of Political Science*, 10(1), 271–296. <https://doi.org/10.1146/annurev.polisci.10.050806.155344>
- Arzheimer, K., & Schmitt, A. (2014). Der ökonomische Ansatz. In J. W. Falter & H. Schoen (Hrsg.), *Handbuch Wahlforschung* (S. 331–403). Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-05164-8_8
- Backes, U. (2001). Gestalt und Bedeutung des intellektuellen Rechtsextremismus in Deutschland. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B46, 24–30.
- Bell, A., & Jones, K. (2015). Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data. *Political Science Research and Methods*, 3(1), 133–153. <https://doi.org/10.1017/psrm.2014.7>
- Bell, A., Jones, K., & Fairbrother, M. (2018). Understanding and misunderstanding group mean centering: a commentary on Kelley et al.'s dangerous practice. *Quality & Quantity*, 52(5), 2031–2036. <https://doi.org/10.1007/s11135-017-0593-5>
- Browne, W. J., Subramanian, S. V., Jones, K., & Goldstein, H. (2005). Variance Partitioning in Multilevel Logistic Models that Exhibit Overdispersion. *Journal*

- of the *Royal Statistical Society Series A: Statistics in Society*, 168(3), 599–613. <https://doi.org/10.1111/j.1467-985X.2004.00365.x>
- Budge, I. (1994). A New Spatial Theory of Party Competition: Uncertainty, Ideology and Policy Equilibria Viewed Comparatively and Temporally. *British Journal of Political Science*, 24(4), 443–467. https://ideas.repec.org/a/cup/bj-posit/v24y1994i04p443-467_00.html
- Budge, I., & Farlie, D. (1983). Party Competition – Selective Emphasis or Direct Confrontation? An Alternative View with Data. In H. Daalder & P. Mair (Hrsg.), *Western European party systems: Continuity and change* (S. 267–305). Sage.
- Bürkner, P.-C. (2017). brms: An R Package for Bayesian Multilevel Models Using Stan. *Journal of Statistical Software*, 80(1), 1–28. <https://doi.org/10.18637/jss.v080.i01>
- Bürkner, P.-C. (2018). Advanced Bayesian Multilevel Modeling with the R Package brms. *The R Journal*, 10(1), 395–411. <https://doi.org/10.32614/RJ-2018-017>
- Campbell, A., Converse, P. E., Miller, W. E., & Stokes, D. E. (1980). *The American voter. Midway reprint* (ungek. Aufl.). Chicago: University of Chicago Press.
- Clarke, H. D., Stewart, M. C., & Whiteley, P. F. (2002). Emotions, expectations and the dynamics of party support in Britain. In H. Dorussen & M. Taylor (Hrsg.), *Economic Voting* (S. 235–260). Abingdon: Taylor and Francis.
- Dinas, E., & van Spanje, J. (2011). Crime Story: The role of crime and immigration in the anti-immigration vote. *Electoral Studies*, 30(4), 658–671. <https://doi.org/10.1016/j.electstud.2011.06.010>
- Dorussen, H., & Taylor, M. (2002). Group economic voting: A comparison of the Netherlands and Germany. In H. Dorussen & M. Taylor (Hrsg.), *Economic Voting* (S. 92–120). Abingdon: Taylor and Francis.
- Eager, C., & Roy, J. (2017). *Mixed Effects Models are Sometimes Terrible*. <http://arxiv.org/pdf/1701.04858>
- Fiorina, M. P. (1981). *Retrospective voting in American national elections*. New Haven: Yale University Press.
- Fitzgerald, J., Curtis, K. A., & Corliss, C. L. (2012). Anxious Publics. *Comparative Political Studies*, 45(4), 477–506. <https://doi.org/10.1177/0010414011421768>
- Gelman, A. (2008). Scaling regression inputs by dividing by two standard deviations. *Statistics in Medicine*, 27(15), 2865–2873.
- Goertz, S., & Goertz-Neumann, M. (2018). *Politisch motivierte Kriminalität und Radikalisierung* (Grundlagen – die Schriftenreihe der Kriminalistik). Heidelberg: C. F. Müller.
- Gomez, B. T., & Wilson, J. M. (2001). Political Sophistication and Economic Voting in the American Electorate: A Theory of Heterogeneous Attribution. *American Journal of Political Science*, 45(4), 899–914.

- Gomez, B. T., & Wilson, J. M. (2003). Causal Attribution and Economic Voting in American Congressional Elections. *Political Research Quarterly*, 56(3), 271–282.
- Gschwend, T., Juhl, S., & Lehrer, R. (2018). Die »Sonntagsfrage«, soziale Erwünschtheit und die AfD: Wie alternative Messmethoden der Politikwissenschaft weiterhelfen können. *Politische Vierteljahresschrift*, 59(3), 493–519.
- Hamaker, E. L., Kuiper, R. M., & Grasman, R. P. P. P. (2015). A critique of the cross-lagged panel model. *Psychological Methods*, 20(1), 102–116. <https://doi.org/10.1037/a0038889>
- Healy, A., & Malhotra, N. (2013). Retrospective Voting Reconsidered. *Annual Review of Political Science*, 16(1), 285–306. <https://doi.org/10.1146/annurev-polisci-032211-212920>
- Hox, J. J., Moerbeek, M., & van Schoot, R. de (2017). *Multilevel analysis. Techniques and applications* (3. Aufl.; Quantitative methodology series). New York: Routledge.
- Jackman, S. (2009). *Bayesian Analysis for the Social Sciences* (Wiley Series in Probability and Statistics). Chichester: John Wiley & Sons. <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/book/10.1002/9780470686621> <https://doi.org/10.1002/9780470686621>
- Kreuter, F. (2002). *Kriminalitätsfurcht. Messung und methodische Probleme*. Wiesbaden: Springer Fachmedien. <https://doi.org/10.1007/978-3-663-10562-6>
- Kruschke, J. (2014). *Doing Bayesian data analysis. A tutorial introduction with R*. Amsterdam: Elsevier Science & Technology. <https://ebookcentral.proquest.com/lib/kxp/detail.action?docID=5754481>
- Lachat, R. (2014). Issue Ownership and the Vote: The Effects of Associative and Competence Ownership on Issue Voting. *Swiss Political Science Review*, 20(4), 727–740. <https://doi.org/10.1111/spr.12121>
- Lazarsfeld, P. F., Berelson, B., & Gaudet, H. (1944). *The People's Choice. How the Voter Makes up His Mind in a Presidential Campaign*. New York: Columbia University Press.
- Lewandowsky, M., & Wagner, A. (2023). Fighting for a Lost Cause? Availability of Populist Radical Right Voters for Established Parties. The Case of Germany. *Representation*, 59(3), 485–512. <https://doi.org/10.1080/00344893.2022.2091012>
- Lüdecke, D., Ben-Shachar, M. S., Patil, I., Waggoner, P., & Makowski, D. (2021). performance: An R Package for Assessment, Comparison and Testing of Statistical Models. *Journal of Open Source Software*, 6(60), 3139. <https://doi.org/10.21105/joss.03139>
- Melcher, R. (2018). I'm still here: Elektorale Erfolgsbedingungen der NPD in Gemeinden Sachsens. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft*, 12(2), 365–397. <https://doi.org/10.1007/s12286-018-0383-z>
- Melcher, R., Meißelbach, C., Schöne, M., Thieme, T., & Anter, L. (2024 i. E.). *Kriminalitätsfurcht und deren Ursachen*.

- Miller, W. E., & Shanks, J. M. (1996). *The new American voter*. Cambridge, Mass.: Cambridge University Press.
- Mudde, C. (2007). *Populist radical right parties in Europe*. Cambridge, Mass. et al.: Cambridge University Press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511492037>
- Mulder, J. D., & Hamaker, E. L. (2021). Three Extensions of the Random Intercept Cross-Lagged Panel Model. *Structural Equation Modeling. A Multidisciplinary Journal*, 28(4), 638–648. <https://doi.org/10.1080/10705511.2020.1784738>
- Oravecz, Z., & Muth, C. (2018). Fitting growth curve models in the Bayesian framework. *Psychonomic Bulletin & Review*, 25(1), 235–255. <https://doi.org/10.3758/s13423-017-1281-0>
- Peffley, M., & Williams, J. T. (1985). Attributing Presidential Responsibility for National Economic Problems. *American Politics Quarterly*, 13(4), 393–425. <https://doi.org/10.1177/1532673X8501300402>
- Rydgren, J., & Ruth, P. (2011). Voting for the Radical Right in Swedish Municipalities: Social Marginality and Ethnic Competition? *Scandinavian Political Studies*, 34(3), 202–225. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9477.2011.00269.x>
- Schoen, H., & Weins, C. (2014). Der sozialpsychologische Ansatz zur Erklärung von Wahlverhalten. In J. W. Falter & H. Schoen (Hrsg.), *Handbuch Wahlforschung* (S. 241–329). Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-05164-8_7
- Schuermans, N., & Maesschalck, F. de (2010). Fear of crime as a political weapon: explaining the rise of extreme right politics in the Flemish countryside. *Social & Cultural Geography*, 11(3), 247–262. <https://doi.org/10.1080/14649361003637190>
- Selig, J. P., & Little, T. D. (2013). Autoregressive and Cross-Lagged Panel Analysis for Longitudinal Data. In B. Laursen, T. D. Little & N. A. Card (Hrsg.), *Handbook of Developmental Research Methods* (S. 265–278). The Guilford Press.
- Singer, J. P. (2004). Erfassung der politisch motivierten Kriminalität. *Kriminalistik*, 58(1), 32–37.
- Smith, J. M. (2010). Does Crime Pay? Issue Ownership, Political Opportunity, and the Populist Right in Western Europe. *Comparative Political Studies*, 43(11), 1471–1498. <https://doi.org/10.1177/0010414010372593>
- Stan Development Team (2024). *RStan: the R interface to Stan*. <https://mc-stan.org/>
- Stokes, D. E. (1963). Spatial Models of Party Competition. *American Political Science Review*, 57(2), 368–377. <https://doi.org/10.2307/1952828>
- Wagner, A. (2013). *Die Mikrofundierung von Duvergers Gesetz. Strategisches Wahlverhalten als Wirkungsweise politischer Institutionen* (Studien zur Wahl- und Einstellungsforschung, Bd. 24). Baden-Baden: Nomos.
- Wagner, A. (2017). A micro perspective on political competition: Electoral availability in the European electorates. *Acta Politica*, 52(4), 502–520. <https://doi.org/10.1057/s41269-016-0028-7>
- Wagner, A., & Giebler, H. (2015). It's the responsibility, stupid! In M. Steinbrecher, E. Bytzeck, U. Rosar & S. Roßteutscher (Hrsg.), *Zeitschrift für vergleich-*

chende Politikwissenschaft Special Issue, Bd. 5: Europa, europäische Integration und Eurokrise: Öffentliche Meinung, politische Einstellungen und politisches Verhalten im Mehrebenensystem der Europäischen Union (S. 123–142). Wiesbaden: Springer VS.

