

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 (Reveland & 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).

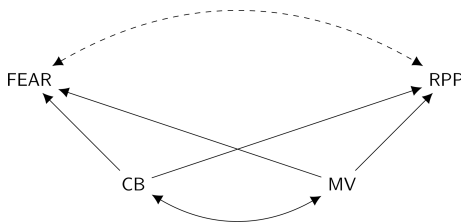
Auf der einen Seite haben wir also wirtschaftliche und kulturelle Ängste, die sich als Furcht vor (migrantischer) Kriminalität manifestieren und Individuen in die Arme von RPP treiben können. Auf der anderen Seite ist festzustellen, dass RPP durchaus rationale Anreize haben, Migrantinnen und Migranten 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 Armbrorst (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).

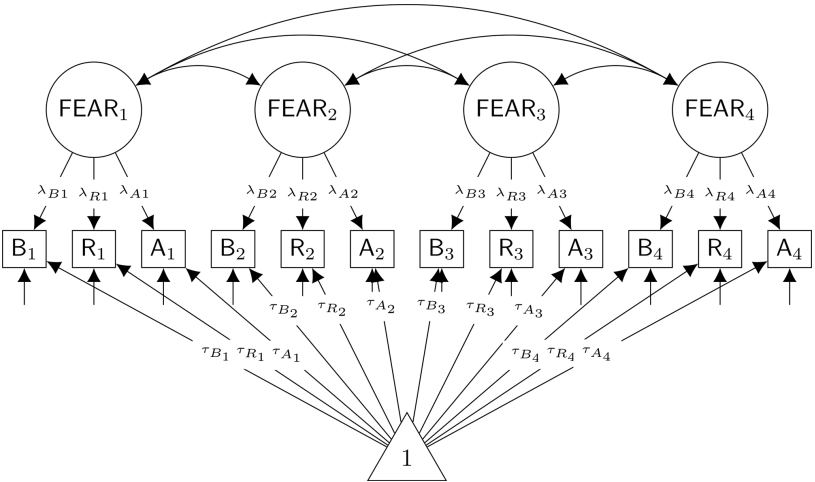
4. Empirisch-statistische Analyse

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	Δ Chisq	Δ Df	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:

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

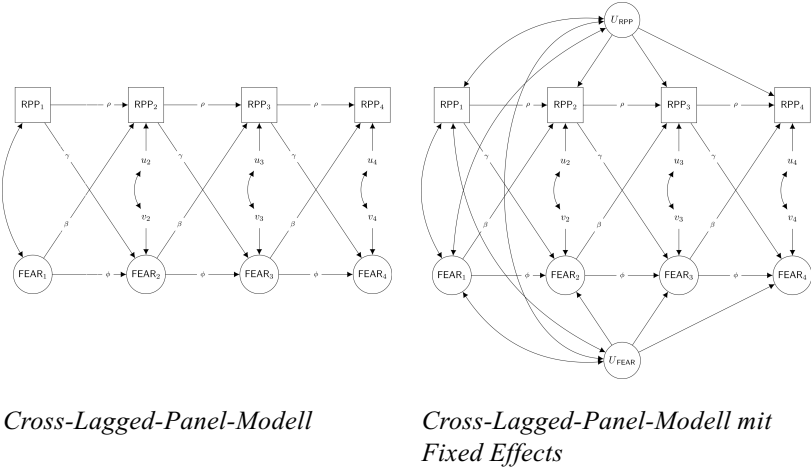
$$FEAR_{it} = \phi FEAR_{it-1} + \gamma RPP_{it-1} + U_i^{FEAR} + v_{it}$$

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



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.
$FEAR_{t-1}$	$FEAR_t$	.778 ***	.014	.772	.752 ***	.016	.787	.043 ns	.049	.043
RPP_{t-1}	β	.142 **	.041	.033	.196 ***	.032	.065	-.222 ns	.140	-.053
RPP_{t-1}	RPP_t	.834 ***	.018	.842	.882 ***	.019	.829	.155 ns	.110	.155
$FEAR_{t-1}$	γ	.008 **	.002	.033	.021 ***	.004	.069	-.003 ns	.006	-.011
Modellfit										
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 $p \geq 0.05$; 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							
Regressionen			Affektiv		Kognitiv		
UV	AV		Est.	SE	Std. Est.	Est.	SE
$FEAR_{t-1}$	$FEAR_t$	ϕ	.037 ns	.048	.038	.147 **	.046
RPP_{t-1}		β	-.221 ns	.140	-.053	-.030 ns	.120
RWA		θ	.046 ns	.034	.029	.134 ***	.024
RPP_{t-1}	RPP_t	ρ	.158 ns	.110	.158	.172 ns	.112
$FEAR_{t-1}$		γ	-.003 ns	.006	-.011	-.006 ns	.010
RWA		ψ	.022 **	.008	.059	.020 **	.008
Korrelationen							
RWA	$FEAR_{t=1}$		.110 ***	.021	.105	.033 ns	.019
	$RPP_{t=1}$		.011 *	.005	.045	.011 *	.005
$FEAR_{t=1}$	$RPP_{t=1}$		.049 ***	.007	.123	.065 ***	.006
Modellfit							
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 $p \geq 0.05$; standardisierte Schätzungen aus t1; mit Metric-Invarianz (Faktorladungen); Schätzer: MLR, fehlende Werte: FIML, Standardfehler: Sandwich; Standard-Chisq-Statistik, skalierter robuster CFI und RMSEA, skalierter 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>
- Armbrorst, 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 Kurzskala 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/fjbsb-2017-0029>
- Boda, Z., Szabó, G., Barthá, 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.

