



Demokratie unter Druck: Wie Kontextfaktoren das Systemvertrauen beeinflussen

Sarah Bitschnau, Sandra Michaelis und Kirsten Eberspach

1 Schwere Zeiten für die Demokratie und ihre Bewohner*innen

Es steht außer Frage, dass sich die vergangenen Jahre, ausgelöst u. a. durch die verdichteten Krisenereignisse, als besonders herausfordernd für den gesellschaftlichen Zusammenhalt und das damit einhergehende demokratische Miteinander herausstellten. Sichtbar wurde dies zunächst im Rahmen der Politik zur COVID-19-Pandemie und den daraus folgenden Maßnahmen zur Eindämmung, die im öffentlichen und politischen Diskurs kontrovers diskutiert wurden. Auf der Straße und in den sozialen Netzwerken jedoch ließ sich eine deutliche Vehemenz bis hin zu einer Radikalisierung dieser Debatten beobachten, die das bestehende demokratische System in Gänze infrage stellten und in der demokratiefeindliche Äußerungen en vogue zu sein schienen. Diese Äußerungen entluden sich sowohl in Form von Hass und Hetze im Netz, auf den Straßen oder vor privaten Wohnhäusern gegenüber Politiker*innen, Journalist*innen, Wissenschaftler*innen und Vertreter*innen des Staates. Zwei Jahre später wurde die Debatte um COVID-19 vom Angriffskrieg Russlands auf die Ukraine abgelöst, dem weitere (un-)mittelbare Folgen für die Bürger*innen in Deutschland und Europa folgten. Damit einhergehend entflamten neue Debatten um Waffenlieferungen,

S. Bitschnau (✉) · S. Michaelis · K. Eberspach
Bundeskriminalamt, Wiesbaden, Deutschland
E-Mail: sarah.bitschnau@bka.bund.de

© Der/die Autor(en) 2026
R. Endtricht (Hrsg.), *Extremistische Einstellungen in Deutschland: Verbreitungen, Einflussfaktoren und Trends*, Analysen zu gesellschaftlicher Integration und Desintegration, https://doi.org/10.1007/978-3-658-50299-7_6

Energieversorgung, steigende Inflation und die Unterbringung von Geflüchteten. Im Oktober 2023 erreichte der Nahostkonflikt zwischen Israel und Palästina eine neue Eskalationsstufe im Zuge des Raketenbeschusses der radikalislamischen Terrorgruppe Hamas im Gazastreifen auf Israel. Dieser löste auch innerhalb der deutschen Bevölkerung Haltungsdebatten begleitet von einer Welle der Muslimfeindlichkeit sowie des Antisemitismus aus.

Solche von Krisen gekennzeichneten Zeiten stellen wahrlich einen ‚Stresstest‘ für das demokratische System und deren Bewohner*innen dar. Eine Bewährungsprobe, die beweisen muss, wie resilient das System in Krisenzeiten ist und gleichzeitig das Vertrauen der Gesellschaft in das System nicht verspielen darf. Dass ein offensichtlich angespanntes Verhältnis zwischen (einigen) Bürger*innen und den Vertreter*innen des Staates vorliegt, zeigen unter anderem die Zahlen zum Straftatengeschehen der ‚Politisch motivierten Kriminalität‘ (PMK) gegen den ‚Staat‘. Innerhalb der letzten Jahre sind diese im Jahr 2023 im Vergleich zum Jahr 2019 um 140 % gestiegen (2019: 6.268 – 2023: 15.050; vgl. BMI und BKA, 2021, 2022, 2023, 2024).¹

Eine besondere Bedeutung kommt hier vor allem den (kommunalen) Amts- und Mandatsträger*innen zu, die als gewählte Repräsentant*innen des demokratischen Systems und als „Keimzelle der Demokratie“ (Fliedner, 2019, S. 3) die beschlossenen Maßnahmen und Gesetze in den Städten und Gemeinden umsetzen müssen, welche unmittelbare Auswirkungen auf die Bürger*innen haben können. Besonders bei der Umsetzung von Maßnahmen in krisenbehafteten Zeiten können diese schnell zur Zielscheibe von Anfeindungen und Bedrohungen werden. Hinweise darauf gibt auch hier das Fallzahlenaufkommen der PMK, das sich in der Kategorie ‚Unterangriffsziel Amts- und Mandatsträger*innen‘ von 2019 bis 2023 mehr als verdoppelt hat (vgl. BMI und BKA, 2021, 2022, 2023, 2024). Darüber hinaus weisen verschiedene Dunkelfeldbefragungen der letzten Jahre auf ein anhaltend hohes Anfeindungsgeschehen gegenüber (kommunalen) Amtspersonen (forsa, 2021, KOMMUNAL 2021, HBS, 2020) hin. Ein vom Bundeskriminalamt und den kommunalen Spitzenverbänden aufgelegtes Monitoring zu Hass und Hetze gegen kommunale Amts- und Mandatsträger*innen, das halbjährlich bundesweit durchgeführt wird, zeigt ein dynamisches Anfeindungsgeschehen und eine Verrohung des gesellschaftlichen Diskurses, das mit den entsprechenden Krisenereignissen einherzugehen scheint (Eberspach et al., 2023).