Kriminalität, Verbrechensfurcht und andere Unannehmlichkeiten Zu den Ursachen und Folgen der »German Angst«

Thomas Feltes

I.

Die individuellen, kollektiven und gesellschaftlichen Wahrnehmungen von Kriminalität sind ebenso wie der gesellschaftliche Umgang mit Straftaten und Straftätern wesentlich für ein Gemeinwesen, weil Wahrnehmungen Einstellungen beeinflussen oder sogar erst generieren und der Umgang mit Kriminalität die Gesellschaft formt. Die Wahrnehmung von Kriminalität ändert sich ständig, im Umgang mit »Abweichlern« zeigen sich gesamtgesellschaftliche Abgrenzungstendenzen. Die seit geraumer Zeit schwindende Zustimmung für einen primär am Präventionsgedanken orientierten Umgang mit Abweichlern und Straftätern kann als Hinweis für zunehmende *punitive Tendenzen* (Lautmann & Klimke, 2004) betrachtet werden. Kriminalitätsfurcht und Strafeinstellungen haben sich auch vor und während der Covid-19-Pandemie verändert. So wird ein Anstieg der Furchtwerte im Zuge der Pandemie verzeichnet, während Strafmilde und wiedergutmachende Strafeinstellungen deutliche Rückgänge aufwiesen (Habermann & Zech, 2024). Gleichzeitig wird Kriminalitätsangst zunehmend zur *Projektionsfläche sozialer Unsicherheitslagen* (Hirtenlehner, 2022).

Punitive Tendenzen spielen auch im vorliegenden Band eine Rolle, der sich mit verschiedenen Fragen, die mit der Wahrnehmung von Kriminalität zusammenhängen, beschäftigt und Hintergründe und Zusammenhänge beleuchtet. Der Beitrag von Groß, Kemme, Häfele und Bendler thematisiert die Struktur des Zusammenhangs von Kriminalitätsfurcht, Punitivität und Fremdenfeindlichkeit. Diese drei Aspekte werden längsschnittlich miteinander in Zusammenhang gebracht. Im Ergebnis zeigt sich eine starke wechselseitige Beeinflussung von Punitivität und Fremdenfeindlichkeit. Die Kriminalitätsfurcht steht ebenfalls in einem wechselseitigen Zusammenhang mit beiden Konstrukten, weist aber im Vergleich deutlich schwächere Effekte auf.

Die in unserer Gesellschaft zunehmend zu beobachtende *Dehumanisierung* von gesellschaftlichen Randgruppen stellt eine Form von mora-

lischer Exklusion dar, bei der dehumanisierte Personen von moralischen Regeln und Werten ausgeschlossen werden, womit gleichzeitig ehemals vorhandene moralische Prinzipien aufgeweicht und aufgegeben werden. Dies ermöglicht eine Rechtfertigung für Aus- und Abgrenzungen, Empathie und Schuldgefühle gegenüber den dehumanisierten Personen fehlen (Bandura 2002). Zu den dehumanisierten Gruppen gehören Strafgefangene ebenso wie Menschen, die in psychiatrischen Einrichtungen untergebracht sind (De Gregorio, 2024).

Hinzu kommt seit einigen Jahren vor dem Hintergrund von Fremdenfeindlichkeit und (nicht mehr nur latentem) Rassismus in Teilen unserer Gesellschaft die *Enthumanisierung* bestimmter Gruppen (z. B. von Migranten und Flüchtenden), deren Schicksal zunehmend ablehnend aufgenommen wird. Unter dem Stichwort ›othering‹¹ wird dies wissenschaftlich thematisiert, mit unterschiedlichen Aspekten der räumlichen (Labbaß & Norouzi, 2023), ethnischen, geschlechtlichen oder sonstigen Differenzierung.

Davon ausgehend, dass es »die Kriminalität« nicht gibt, erfolgen Definition und soziale Konstruktion von Kriminalität im Wesentlichen vor dem Hintergrund solcher Einstellungen, die wiederum auf (gesteuerten) Wahrnehmungen und individuell entwickelten Ängsten beruhen. Die »Angst vor den anderen« (Bauman, 2016) spielt eine zunehmende Rolle vor dem Hintergrund einer immer unüberschaubarer und (subjektiv empfunden) unsicherer werdenden Welterfahrung.

Mit dem Begriff der ›crimmigration‹ wird die Verknüpfung von Migration und Kriminalisierung beschrieben (Walburg, 2016; Klimke, 2022). »Über die Verhandlung eines Teils der Migration als Problem Innerer Sicherheit wird Fremdheit und Nichtzugehörigkeit signalisiert. Crimmigration bezeichnet so ein ethnisiertes und kriminalisierendes Verfahren zugleich, das den Fremden in zweifacher Weise als Anderen exkludiert: Er gehört weder in die nationale noch in die moralische Gemeinschaft. Der Krimmigrant ist in erster Linie als Eindringling charakterisiert, den es loszuwerden gilt [. . .]. Diese Rahmung vermag Empathie und Mitverantwortung zu neutralisieren«. Daher wirkt diese Risikorahmung als »Erleichterung, von

1 »Der Begriff Othering (aus dem engl. other = ›andersartig‹ – Andersmachung) beschreibt die Distanzierung und Differenzierung zu anderen Gruppen, um seine eigene ›Normalität‹ zu bestätigen. Das Konzept des Othering kommt aus dem Kontext der postkolonialen Theorie. Othering bedeutet auch, dass Menschen oder Gruppen negative Eigenschaften zugeschrieben werden, die sie von der eigenen Gruppe unterscheiden. Othering ist ein ständiger Akt der Kategorisierung und letztlich eine Unterscheidung zwischen ›uns‹ und ›den anderen‹.« Quelle: Website der Universität zu Köln, <https://vielfalt.uni-koeln.de/antidiskriminierung/glossar-diskriminierung-rassismuskritik/othering>.

der Verantwortung für das Schicksal der Notleidenden und der Last einer moralischen Verpflichtung befreit zu sein« (Klimke, 2022, S. 508).

Die Kriminalisierung der Seenotrettung (Reisch, 2019) ist ebenso wie der aktuelle Versuch, Asylbewerber in Drittstaaten abzuschieben, ein Beispiel dafür. Pia Klemp schreibt in ihrem aus Angst vor (juristischen) Repressalien als ›Roman‹ bezeichneten Bericht über ihre Arbeit als Seenotretterin: »Unser Lechzen nach Freiheit bringt uns in Zugzwang. Unsere Mission ist das entzündete Aufbegehren aus dem verrotteten Leichnam einer Gesellschaft heraus, die einst von Gerechtigkeit sprach. Unser Einsatz ist ein letztes humanes Zucken dieses Zombies, der sich und seine Werte verriet. So sind die gärenden Fette seiner Verwesung Öl in unserem Feuer. Der Zerfall des Menschlichen treibt uns an, ob wir wollen oder nicht. Anspruch und Wirklichkeit der westlichen Welt klaffen so weit auseinander, dass wir uns nicht mehr für das Gute, sondern nur noch gegen das Schlechte erheben können [...]« (Klemp 2019, S. 79 f.).²

II.

Unsere Wahrnehmung von Problemen beruht nicht allein und oftmals sogar am allerwenigsten auf Fakten, sondern wird durch ein komplexes Zusammenspiel von psychologischen, soziologischen und Umweltfaktoren beeinflusst. Präventive wie repressive Maßnahmen benötigen jedoch faktenbasierte Grundlagen, sollen sie rechtsstaatlich akzeptabel, umsetzbar und nachhaltig sein. Daher ist es wichtig, einen Fokus auf die Entwicklung der Wahrnehmung von gesellschaftlichen Problemen durch die Gesellschaft zu legen und damit auf die Wahrnehmung von Abweichung und Kriminalität und auf die Frage, welche Ängste dabei eine Rolle spielen und welche Ursachen und Folgen der Umgang mit diesen Ängsten hat.