Solche vermehrten Delikte gegen den Staat und das subjektive Erleben von einem Mehr an Hass und Hetze gegen seine Vertreter*innen können Ausdruck von

¹ Hier werden Zahlen zum Oberangriffsziel ‚Staat‘ wiedergegeben.

zunehmender Unzufriedenheit und Frustrationserfahrungen sein, die mit einem Verlust von Vertrauen in den Staat einhergehen und so das gesellschaftliche Zusammenleben gefährden können. Für den Erhalt einer lebendigen Demokratie muss diese jedoch von einer überwiegenden Mehrheit der Bürger*innen (aktiv und positiv) politisch unterstützt werden. Ist dies nicht der Fall, gerät die Demokratie unter Druck und muss sich entsprechend wandeln, um nicht Gefahr zu laufen durch ein anderes politisches System ersetzt zu werden (Pickel et al., 2022, S. 187).

Umso bedeutsamer ist, neben der Bewertung der Legitimität und Leistungsfähigkeit der Demokratie, das Vertrauen der Bürger*innen in politische Institutionen (Easton, 1975). Studien zeigen, dass insbesondere rechte und autoritäre Einstellungen eine Gefahr für die Demokratie darstellen, da diese in einem negativen Verhältnis zu Vertrauen, Zufriedenheit und Legitimität stehen (Pickel et al., 2022, S. 192). Daher sollten die anhaltenden Wahlerfolge der AfD – inzwischen auch auf kommunaler sowie Landesebene – aufhorchen lassen. Rechte, autoritäre und demokratiedistante Einstellungen entstehen nicht in einem luftleeren Raum, sondern sind bedingt durch verschiedene Einfluss- oder Kontextfaktoren, die sich regional/räumlich unterschiedlich verteilen können (Heller et al., 2022, S. 162).

Bisherige theoretische Annahmen zu Einflussfaktoren in Verbindung mit demokratiedistanten Einstellungen fußen weitestgehend auf individuellen Indikatoren. Weitere Studien zeigen aber, dass nicht nur die individuellen Lebensumstände einen Einfluss auf die Entwicklung von Einstellungen und somit auf ein (nicht) vorhandenes Systemvertrauen haben, sondern auch die Beschaffenheit der jeweiligen Region, die das Individuum umgibt und mit bestimmten Charakteristika ausgestattet ist (Heller et al., 2022, S. 164). In diesem Kontext spielt sowohl das Konzept der subjektiven Deprivation, also die empfundene Benachteiligung der eigenen Situation und die Gefährdung des eigenen Selbstbildes, als auch die objektive Deprivation (Rippl & Baier, 2005) von Regionen eine tragende Rolle. Daher untersucht dieser Beitrag mittels einer Mehrebenenanalyse auf Basis der Einstellungsbefragung MiD 2022 und unter Einbezug von Kontextvariablen, inwiefern individuelle und strukturelle Faktoren – darunter Politisch motivierte Kriminalität, Arbeitslosenquote, Ausländeranteil und Einwohnerdichte auf Kreisebene – das Systemvertrauen in Deutschland beeinflussen.

2 Forschungsstand und theoretische Einbettung

Das Zusammenleben in modernen Gesellschaften wird seit den 2000er Jahren von sich verdichtenden Krisenerscheinungen und steigender Komplexität geprägt (Best et al., 2019). Diese Entwicklungen gehen mit steigender Verunsicherung