Vor diesem Hintergrund entstand mit PaWaKS³ eine längsschnittliche Untersuchung zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftätern, die Grundlage für die Beiträge in diesem Band ist. Zwischen 2021 und 2024

2 Zum Hintergrund: Pia Klemp war Kapitänin bei der zivilen Seenotrettung im Mittelmeer. Im August 2017 wurde eines ihrer Schiffe, die ›Juventa‹, in einen italienischen Hafen beordert und von den Behörden beschlagnahmt. Für das Retten im Mittelmeer drohten ihr und weiteren Crewmitgliedern ein Prozess in Italien und bis zu 20 Jahre Haft. Nach einem sieben Jahre andauernden Prozess zog die Staatsanwaltschaft im Februar 2024 die Anklage zurück. <https://www.tagesspiegel.de/internationales/prozess-gegen-die-iuventa-staatsanwaltschaft-auf-sizilien-sieht-in-seenotrettung-keine-schleusung-mehr-11290324.html>.

3 <https://www.zkfs.de/pawaks/>.

wurden über 5.000 Personen deutschlandweit wiederholt im Abstand von sechs Monaten zu ihrer Wahrnehmung von Kriminalität und Straftätern sowie zu grundlegenden psychologischen und soziologischen Konzepten befragt. Dabei sollen Entwicklungen über die Zeit erfassbar werden, die mit einfachen Querschnittsbefragungen nicht analysiert werden könnten. Längsschnittstudien sind teuer und methodisch sehr aufwendig und werden daher für Fragestellungen dieser Art bislang selten genutzt.⁴ Sie bieten jedoch die Möglichkeit, zeitliche Verläufe in der Wahrnehmung mit gesellschaftlichen, sozialen und individuellen Faktoren zusammenzubringen. Mithilfe regionaler Daten können komplexe Analysen im Zusammenspiel psychologischer Prozesse und objektiver Lebenswelten durchgeführt werden. Dies ist wichtig, weil es nicht nur wesentliche regionale, teilweise sogar sehr kleinräumige Unterschiede in der Kriminalitätsbelastung und -wahrnehmung gibt, sondern weil wir wissen, dass Kriminalität im engen Zusammenhang mit Faktoren der sozialen Benachteiligung (psychische und physische Gesundheit, Bildung, Ernährung u. a. m.) gesehen werden muss, die wiederum ebenfalls regional unterschiedlich verteilt sind und sich auch auf die Wahrnehmung von Kriminalität auswirken.

III.

Querschnittsbefragungen standen am Anfang der Überlegungen zur Verbrechensfurcht, subjektiven Wahrnehmung von Kriminalität und Bewertung von Polizeiarbeit. Sie wurden erstmals Anfang der 1990er Jahre z. B. durch die »Forschungsgruppe Kommunale Kriminalprävention«⁵ in Baden-Württemberg durchgeführt. Vor dem Hintergrund der Idee des »community policing« (vgl. die Beiträge in Feltes & Dölling, 1993) begann man, sich mit der

4 Dabei spielte und spielt auch die systematische Unterfinanzierung und Behinderung kriminologischer Forschung eine Rolle, die verhindert, dass andere als politische Mainstream-Ziele verfolgt werden. Die Tatsache, dass es seit Jahrzehnten nicht gelingt, einen jährlichen, periodischen Sicherheitsbericht zu erstellen, der als Ergänzung zur oder sogar Korrektur der offiziellen PKS gelesen werden könnte, macht dies deutlich. So sind seit 2001 nur drei solcher Bericht entstanden, die zudem teilweise nicht miteinander vergleichbar sind. Der angekündigte vierte Bericht lässt auf sich warten.

5 Der Forschungsgruppe gehörten folgende Vertreter der Universitäten Heidelberg und Konstanz, des Max-Planck-Institutes in Freiburg sowie der Hochschule für Polizei Villingen-Schwenningen an: Dieter Dölling, Thomas Feltes, Wolfgang Heinz, Dieter Hermann, Helmut Kury, Joachim Obergfell-Fuchs, Christiane Simsa und Gerhard Spieß.

Frage zu beschäftigen, ob und wie objektive Kriminalitätslage und subjektives Kriminalitätsempfinden zusammenhängen und wie sich Kriminalitätsfurcht auf das Sicherheitsgefühl der Bürgerinnen und Bürger auswirkt. Verbunden damit war die Einsicht, dass die polizeilich registrierte Kriminalität auf verschiedenen Ebenen (individuell wie strukturell) bei weitem nicht die Bedeutung hat, die man ihr bis dahin und teilweise noch immer zuweist. In den Jahrzehnten danach wurde zudem deutlich, welche Auswirkungen Verbrechensfurcht, Sicherheitsgefühl und die »German Angst« (Feldes, 2019a) auf den Zusammenhalt in der Gesellschaft haben und wie diese Aspekte das Vertrauen in Politik und Demokratie beeinflussen.

In den mehr als 30 Jahren gab es seitdem eine große Anzahl von empirischen Studien (vgl. die Übersicht bei Singelstein & Kunz 2021, S. 428 ff.), die von der Gemeinde- und Stadtteil- bis auf die Bundesebene reichten und bei denen auch der Unterschied zwischen einzelnen Regionen und zwischen ›Ost‹ und ›West‹ (vor allem nach der Wende; Reuband, 1992) thematisiert wurde. Bereits Anfang der 1990er Jahre stellten wir fest, dass Angst vor Kriminalität und Verbrechensfurcht eng zusammenhängen mit allgemeinen Lebensängsten. »Doch leider wissen das die Betroffenen nicht, und wenn sie es wüßten, dann würde ihnen dies wohl wenig helfen – eher im Gegenteil, denn die Verbrechensfurcht ist zumindest in Teilen greifbar und auf Personen zu übertragen, während allgemeine Lebensangst nicht personifizierbar ist und deshalb eher verdrängt wird« (Feldes & Gramkow, 1994).

Als wir 1995 die ersten empirischen Ergebnisse der wissenschaftlichen Begleitung von drei Pilotprojekten in Baden-Württemberg und damit die Ergebnisse von Bürgerbefragungen veröffentlichten (Feldes, 1995), war klar: Das subjektive Erleben und Empfinden spielt eine zumindest ebenso große, oftmals sogar noch größere Rolle für das Sicherheitsgefühl der Menschen vor Ort, und »die Kriminalität«, wie auch immer man sie definiert und misst, ist nur einer der Faktoren, die die Lebensqualität beeinflussen.

Kriminalitätsfurcht, Risikoeinschätzung und Vermeideverhalten hängen unter dem Einfluss von Wahrnehmungen im Nahraum, aber insbesondere auch vermittelt durch Massenmedien und die politische Behandlung des Themas mit der objektiven Risikoausprägung nur sehr bedingt zusammen. Gerade deshalb muss die subjektive Dimension der Sicherheits einschätzung ernst genommen werden, denn Verbrechensfurcht mindert objektiv die Lebensqualität, insbesondere, aber nicht nur dort, wo sie zu ausgeprägtem Vermeideverhalten und Schutzvorkehrungen führt, was beides kontraproduktive Effekte haben kann (Forschungsgruppe Kommunale Kriminalprävention in Baden-Württemberg, 1996, 1998).

IV.

Seit geraumer Zeit werden alle sich bietenden symbolträchtigen Anlässe ergriffen, um das Feld der Sicherheit (angeblich oder auch tatsächlich) neu zu ordnen und repressive Veränderungen zu legitimieren, wobei es meist um »mehr vom selben« (Watzlawick) geht (Feltes, 2001): mehr und härtere Strafen, mehr und neue Strafgesetze, mehr und besser ausgestattete Polizeien. Dabei zerbricht der bisherige Kontrollmythos der nationalstaatszentrierten Moderne, denn der Staat kommt immer schneller an die Grenzen seiner Regierungs- und Regulierungsmöglichkeiten. Die globalisiert organisierte Kriminalität stellt gemeinsam mit der globalisiert organisierten Wirtschaft, die spätestens seit den Banken- und Dieselskandalen nicht mehr von der organisierten Kriminalität zu trennen ist, die Staaten hinsichtlich der Effektivität ihrer nationalen Konzepte und supranationalen Kooperationen auf den Prüfstand. Sicherheit wird immer weniger unter Gemeinwohl-Aspekten definiert und hergestellt (Stegmaier & Feltes, 2007). Gleichzeitig verlagerte sich das kriminalpräventive Interesse von der tat- und täterbezogenen Reaktion hin zur möglichst risikoarmen Gestaltung von Alltag. Das Strafrecht wird zunehmend zum Mittel gegen allgemeine gesellschaftliche Verunsicherung und das subjektive (Un-) Sicherheitsgefühl gewinnt an Legitimationskraft für ›law and order‹-Kampagnen. Dies wird besonders in der Flüchtlings- und Migrationsdebatte deutlich, wo jede Gelegenheit genutzt wird, gesellschaftliche Unsicherheiten Migranten zuzuordnen und dies für politisch rechtsextreme Forderungen auszubeuten. Wenn gleichzeitig Wut und Hass in der Gesellschaft wieder zunehmen (NETTZ, 2024), entsteht eine explosive Mischung.