und Zukunftsängsten seitens der Bevölkerung einher und finden Niederschlag in zunehmender Demokratiedistanz und Radikalisierung der Bürger*innen. Wie der aktuelle Forschungsstand zeigt, waren Sorgen und Verunsicherung in der deutschen Bevölkerung angesichts gesellschaftlicher Herausforderungen und Veränderungen in den letzten Jahren weit verbreitet. Ergebnisse der MiD-Studie zeigen, dass in allen drei Befragungswellen aus den Jahren 2021 bis 2023 eine große Mehrheit der Menschen in Deutschland Besorgnisse über die Auswirkungen aktueller politischer und gesellschaftlicher Entwicklungen wie drohende Wirtschaftskrisen, Klimawandel, Corona-Pandemie oder militärische Konflikte äußerte. Zudem lässt sich eine steigende Skepsis und Zweifel mit Blick auf die Problemlösefähigkeit der Demokratie angesichts aktueller Herausforderungen in der Bevölkerung erkennen. Das Vertrauen in die Regierung und Parteien als politische Akteure ist im Jahr 2023 im Vergleich zu den Vorjahren deutlich gesunken, was von einer zunehmenden Neigung zum Verschwörungsglauben begleitet wird (UHH, 2024). Auch die viel beachtete Mitte-Studie kommt zu dem Ergebnis, dass das Vertrauen in die Institutionen und in das Funktionieren der Demokratie weiterhin abnimmt und ein erheblicher Teil der Befragten verschwörungsgläubige, populistische sowie völkisch-autoritär-rebellische Positionen vertritt (Küpper et al., 2023). Eine Studie der Friedrich-Ebert-Stiftung beobachtet, dass weniger als die Hälfte der Menschen in Deutschland damit zufrieden ist, wie die Demokratie in unserem Land funktioniert (Decker et al., 2019).

Dass die Demokratie als Staats- und Lebensform unter Druck steht, ist allerdings kein neues Phänomen, sondern lässt sich bereits ab den 1970er Jahren in Deutschland beobachten. Nach den 1950er und 1960er Jahren als Ära der ‚demokratischen Stabilität‘ setzten ab den 1970er Jahren die ersten Anzeichen aufbauenden Drucks in Form von wachsender Unzufriedenheit der Bürger*innen mit der Funktionsfähigkeit der Demokratie ein. Das daraus resultierende veränderte Wahlverhalten in Form von Nicht- und Protestwähler*innen mündete in der Entstehung und Etablierung neuer populistischer Parteien insbesondere im rechten Spektrum des Parteiensystems. Mit Blick auf das Systemvertrauen hat sich die Lage seit den 1990er Jahren zunehmend verschärft (Decker et al., 2019). Diese Entwicklungen zusammen mit den aktuellen Zeiten steigender Komplexität, sich verdichtender Krisenerscheinungen sowie zunehmender Radikalisierung üben einen steigenden Handlungsdruck auf die Demokratie als Basis des politischen Systems in Deutschland aus. Gleichzeitig wird die Funktionsfähigkeit der Demokratie maßgeblich von dem sinkenden Systemvertrauen, der steigenden Demokratiedistanz sowie Radikalisierung seitens der Bürger*innen beeinträchtigt. Die Funktionsfähigkeit einer lebendigen Demokratie hängt neben der Bewertung der Legitimität und Leistungsfähigkeit dieses politischen Systems maßgeblich von

dem Vertrauen der Bürger*innen in politische Institutionen ab (Easton, 1975). Um diese Funktionsfähigkeit sicherstellen zu können, ist ein möglichst umfassendes Verständnis der Einflussfaktoren im Zusammenhang mit dem Systemvertrauen als allgemeines Vertrauen in das bundesdeutsche politische System und seine Vertreter*innen essenziell.

Wenn es um die Erklärung von Einstellungen zum Staat und seinen Vertreter*innen geht, lassen sich in der Literatur sowohl kulturelle und ideologisch bedingte Dispositionen und Wertorientierungen auf der Individualebene als auch sozialstrukturelle Einflussfaktoren auf der Kontextebene festmachen (Decker et al., 2019). Während bei der Erklärung von demokratiedistanten Einstellungen in erster Linie individuelle Einflussfaktoren in Analysen berücksichtigt werden, spielen Umgebungs- und Kontextfaktoren trotz ihres nachweislich relevanten Einflusses bei der Herausbildung von Einstellungen meist nur eine untergeordnete Rolle (Heller et al., 2022).

Das Deprivationskonzept (Rippl & Baier, 2005) als ein zentrales Erklärungsmodell im Forschungsbereich des Rechtsextremismus sieht sowohl in der objektiven als auch in der subjektiven Deprivation relevante Einflussfaktoren bei der Entstehung rechtsextremer Einstellungen. Deprivation bezeichnet einen Zustand des tatsächlichen oder subjektiv wahrgenommen Entzugs oder der Entbehrung von etwas Erwünschtem, wobei zwischen objektiver und subjektiver Deprivation differenziert wird. Objektive Deprivation bezieht sich auf Benachteiligung anhand objektiver Kriterien, wenn tatsächlich Deprivationsgründe wie beispielsweise ein sehr niedriges Einkommen vorliegen. Subjektive Deprivation hingegen bezeichnet Benachteiligung in subjektiver Einschätzung, wenn eine Situation wahrgenommen beziehungsweise bewertet wird. Laut Theorie reagieren Individuen auf Deprivation mit Unzufriedenheit, was wiederum Ausdruck in verschiedenen Phänomenen wie der politischen Einstellung, Vorurteilen, Stressempfinden, Aggressionen, Wahlentscheidungen oder sozialen Bewegungen findet.