Nicht nur die europäische Einigung führte seit Ende der 1990er Jahre zu einer Vermischung der bis dato getrennten inneren mit der äußeren Sicherheit. Wanderungsbewegungen, zuerst aus Ost- und Südosteuropa, dann aus Nordafrika, leiteten die Asyl- bzw. Flüchtlingsdiskussion ein, die bis heute anhält. Dies begünstigte und begünstigt in der Bevölkerung ein Gefühl der Bedrohung der inneren Sicherheit durch »Überfremdung«, ohne dass es empirisch-kriminologische Belege dafür gibt.⁶

Eine »wabernde Angst« macht sich seit geraumer Zeit bei uns breit (Feltes, 2019a). Die Deutschen glauben, in zunehmend unsicheren Zeiten zu leben. Das Thema Sicherheit bestimmt wesentlich den gesellschaftlichen und medialen Diskurs, trotz bis vor kurzem rückläufiger Kriminali-

6 Das Beispiel der »Ausländer«- oder »Migrantenkriminalität« ist in diesem Kontext von uns umfassend behandelt worden (vgl. Feltes et al 2018, 2016; Feltes 2016).

tätszahlen. In Deutschland ist, wie in vielen anderen Ländern, zeitgleich eine zunehmende soziale Differenzierung in der Gesellschaft festzustellen. Arme werden ärmer, Reiche immer reicher. Gleichzeitig bleibt mehr als ein Drittel der Menschen den Wahlen fern. Sie fühlen sich nicht mehr durch die Politik repräsentiert und verlieren den Glauben an diese Gesellschaft und die Demokratie, sie lehnen sie zunehmend ab. Der Anteil der Menschen, die Demokratie als essenziell für eine Gesellschaft ansehen, war bereits 2016 in Europa von 60 Prozent auf weniger als 45 Prozent zurückgegangen (Foa & Mounk, 2016) und geht weiter zurück. Während im Herbst 2021 rund 30 Prozent der Befragten angab, weniger großes oder geringes Vertrauen in die deutsche Demokratie zu haben, stimmten dieser Aussage im Sommer 2023 mehr als die Hälfte der Deutschen (54%) zu (Körper-Stiftung, 2023). Ob es um die Zustimmung zur Staatsform allgemein geht oder um die Wahrnehmung des Funktionierens, spielt dabei für die gesellschaftliche Verfasstheit keine Rolle. Wenn der Vorsitzende der Konrad-Adenauer-Stiftung und ehemalige Bundestagspräsident Norbert Lammert feststellt, dass Demokratie Demokraten und ein bürgerschaftliches Engagement braucht (Lammert, 2019), dann trifft dies genau diesen Punkt. »Fehlt es, ist absehbar, dass Demokratien ausbluten oder kollabieren« (Lammert, 2024).

Dies gilt besonders für den Osten Deutschlands, wo sich die Bürger nach wie vor abgehängt und zweitklassig fühlen (Mau, 2021, 2024a). Laut einer Studie des Allensbach-Institut hat sich das ostdeutsche Identitätsgefühl wieder verstärkt, und der Anteil derjenigen, die sagen, es gebe große Unterschiede in den Lebensverhältnissen zwischen Ost und West, ist im Osten in den vergangenen Jahren von 64 Prozent auf 74 Prozent gestiegen. Auf dem 2019 von der Bundesregierung vorgestellten »Deutschlandatlas« sieht es so aus, als wenn es nach wie vor zwei deutsche Staaten gäbe. Während 28 Prozent der Westdeutschen der Ansicht sind, in einer »Scheindemokratie« zu leben, stimmen dem 45 Prozent der Ostdeutschen zu (Rennefaz, 2022).

Bender und Christ weisen in ihrem Beitrag in dem vorliegenden Band darauf hin, dass ein spezifisches Meinungsklima in einer Region individuelle Einstellungen und Verhalten beeinflussen kann. Die dort vorgestellten Studien, die sich über einen Zeitraum von etwa 20 Jahren erstrecken, weisen darauf hin, dass in Deutschland regionale Unterschiede in Bezug auf Vorurteile, rechtsextreme Einstellungen und sogar vorurteilsmotivierte Gewalttaten bestehen. Es geht also nicht mehr um die Frage, ob es in Deutschland regionale Unterschiede in Bezug auf die Vorurteils kriminalität gibt, sondern darum, welche Ursachen solche Unterschiede haben. Wenn Personen aus den alten Bundesländern diese Formen der Gewalt stärker verurteilen als jene aus den neuen Bundesländern und wenn trotz Kontrolle diverser

soziostruktureller und ideologischer Variablen die Vorhersagekraft der geografischen Variablen (Ost vs. West) für die Bewertung von vorurteilsmotivierter Gewalt signifikant bleibt, dann muss intensiver nach den Ursachen für diese Unterschiede gesucht werden.

Es gibt offensichtlich, worauf Bender und Christ hinweisen, zusätzliche, bislang nicht berücksichtigte Faktoren, die regionale Unterschiede im Meinungsklima erklären. Zukünftige Forschungen sollten darauf abzielen, weitere Einflussfaktoren zu identifizieren und zu analysieren. Solche Faktoren könnten – so die Autoren – tiefere kulturelle, historische oder sozioökonomische Unterschiede zwischen den Regionen umfassen. Sie empfehlen Analysen von Zeitreihendaten, »um ein tieferes Verständnis der dynamischen Wechselwirkungen zwischen sozialen Normen und individuellem Verhalten zu gewährleisten«. Ob damit tatsächlich kausale Zusammenhänge nachgewiesen werden können, mag man bezweifeln. Zu unterschiedlich und sich beständig verändernd sind die dafür zu erfassenden Variablen im zeitlich-historischen Vergleich, was zumindest eine rückwirkende Erfassung unmöglich macht. Hinzu kommen Veränderungen auch im regionalen Quervergleich, bedingt z. B. durch Wanderungsbewegungen oder sozialstrukturelle Veränderungen. Ungeachtet dessen ist es dringend geboten, zumindest zu versuchen, diese Unterschiede genauer zu analysieren. Wenn Andersen und Mayerl in ihrem Beitrag feststellen, dass der Zusammenhang zwischen Kriminalitätsfurcht und einer Anhängerschaft der AfD in gemeinsamen Hintergrundvariablen begründet ist, und ihre Ergebnisse nahelegen, dass der Autoritarismus einer Person als gemeinsame Ursache von Kriminalitätsfurcht und populistischer Unterstützung fungiert (damit beschäftigt sich der Beitrag von Lindner, Gelfort und Kessler u. a. intensiver), dann müsste der Frage nachgegangen werden, woher dieser Autoritarismus kommt und welche Wechselwirkungen sich in diesem Kontext ergeben.

Dies gilt auch, weil Steffen Mau zuzustimmen ist, dass die Ost-West-Verwerfung eine wichtige gesellschaftliche Konfliktachse bleiben wird, auch nach über drei Jahrzehnten im Großen und Ganzen erfolgreicher Wiedervereinigung und trotz positiver ökonomischer Entwicklungen im Osten (Mau, 2024a, 2024b). Mau geht davon aus, dass sich trotz aller Transformationserfolge, trotz Angleichung und trotz kultureller, normativer und mentaler Eingewöhnung die Unterschiede zwischen den beiden deutschen Teilsellschaften (sic!) nicht einfach ausschleichen werden. »Sowohl in sozialstruktureller wie auch in mentaler Hinsicht hat sich in Ostdeutschland eine Form der Sozialität herausgebildet, in der neben langsam steigender Zufriedenheit auch Gefühle der Benachteiligung und der politischen Entfremdung wachsen, die mehr sind als ein nicht enden wollendes Murren einiger Ewig-

gestriger« (Mau, 2021, S. 14). Als Ergebnis seiner Analyse stellt Mau fest, dass es in Ostdeutschland noch immer Unzufriedenheit, Abstandnahme und Systemskepsis gibt und eine »Gesellschaft des Verdrusses und der Anfälligkeit für Populismen« (Mau, 2021, S. 246). Die gesellschaftlichen Spannungen in Ostdeutschland sind für ihn »Ausdruck gesellschaftlicher Frakturen, von denen viele in der DDR-Gesellschaft schon angelegt waren und die im Zuge der gesellschaftlichen Transformation nicht geheilt, sondern häufig noch vertieft wurden« (Mau, 2021, S. 245). Und weiter: »Auch noch dreißig Jahre nach der Wende fehlt es der ostdeutschen Gesellschaft letztlich an einem robusten sozialmoralischen und sozialstrukturellen Unterbau, der Toleranz und ein emphatisches Demokratieverständnis tragen könnte« (Mau, 2021, S. 148). Die Ursachen dafür liegen sowohl in der Entwicklung der DDR als auch (und vor allem) im Umgang seitens der westdeutschen Eliten nach der Wende und vor allem in dem Zusammenspiel dieser beiden Aspekte. Der Osten wird immer stärker zur »entzündlichen Region«. Die Wahlergebnisse im Sommer und Herbst 2024 könnten, so die Befürchtung, die gesamte parlamentarische Demokratie destabilisieren.

Zygmunt Bauman hat den Zustand der Verunsicherung in einer Gesellschaft bereits 2006 mit dem Begriff der ›liquid fear‹ (Bauman, 2006) umschrieben: In ›liquid times‹ (Bauman, 2007) verlieren die Menschen die Zuversicht und das Vertrauen in die Steuerbarkeit ihrer eigenen Zukunft (vgl. Beilharz, 2013). Ihr »liquid life« (Bauman, 2005) ist ein »precarious life, lived under conditions of constant uncertainty«, in dem es auch ein »spiritual lumpenproletariat« gibt (Bauman, 2005, S. 7).

Das Gefühl, an allen Ecken und Enden würden Straftaten begangen, hat vor allem mit der medialen Aufbereitung und der politischen Diskussion zu tun. Die regelmäßigen politischen Verkündungen, alles gegen »die Kriminalität« zu tun, verunsichern die Menschen. Menschen, die gesellschaftliche Entwicklungen nicht verstehen oder sich zunehmend gesellschaftlich abgehängt fühlen, sind grundlegend verunsichert. Fukuyama (2019) hat nicht nur auf die steigende Ungleichheit in der Gesellschaft hingewiesen, sondern auch das Stärkerwerden nationalistischer Strömungen, die sich vom etablierten politischen System lösen, analysiert. Er sieht in (fehlender) Anerkennung und Würde Gründe dafür und wird durch die Entwicklungen in Ostdeutschland bestätigt.

Angst vor Kriminalität zu haben, ist ein Ventil, weil diese Angst im Vergleich zu den anderen Ängsten greifbar und personalisierbar ist. Die Menschen müssen letztlich ihre allgemeinen gesellschaftlichen Ängste in einen konkreten, definierbaren Bereich verlagern, um damit weiterleben zu können. Ansonsten würden sie von diesen Ängsten erdrückt. Die Kriminalität bietet sich hier an, und dies, obwohl es »die Kriminalität« nicht gibt,

nicht zuletzt, weil das Risiko, Opfer einer Straftat zu werden, von Alter, Geschlecht, Wohnort und sozialer Lage abhängig ist und oftmals diejenigen, für die eine Viktimisierung am wenigsten wahrscheinlich ist, die größte Verbrechensfurcht entwickeln. Gleichzeitig konnten wir in der Bochumer Studie (»Bochum IV«) zeigen, dass es keinen Zusammenhang zwischen Verbrechensfurcht und tatsächlicher Kriminalitätsentwicklung gibt und auch die Erwartung des eigenen Opferwerdens nicht von solchen Faktoren abhängig ist (Feltes, 2019b; Feltes & Reiners 2019). Letztlich lebt es sich nicht nur in Bochum viel besser als man glaubt (Feltes, 2021).

Wir wissen, dass die Verbrechensfurcht dort niedriger ist, wo der soziale Zusammenhalt hoch ist (Kochel & Weisburd, 2019). Die Wiederherstellung dieses Zusammenhaltes wäre also ein Weg aus der Kriminalitätsfurcht. Allerdings scheinen Ethik und Moral als Voraussetzungen für solchen Zusammenhalt in unserer Gesellschaft zunehmend verloren zu gehen. Wir verlieren die Orientierung auch, weil »Moralinstitutionen« wie die Kirchen ihre Glaubwürdigkeit grundlegend verloren haben. Die (berichtete) Zunahme von Übergriffen gegenüber Polizeibeamten, Feuerwehrleuten und Sanitätern zeigt, dass der Respekt gegenüber staatlichen Autoritätspersonen abnimmt, aber nicht nur ihnen gegenüber, sondern generell im Umgang miteinander (Weigert, 2021). Das gesellschaftliche Klima wird rauer. Hieran können Polizei und Sozialarbeit wenig ändern, aber sie können die Politik an ihre Verantwortung in diesem Bereich erinnern, statt vorzuspiegeln, soziale Probleme könnten mit strafrechtlichen oder polizeilichen Mitteln gelöst werden.

Lindner, Gelfort und Kessler beschäftigen sich in ihrem Beitrag in diesem Band mit sozialen Determinanten des rechtsgerichteten Autoritarismus. Ausgangspunkt ist die Feststellung, dass bestimmte Persönlichkeiten für Vorurteile, konservative Ideen und sogar Faschismus anfällig zu sein scheinen. Dabei wurde bisher kaum untersucht, inwieweit sich Autoritarismus in Abhängigkeit vom sozialen Kontext entwickelt. Im Ergebnis zeigen sie, dass der individuelle Autoritarismus-Wert einer Person ein starker Prädiktor für den Wert derselben Person zu einem späteren Messzeitpunkt ist. Dieser Befund bedeute, dass Autoritarismus ein stabiles Merkmal des Individuums sei, wobei einige Individuen einen höheren rechtsgerichteten Autoritarismus hätten als andere. Als Erklärung für diese Stabilität führen sie den verstärkenden oder abschwächenden Effekt des sozialen Kontexts an. Sie finden übereinstimmende Ergebnisse, dass sozial geteilte und in einem sozialen Kontext verbreitete rechte Einstellungen signifikant die individuelle Ausprägung des Autoritarismus einer Person vorhersagen. Dies deutet darauf hin, dass der Autoritarismus einer Person von rechten Einstellungen beeinflusst und verstärkt werde, wenn diese im Umfeld der Person zu beob-

achten seien. Individuen scheinen die im sozialen Kontext vorherrschenden Einstellungen zu übernehmen und sich ihnen anzupassen. Das bedeute aber auch, dass Autoritarismus nicht einfach festgelegt sei, etwa durch genetische Einflüsse oder frühe kindliche Erfahrungen, sondern sich über das gesamte Leben der Individuen durch deren Anpassung an ihre jeweiligen sozialen Kontexte weiterentwickle.

Wenn das zutrifft (und es gibt keinen Grund, an diesem Ergebnis zu zweifeln), dann müssten Zusammenhänge zwischen diesen sozialen Kontexten (Schule, Arbeit, Peergroup) intensiver untersucht werden, und zwar unter Einbeziehung der aus der Medienwirkungsforschung bekannten Tatsache, dass Medien allein Einstellungen nicht hervorrufen können, sondern bestenfalls bestehende Einstellungen oder Neigungen verstärken. Als alleiniger Auslöser kommen sie nicht in Frage. Ungleich wichtiger sind individuelle Eigenschaften und soziale Phänomene wie dauerhafte Frustration, Überforderung, Einsamkeitsgefühle und ein schwieriges familiäres oder soziales Umfeld – alles Faktoren, die in unserer gegenwärtigen gesellschaftlichen Situation zunehmend an Bedeutung gewinnen. Allerdings beziehen sich diese Ergebnisse im Wesentlichen auf Printmedien und das Fernsehen. Ob und wie sie auf soziale Medien übertragbar sind, ist noch unklar. Soziale Medien haben jedenfalls einen wichtigen Einfluss auf das soziale Leben und auf politische und gesellschaftliche Prozesse und somit auch auf Einstellungen und (Vor-)Urteile. Da sie sogar unseren Körper selbst beeinflussen, dürfen sie bei zukünftigen Studien nicht außer Acht gelassen werden. Wenn sich bspw. in Studien ein Zusammenhang zwischen Social-Media-Nutzung und Depressionen zeigt (Boers et al., 2019) und die ungünstigen Effekte eher durch soziale Vergleiche mit besser gestellten Personen getriggert werden, so wird deutlich, welchen Ansatz eine solche Forschung verfolgen müsste. Zudem wird angenommen, dass sich Internet- und Social-Media-Nutzer insbesondere Informationen suchen, die zu ihrer Stimmung und Wahrnehmung passen – was wiederum mit den ursprünglichen Ergebnissen der Medienwirkungsforschung (Verstärkereffekt) übereinstimmt.

Faktoren wie Globalisierung, das (so wahrgenommene) Versagen der politischen Eliten und der Politik generell (Abgasskandal, Rechtsstaats- und Rentendiskussion, Alters- und Kinderarmut) spielen eine deutlich wichtigere Rolle für das latente Gefühl der Verunsicherung, ebenso wie die zunehmenden, als negativ empfundenen Veränderungen im Verhältnis unter- und zueinander in unserer Gesellschaft. Für Ulrich Beck (2014) sind die Bürger der ›liquid cities‹ zu ›displaced persons‹ geworden, die sich in Armeen von Konsumenten verwandeln. Sie leben in Städten der Angst, wobei es diffuse, auf nichts Konkretes gerichtete Ängste sind. Diese Ängste klammern sich an alles, was ihnen angeboten wird, wider alle Vernunft, wider

alle Erfahrung. Gleichzeitig wird das Unsagbare gesagt, das Undenkbare gedacht, beides ohne Widerspruch oder gar Aufschrei in der Gesellschaft.

Als Konsequenz entwickelt sich ein ›Treibsand-Gefühl‹ (Feltes, 2019a). Der (moralische) Kompass geht verloren, die Gesellschaft driftet auseinander, Individualismus und Egoismus werden zu alleingültigen Maßstäben. Grundlegende moralische Werte lösen sich auf, die Gesellschaft verliert an Zusammenhalt, Extreme nehmen zu, und im Alltag spielt die Frage, warum es wichtig ist, die Demokratie zu schützen, keine Rolle mehr. Die Gesellschaft sucht sich Feindbilder, auf die sie ihre Ängste und Aggressionen abladen kann. Gleichzeitig verlieren die Menschen das Vertrauen in Institutionen. Wie die Studien von Zick und Kolleg:innen zeigen (Zick et al., 2019, 2023), geht die herkömmliche gesellschaftliche Mitte zunehmend verloren. Die Menschen wenden sich vermeintlich neuen, radikalen Parteien zu, die ihren Zusammenhalt aus der Abwertung von anderen schöpfen. Hinzu kommt eine gewisse Grundfrustration, weil sich die Dinge nicht so (weiter-)entwickeln, wie wir dies erwartet und erhofft haben, sowie die Angst, bei dem gesellschaftlichen Wettrennen auf der Strecke zu bleiben. Um es mit Zygmunt Bauman (2015) zu sagen: »The biggest fear of our time is the fear of being left out«.

Ängste und subjektive Unsicherheit müssen ernst genommen werden. Wer allerdings verlangt, dass die Polizei sowohl die tatsächliche als auch die gefühlte Sicherheit gewährleisten müsse, der irrt gleich mehrfach: Weder kann die Polizei (wie Dunkelfeldstudien zeigen) die tatsächliche Sicherheit gewährleisten oder auch nur maßgeblich beeinflussen, noch kann sie auf die Gründe, die für die zunehmende Verunsicherung der Bürger maßgeblich sind, einwirken. Eine aufgeklärte Sichtweise würde deutlich machen, dass das subjektive Unsicherheitsgefühl vielfältige Ursachen hat und die Polizei die Institution ist, die am allerwenigsten dieses Gefühl beeinflussen kann. Wenn Psychologen uns bestätigen, dass die meisten Angstgefühle entstehen, weil wir denken, etwas sei gefährlich, dann sind es unsere Gedanken, die Angstgefühle erzeugen.

Dehne (2017) spricht von der »Kontingenzangst«. Die Ängste fokussieren sich, auch bedingt durch mediale Berichterstattung und die damit einhergehende politische Stimmungsmache, auf Kriminalität und damit auf »die Kriminellen«, die zunehmend als Ausländer und Migranten »identifiziert« werden. Die Angst vor den »gefährlichen Anderen«, die die »Volks-gemeinschaft bedrohen«, wird zum zentralen Bestandteil rechter Propaganda und Mobilisierung (Haase, 2020, S. 299). Obwohl wir noch nie so sicher gelebt haben wie heute, nehmen Angst und Unsicherheitsgefühle zu (Böhme, 2013). In einer »Angstgesellschaft« gibt es eine »Statuspanik in der gesellschaftlichen Mitte« (Bude, 2014, S. 60). Hinzu kommt, dass durch

Transformationsprozesse und Umbrüche in der modernen Gesellschaft eine undurchsichtige, negative Gefühlswelt entsteht. Diffuse Existenz- und Abstiegängste vermischen und überlagern sich und verlieren im Laufe der Zeit ihre Bezugspunkte. Dadurch entwickeln sie sich zu einem unbestimmten Bedrohungsgefühl, das in der Kriminalitätsfurcht einen Ausdruck findet, wo sie benannt und verarbeitet werden können.

Die zunehmend um sich greifende Einsicht, dass wir in Deutschland nicht mehr auf einer Insel der Glückseligen leben, die sich vom Rest der Welt abschotten kann, trägt dazu bei, dass wir unserer überkommenen Sicherheiten nicht mehr gewiss sein können. Diese allgemeine Verunsicherung macht sich an denjenigen fest, die man konkret und persönlich für diese Lage verantwortlich machen kann. Psychoanalytisch kennen wir diesen Mechanismus nur zu gut. Das Angebot von Sündenböcken, die uns derzeit geliefert werden, nehmen wir gerne an. Wir zeigen empört und mit dem Finger auf die (angeblich) Schuldigen.

Als ›Sackgassengefühl‹ hat Katharina Körting (2024) in der ›taz‹ den aktuellen Gefühlszustand der Deutschen beschrieben. Klima, Krieg, Rechtsruck, Betroffenheitspflicht und Debattenfeindlichkeit führten dazu, dass diese Krisen die Menschen überfordern. Es herrsche ein fataler Mangel an »Selbstwirksamkeitserwartung«: »Was man auch tut, denkt, sagt – es ändert nullkommanichts an der Lage«. Die einen würden furchtbar vorsichtig, die anderen furchtbar aggressiv werden. Zu viele Probleme auf einmal, zu wenig Mut, zu wenig Ehrlichkeit, zu wenig Kraft, zu viele Krisen. Zu viel von allem als Erklärung für den »Rechtsruck« in unsere Gesellschaft, der sich gerade bei jungen Wählern zeige. Die unzweifelhaften Zugewinne rechter, postfaschistischer oder größtenteils rechtsextremer Parteien in Frankreich, Italien und Deutschland kann man nicht übersehen, allerdings zeigen sich auch andere Tendenzen wie in Spanien, Skandinavien, Polen und der Slowakei. Und selbst in Ungarn scheint sich das Pendel in die andere Richtung zu bewegen.

Wenn, was Andersen und Mayerl in diesem Band nachweisen, die individuelle Zunahme der Kriminalitätsfurcht nicht zu einer erhöhten rechtspopulistischen Unterstützung und umgekehrt führt und ein individueller Wechsel von einer anderen etablierten Partei hin zur AfD nicht zu einer Zunahme der Kriminalitätsfurcht im Vergleich zum durchschnittlichen Niveau dieser Person führt, dann liegt der Zusammenhang zwischen Kriminalitätsfurcht und einer Anhängerschaft der AfD entweder in gemeinsamen Hintergrundvariablen begründet, oder aber das Kriterium der Anhängerschaft der AfD ist nicht trennscharf genug, weil diese Anhängerschaft keine monolithische Gruppe ist, sondern aus fluktuierenden Einstellungen und Protestverhalten gespeist wird. Man sollte also in Zukunft vorsichtig mit der Kategorisierung

von Personen anhand ihrer Wahlpräferenzen sein, zumal diese sich in einem Längsschnittvergleich wesentlich verändern können, auch ohne dass sich individuelle oder sozialstrukturelle Variablen verändert haben.

Dies gilt generell für entsprechende Studien und damit auch für den Ansatz von Melcher und Meißelbach in diesem Band, die sich mit politischer Kriminalitätsfurcht als Sorge vor einer Bedrohung der Demokratie durch Extremismus und Wahlverhalten beschäftigen und der Frage nachgehen, ob und wie die Sorge vor Extremismus die Wahlabsicht prägt. Wenn sie zeigen, dass Personen, die eine starke Bedrohung durch Extremismus und PMK wahrnehmen, dazu neigen, Parteien zu unterstützen, die sie als kompetent in der Bekämpfung dieser Bedrohungen wahrnehmen, dann ist dies ein wenig überraschendes Ergebnis, ebenso wie die Feststellung, dass sich die Reaktionen auf rechts- und linksextreme Bedrohungen unterscheiden. Und wenn sich die Vermutung, dass von einer allgemeinen politischen Kriminalitätsfurcht Parteien der politischen Mitte profitieren, nicht bestätigt, so mag dies auch daran liegen, dass diese »politische Mitte« sich verändert (hat) und daher keine (empirisch wie individuell) verlässliche Einflussgröße sein könnte.

Was bleibt, ist eine »seltsame deutsche Fähigkeit, unter den Krisen und Kriegen der Welt fast noch mehr zu leiden als die direkt Betroffenen« (Körting). Sie sieht eine »postmarxistischen Sehnsucht nach dem Nochschlimmeren, nach dem Zusammenbruch«. Rückwärts sei das neue Vorwärts, getreu dem Motto: Früher war alles besser (und gab es, so möchte man ergänzen, mehr Lametta).

Referenzen

- Bandura, A. (2002). Selective Moral Disengagement in the Exercise of Moral Agency. *Journal of Moral Education*, 31(2), 101–119. <https://doi.org/10.1080/0305724022014322>
- Bauman, Z. (2005). *Liquid Life*. Cambridge: Polity Press.
- Bauman, Z. (2006). *Liquid Fear*. Cambridge: Polity Press.
- Bauman, Z. (2007). *Liquid Times. Living in an Age of Uncertainty*. Cambridge: Polity Press.
- Bauman, Z. (2015). *From Privacy to Publicity: the changing mode of being-in-the-world*. Vortrag auf der re:publika 2015. <https://re-publica.com/de/session/privacy-publicity-changing-mode-being-world>
- Bauman, Z. (2016). *Die Angst vor den anderen. Ein Essay über Migration und Panikmache*. Berlin: Suhrkamp.
- Beck, U. (2014). Sinn und Wahnsinn der Moderne. *taz*, 14. 10. 2014. <https://taz.de/Soziologe-Zygmunt-Bauman/!5031155/>

- Beilharz, P. (2013). Conclusion: Liquid Society. In M. Davis (Hrsg.), *Liquid Sociology* (S. 220–229). London, New York: Routledge.
- Boers, E., Afzali, M. H., & Newton, N. (2019). Association of Screen Time and Depression in Adolescence. *JAMA Pediatrics*, 173(9), 853–859. <https://doi.org/10.1001/jamapediatrics.2019.1759>
- Böhme, H. (2013). Einleitung: Zur Kulturgeschichte der Angst seit 1800. In L. Koch (Hrsg.), *Angst. Ein interdisziplinäres Handbuch* (S. 275–282). Stuttgart, Weimar: Metzler.
- Bude, H. (2014). *Gesellschaft der Angst*. Hamburg: Hamburger Edition.
- De Gregorio, L. (2024). *Unter Verrückten sagt man Du*. Berlin: Suhrkamp.
- Dehne, M. (2017). *Soziologie der Angst*. Wiesbaden: Springer VS.
- Haase, K. (2020). Soziale Arbeit in der Angstgesellschaft. *Neue Praxis*, 4, 299–309.
- Feltes, T. (Hrsg.) (1995). *Kommunale Kriminalprävention in Baden-Württemberg. Erste Ergebnisse der wissenschaftlichen Begleitung von drei Pilotprojekten*. Holzkirchen: Felix-Verlag. <https://www.thomasfeltes.de/images/3927983098.pdf>
- Feltes, T. (2001). »Community Policing« – ein polizeipolitisches Modell für Europa? In J. Fehervary & W. Stangl (Hrsg.), *Regionalisierung und Internationalisierung der Sicherheitsexekutive* (S. 119–132). Wien: Universitätsverlag.
- Feltes, T. (2016). Die Darstellung der »Ausländerkriminalität« in der Polizeilichen Kriminalstatistik 2015 – Anlass für Kritik. *Kriminalistik*, 70(11), 694–700.
- Feltes, T. (2019a). Die »German Angst«. Woher kommt sie, wohin führt sie? Innere vs. gefühlte Sicherheit. Der Verlust an Vertrauen in Staat und Demokratie. *Neue Kriminalpolitik*, 31(1), 3–12.
- Feltes, T. (2019b). Sicherheit und Sicherheitsgefühl in Bochum. 40 Jahre Dunkelfeldstudien in einer deutschen Großstadt. *Bewährungshilfe*, 66(3), 267–280.
- Feltes, T. (2021). Es ist »viel besser, besser als man glaubt«. Wie sicher ist es in Bochum wirklich? In K. Rudolph & D. Rüter (Hrsg.), Bochum. Von hier aus (S. 152–162). Münster: Aschendorff.
- Feltes, T., & Dölling, D. (Hrsg.) (1993). *Community Policing. Comparative Aspects of Community Oriented Police Work*. Holzkirchen: Felix-Verlag.
- Feltes, T., & Gramkow, H. (1994). Bürgernahe Polizei und kommunale Kriminalprävention: Reizworte oder demokratische Notwendigkeiten? *Neue Kriminalpolitik*, 6(3), 16–20. https://www.thomasfeltes.de/pdf/veroeffentlichungen/1994_4%20buergernahe%20Polizei.pdf
- Feltes, T., & Reiners, P. (2019). Sicherheit und Sicherheitsgefühl in Bochum. Exemplarische Befunde der Bochumer Dunkelfeldstudie 2015/2016 (»Bochum IV«). *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 102(2), 1–15.
- Feltes, T. et al. (2016). Ausländerkriminalität. *Zeitschrift für Ausländerrecht*, 36(5–6), 157–165.
- Feltes, T. et al. (2018). More refugees, more offenders, more crime? Critical comments with data from Germany. In H. Kury & S. Redo (Hrsg.), *Refugees and*

- Migrants in Law and Policy – Challenges and Opportunities for Global Civic Education (S. 599–624). Cham: Springer.
- Foa, R., & Mounk, Y. (2016). The Danger of Deconsolidation: The Democratic Disconnect. *Journal of Democracy*, 27(3), 5–17. <http://www.journalofdemocracy.org/article/danger-deconsolidation-democratic-disconnect>
- Forschungsgruppe Kommunale Kriminalprävention in Baden-Württemberg (1996). Opfererfahrungen, Kriminalitätsfurcht und Vorstellungen zur Delinquenzprävention. Ergebnisse von Bevölkerungsbefragungen im Rahmen des Begleitforschungsprojekts »Kommunale Kriminalprävention« in Baden-Württemberg. In Th. Trenczek & H. Pfeiffer (Hrsg.), *Kommunale Kriminalprävention. Paradigmenwechsel und Wiederentdeckung alter Weisheiten* (S. 118–140). Bonn: Forum-Verlag. <https://www.thomasfeltes.de/pdf/veroeffentlichungen/KKP1996.pdf>
- Forschungsgruppe Kommunale Kriminalprävention in Baden-Württemberg (1998). Viktimisierungen, Kriminalitätsfurcht und Bewertung der Polizei in Deutschland. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 81(2), 67–82.
- Fukuyama, F. (2019). *Identität. Wie der Verlust der Würde unsere Demokratie gefährdet*. Hamburg: Atlantik.
- Habermann, J., & Zech, L. (2024). Kriminalitätsfurcht und Strafeinstellungen vor und während der Covid-19-Pandemie – Ergebnisse von Studierendenbefragungen zwischen 2017 und 2021. *Kriminologie – Das Online-Journal*, 1(6), 1–28. <https://doi.org/10.18716/ojs/krimoj/2024.1.1>
- Hirtenlehner, H. (2022). Kriminalitätsangst: klar abgrenzbare Furcht vor Straftaten oder Projektionsfläche sozialer Unsicherheitslagen? Ein Überblick über den Forschungsstand von Kriminologie und Soziologie zur Natur kriminalitätsbezogener Unsicherheitsgefühle der Bürger. In A. Legnaro & D. Klimke (Hrsg.), *Kriminologische Diskussionstexte II: Kontrollieren und Überwachen* (S. 285–305). Wiesbaden: Springer VS.
- Klemp, P. (2019). *Lass uns mit den Toten tanzen*. Augsburg: Maro.
- Klimke, D. (2022). Folgen für die gesellschaftliche Wahrnehmung von Kriminalität. In D. Hunold & T. Singelstein (Hrsg.), *Rassismus in der Polizei*. Wiesbaden: Springer VS. https://doi.org/10.1007/978-3-658-37133-3_24
- Kochel, T. R., & Weisburd, D. (2019). The impact of hot spots policing on collective efficacy: Findings from a randomized field trial. *Justice Quarterly*, 36(5), 900–928.
- Körper-Stiftung (2023). *Deutsche verlieren Vertrauen in ihre Demokratie*. <https://koerber-stiftung.de/projekte/staerkung-der-demokratie/vertrauensverlust-in-die-demokratie/>
- Körting, K. (2024, 22. Juni). Sackgassengefühl. Klima, Krieg, Rechtsruck, Debattefeindlichkeit. Die multiplen Krisen lähmen. Was kann daraus entstehen? Eine Bestandsaufnahme. *taz*. <https://taz.de/Gelaehmte-Gesellschaft!/16014792/>
- Labaf, S., & Norouzi, M. (2023). Spatial othering in fragmented societies: different others or different housings? *International Journal of Urban Sciences*, 28(2), 335–358. <https://doi.org/10.1080/12265934.2023.2216666>

- Lammert, N. (2019). *Demokratie braucht Demokraten*. Leipzig: St. Benno.
- Lammert, N. (2024, 19. Mai). Demokratie braucht Demokraten. *Welt am Sonntag*. <https://www.kas.de/de/snippet-detail/-/content/demokratie-braucht-demokraten-3>
- Lautmann, R., & Klimke, D. (2004). Punitivität als Schlüsselbegriff für eine Kritische Kriminologie. In: R. Lautmann, D. Klimke & F. Sack (Hrsg.), *Punitivität* (Kriminologisches Journal, Beiheft 8, S. 9–29). Weinheim: Juventa.
- Mau, S. (2021). *Lütten Klein. Leben in der ostdeutschen Transformationsgesellschaft* (2. Aufl.). Berlin: Suhrkamp.
- Mau, S. (2024a, 15. Juni). Die Ost-West-Verwerfung wird eine Konfliktachse bleiben. *taz*.
- Mau, S. (2024b): *Ungleich vereint. Warum der Osten anders bleibt*. Berlin: Suhrkamp.
- Das NETTZ. Gesellschaft für Medienpädagogik und Kommunikationskultur, HateAid und Neue deutsche Medienmacher*innen als Teil des Kompetenznetzwerks gegen Hass im Netz (Hrsg.) (2024): *Lauter Hass – leiser Rückzug. Wie Hass im Netz den demokratischen Diskurs bedroht. Ergebnisse einer repräsentativen Befragung*. Berlin. https://kompetenznetzwerk-hass-im-netz.de/download_lauterhass.php
- Reisch, C.-P. (2019). *Das Meer der Tränen. Wie ich als Kapitän des Seenotrettungsschiffes »Lifeline« Hunderte Leben rettete – und dafür angeklagt wurde*. München: Riva.
- Rennefaz, S. (2022, 14. April). Die Ostdeutschen und die Demokratie. Schein und Sein. *Der Spiegel*. <https://www.spiegel.de/politik/deutschland/die-ostdeutschen-und-die-demokratie-schein-und-sein-kolumne-a-29831932-c5cd-4b60-99fc-103f8e8ebfea>
- Reuband, K.-H. (1992). Kriminalitätsfurcht in Ost- und Westdeutschland: zur Bedeutung psychosozialer Einflußfaktoren. *Soziale Probleme*, 3(2), 211–219. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-247112>
- Singelstein, T., & Kunz, K.-L. (2021). *Kriminologie. Eine Grundlegung* (8. Aufl.). Bern: Haupt.
- Stegmaier, P., & Feltes, T. (2007). »Vernetzung« als neuer Effektivitätsmythos für die »innere Sicherheit«. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, (12), 18–24.
- Walburg, C. (2016). »Crimmigration«: Die Ausweisung als Mittel der Migrations- und Kriminalitätskontrolle. *Neue Kriminalpolitik*, 28(4), 378–388.
- Weigert, M. (2021). *Gewalt gegen Einsatzkräfte der Feuerwehren und der Rettungsdienste – Prävalenz, Phänomenologie und Präventionsmaßnahmen*. Frankfurt: Verlag für Polizeiwissenschaft.
- Zick, A., Küpper, B., & Berghan, W. (Hrsg.) (2019). *Verlorene Mitte – Feindselige Zustände. Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018/19*. Bonn: Dietz.
- Zick, A., Küpper, B., & Mokros, N. (Hrsg.) (2023). *Die distanzierte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/23*. Bonn: Dietz.

Autor:inneninformationen

Henrik Andersen (Dr.) ist akademischer Assistent am Institut für Soziologie der Technischen Universität Chemnitz. Zu seinen Forschungsinteressen gehören Panelmodelle in Strukturgleichungsmodellierungen und Methoden der Umfrageforschung.

Frank Asbrock (Prof. Dr.) hat in Bielefeld Psychologie studiert und dort im Graduiertenkolleg Gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit promoviert. Er war wissenschaftlicher Mitarbeiter in Jena und Marburg, Juniorprofessor an der TU Chemnitz und ist dort seit 2019 Inhaber der Professur Sozialpsychologie sowie seit 2021 Direktor des Zentrums für kriminologische Forschung Sachsen. Seine Forschungsschwerpunkte sind ideologische Einstellungen, Bedrohungs- und Kriminalitätswahrnehmungen, Stereotype und Intergruppenkontakt.

Rowenia Bender (M. Sc.) ist wissenschaftliche Mitarbeiterin am Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen (ZKFS) und Doktorandin im Fach Sozialpsychologie an der Technischen Universität Chemnitz. Im Rahmen ihrer Tätigkeit am ZKFS leitet sie ein Projekt zu vorurteilsmotivierter Gewalt und damit verbundener Viktimisierung. Ihre weiteren Forschungsschwerpunkte sind die Wahrnehmung von normabweichendem Verhalten, Vertrauen in Institutionen sowie Intergruppenkontakt mit Polizei, Justiz und Straftäter:innen.

Jasper Bendler (M. A.) studierte Sozialwissenschaften in Göttingen sowie Soziologie mit dem Schwerpunkt quantitative Methoden in Bielefeld. Er arbeitet seit Anfang 2022 im DFG-geförderten Langzeitprojekt »Kriminalität in der modernen Stadt« und seit 2023 am Lehrstuhl für Kriminologie an der Universität Münster. Seine Forschungsschwerpunkte sind Bayesianische Methoden der quantitativen Sozialforschung (insbesondere längsschnittliche Strukturgleichungsmodelle sowie latente Wachstumsmodelle), die Modellierung nicht-normalverteilter Daten, Entwicklungsverläufe von Jugendkriminalität sowie Dynamiken der Rechtsnormakzeptanz bei Jugendlichen.

Oliver Christ (Prof. Dr.) leitet seit 2015 das Lehrgebiet Psychologische Methodenlehre und Evaluation an der FernUniversität in Hagen. In seiner Forschung beschäftigt er sich mit der Frage, wie Intergruppenbeziehungen verbessert und Intergruppenkonflikte abgebaut werden können, wobei ins-

besondere die Wirkung von Intergruppenkontakten im Fokus steht. Aktuell forscht er im Rahmen eines von der VolkswagenStiftung geförderten Projekts zu der Frage, inwieweit Inklusivitätsnormen zum gesellschaftlichen Zusammenhalt in polarisierten Gesellschaften beitragen können.

Thomas Feltes (Prof. Dr. jur. M. A.) ist Jurist und Sozialwissenschaftler. Von 2002 bis 2019 war er Inhaber des Lehrstuhls für Kriminologie, Kriminalpolitik und Polizeiwissenschaft an der juristischen Fakultät der Ruhr-Universität Bochum, zuvor von 1992 bis 2002 Rektor und Professor an der Hochschule für Polizei in Villingen-Schwenningen. Tätigkeit als Strafverteidiger und Gutachter. Herausgeber des seit 1999 monatlich erscheinenden »Polizei-Newsletter«.

Jennifer Laura Führer ist seit 2021 stellvertretende Direktorin am Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen (ZKFS). Sie hat Psychologie studiert und war danach wissenschaftliche Mitarbeiterin an der Professur Sozialpsychologie der Technischen Universität Chemnitz. Ihre Forschungsschwerpunkte liegen bei den Zusammenhängen von gesellschaftlicher Diversität mit ideologischen Einstellungen, Vorurteilen sowie Stereotypen und Kriminalitätswahrnehmung.

Pascal Gelfort (M. Sc.) ist wissenschaftlicher Mitarbeiter und Doktorand am Lehrstuhl für Sozialpsychologie am Institut für Psychologie der Friedrich-Schiller-Universität Jena. Er arbeitet zur Entstehung und Reduktion von Vorurteilen, mit besonderem Fokus auf normative und kontextuelle Einflüsse auf diese.

Eva Groß (Prof. Dr.) studierte in München Soziologie und in Hamburg Internationale Kriminologie und promovierte an der Fakultät für Soziologie der Universität Bielefeld (2016). Von 2008 bis 2015 arbeitete sie als wissenschaftliche Mitarbeiterin am Institut für interdisziplinäre Konflikt- und Gewaltforschung der Universität Bielefeld. Von 2015 bis 2018 war sie wissenschaftliche Mitarbeiterin an der kriminologischen Forschungsstelle des LKA Niedersachsen und trat im Dezember 2018 eine Professur für Kriminologie und Soziologie an der Hochschule in der Akademie der Polizei in Hamburg an. Ihre Forschungsschwerpunkte sind Gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit, vorurteilsmotivierte Kriminalität (Hasskriminalität), Viktimisierung/Dunkelfeld, (Online-)Radikalisierung, Polizei, Kriminalitätswahrnehmungen, Ökonomisierung des Sozialen, institutionelle Anomie und soziale Ungleichheit.

Joachim Häfele (Prof. Dr.), Studium der Soziologie, Sozialpsychologie und Rechtswissenschaften in Wuppertal und Hamburg. Seit 2015 Professor für Kriminologie an der Polizeiakademie Niedersachsen in Oldenburg. Seine aktuellen Forschungsschwerpunkte liegen u. a. in den Bereichen empirische Polizeiforschung, Gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit, Rechtsextremismus, Antisemitismus und Intoleranz in urbanen Räumen. Seit 2021 leitet er das am Institut für Kriminalitäts- und Sicherheitsforschung (IKriS) angesiedelte Forschungsprogramm »Polizei und Demokratie im demokratischen Wandel (PODWAL)«.

Stefanie Kemme (Prof. Dr. iur. Dipl.-Psych.) ist seit 2023 Professorin für Kriminologie an der Westfälischen Wilhelms-Universität Münster. Sie studierte Psychologie und Rechtswissenschaften an der Freien Universität und der Humboldt-Universität in Berlin sowie an der Università Degli Studi Roma Tre. Sie trat im Anschluss eine Stelle als wissenschaftliche Mitarbeiterin am Lehrstuhl für Kriminologie, Jugendstrafrecht und Strafvollzugsrecht an der Justus-Liebig-Universität in Gießen an. 2009 wurde sie Projektleiterin am Kriminologischen Forschungsinstitut Niedersachsen (KFN), 2011 Juniorprofessorin für Strafrecht an der Universität Hamburg und 2015 Professorin für Kriminologie und Strafrecht an der Hochschule der Akademie der Polizei Hamburg. Ihre Forschungsschwerpunkte sind Polizei, Punitivität, Vorurteile und Stereotype, Jugenddelinquenz und Jugendstrafrecht, Kriminalpolitik, Kriminalitätsprognosen, Rechtspsychologie und Interkulturelle Kriminologie.

Thomas Kessler (Prof. Dr.) hat in Osnabrück studiert und promoviert, war von 2007 bis 2010 Professor an der Universität Exeter, UK, und ist seit 2010 Professor für Sozialpsychologie am Institut für Psychologie der Friedrich-Schiller-Universität Jena. In seiner Forschung arbeitet er zu Kooperation und Konflikt innerhalb und zwischen Gruppen mit dem besonderen Fokus auf Autoritarismus, Gruppenformierung, politischer Ideologie, Normen und Bestrafung sowie zu wechselseitigem Einfluss und Vorurteilen.

Clemens Lindner (M. Sc.) studierte Psychologie in Arbeit, Bildung und Gesellschaft an der Friedrich-Schiller-Universität Jena und arbeitete als wissenschaftlicher Mitarbeiter und Doktorand am Lehrstuhl für Sozialpsychologie der Universität Jena. In seiner Promotion arbeitet er zu Vorurteilen, Autoritarismus und kontextuellen Faktoren individueller Einstellungen und Vorurteile. Dabei stellt er die Frage, inwieweit Vorurteile durch individuelle Variablen erklärt werden können.

Jochen Mayerl (Prof. Dr.) ist Professor für Soziologie mit dem Schwerpunkt Empirische Sozialforschung am Institut für Soziologie der TU Chemnitz. Zu seinen Forschungsinteressen gehören Einstellungs-Verhaltens-Beziehungen, Bounded Rationality, Strukturgleichungsmodellierung und Methoden der empirischen Sozialforschung.

Christoph Meißelbach (Dr.) ist seit 2020 der Wissenschaftliche Koordinator des Sächsischen Instituts für Polizei- und Sicherheitsforschung (SIPS) an der Hochschule der Sächsischen Polizei (FH). Zuvor war der studierte Politikwissenschaftler und Soziologe seit 2009 als wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Professur für Politische Systeme und Systemvergleich am Institut für Politikwissenschaft der Technischen Universität Dresden tätig. Im Studienjahr 2022/23 vertrat er die Professur für politische Bildung an der Hochschule der Sächsischen Polizei (FH). Zu seinen Forschungsschwerpunkten gehören neben der Sicherheitsforschung die politische Kultur Ostdeutschlands und der Polizei sowie die vergleichende Demokratieforschung.

Reinhold Melcher (Dr.) ist seit 2020 wissenschaftlicher Mitarbeiter am Sächsischen Institut für Polizei- und Sicherheitsforschung (SIPS). Zuvor war der promovierte Politikwissenschaftler wissenschaftlicher Mitarbeiter am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB) und wissenschaftliche Hilfskraft an der FernUniversität in Hagen. Schwerpunkte seiner Forschung umfassen das Sicherheitsgefühl und die Furcht vor Kriminalität, Wahlen und politische Einstellungen mit Fokus auf Rechtspopulismus und politischen Extremismus sowie quantitative Methoden und Statistik.

Deliah Wagner (Dr.) hat Psychologie an der FernUniversität in Hagen und der Friedrich-Schiller-Universität Jena studiert. Ihre Promotion schloss sie 2021 in einem Graduiertenkolleg des Max-Planck-Instituts für Gemeinschaftsgüter in Bonn und der Friedrich-Schiller-Universität Jena in Politischer Psychologie ab. Seit Herbst 2021 ist sie wissenschaftliche Mitarbeiterin am Zentrum für kriminologische Forschung Sachsen (ZKFS) und Projektleiterin des Panels zur Wahrnehmung von Kriminalität und Straftäter:innen (PaWaKS). Ihre Forschungsschwerpunkte sind ideologische Einstellungen, soziale Identität, Bedrohungs- und Kriminalitätswahrnehmungen, Stereotype und motivierte Kognition.