Mit Blick auf die Akteursebene wird zudem zwischen kollektiver/fraternaler Deprivation als Benachteiligung der Eigengruppe sowie individueller Deprivation als Benachteiligung einer Einzelperson unterschieden (Rippl & Baier, 2005). Dabei beruhen politische Einstellungen sowie politisches Handeln viel mehr auf Gruppenidentifikationen als auf Eigeninteressen (McCauley, 2001). Zudem weisen Erfahrungen kollektiver Deprivation und Marginalisierung ein höheres Radikalisierungspotenzial auf im Vergleich zu Erfahrungen individueller Deprivation (McCauley & Moskalenko, 2011). Demzufolge nehmen wir an, dass vor allem objektiv deprivierte Regionen, die strukturell ungünstige Charakteristika aufweisen, sowie subjektiv wahrgenommene kollektive Marginalisierung und daraus resultierende negative Emotionen mit einer Abnahme des Systemvertrauens in Zu-

sammenhang stehen könnten. Des Weiteren nehmen wir an, dass Individuen, die sich im Sinne kollektiver Marginalisierung subjektiv stark depriviert fühlen, eher empfänglich sind für radikale Handlungskontexte Politisch motivierter Kriminalität (PMK) gegen den Staat und seine Vertreter*innen und sich dadurch gegebenenfalls eher in ihrem Systemvertrauen beeinflussen lassen.

Darüber hinaus könnte auch der Glaube an Verschwörungsnarrative im Sinne ideologisch bedingter Dispositionen mit dem Systemvertrauen in Verbindung stehen. Gerade in Zeiten wachsender Komplexität, Verunsicherung und Zukunftssängste dienen Verschwörungserzählungen vielen Menschen als Bewältigungsmechanismus und zur Reduktion wahrgenommener Unsicherheiten (Best et al. 2023). Insbesondere in subjektiv als deprivierend empfundenen Situationen, in denen sich Menschen oder Gruppen objektiv oder subjektiv benachteiligt oder ausgeschlossen fühlen, können solche Narrative als Erklärung für die wahrgenommene Benachteiligung dienen und stehen in Verbindung mit einer Entfremdung vom politischen System (Douglas et al., 2019). Diese Entfremdung kann wiederum das Vertrauen in das politische System weiter untergraben. Insbesondere im rechten politischen Spektrum findet sich relativ hohe Zustimmung für Verschwörungserzählungen, was mit einer negativen Bewertung der Demokratie korreliert (Best et al. 2023). Davon ausgehend nehmen wir an, dass der Glaube an Verschwörungsnarrative mit einem sinkenden Systemvertrauen in Zusammenhang steht.

Auf Basis dieser Überlegungen untersucht unsere Forschungsfrage, inwiefern strukturelle Kontextfaktoren auf Kreisebene – insbesondere Politisch motivierte Kriminalität gegen den Staat und seine Vertreter*innen – neben individuellen Faktoren und in Wechselwirkung mit ihnen das Ausmaß des Systemvertrauens erklären. Abb. 1 illustriert die Einflussfaktoren, die im Rahmen unserer Forschungsfrage zur Erklärung des Systemvertrauens in das Analysemodell aufgenommen wurden.

Aufbauend auf unseren theoretischen Annahmen leiten wir folgende Hypothesen ab:

1. Je höher die subjektiv empfundene kollektive Deprivation im Sinne kollektiver Marginalisierung, desto niedriger ausgeprägt ist das Systemvertrauen eines Individuums. (*Erster Haupteffekt Individualebene*)
2. Je häufiger negative Emotionen wie Enttäuschung, Wut, Niedergeschlagenheit und Ärger durch subjektiv empfundene kollektive Deprivation im Sinne kollektiver Marginalisierung erlebt werden, desto niedriger ausgeprägt ist das Systemvertrauen eines Individuums. (*Zweiter Haupteffekt Individualebene*)

verknüpft. Diese zeitliche Differenz von zirka einem Jahr ist nötig, um sicherzustellen, dass entsprechend der Hypothese das PMK-Aufkommen zeitlich vor der Einstellungsausprägung liegt.²

Seit 2001 gewährleistet der *Kriminalpolizeiliche Meldedienst in Fällen Politisch motivierte Kriminalität (KPMD-PMK)* eine systematische Erfassung von PMK. Fokussierte das vorherige Meldesystem auf extremistische Straftaten, sollen mit dem KPMD-PMK alle Straftaten dokumentiert werden, die mit einer politischen Motivation begangen wurden. Entsprechend werden alle Straftaten der PMK zugeordnet, wenn die Tatumstände und/oder Einstellung von Tatverdächtigen³ darauf hindeuten, dass a) der demokratische Willensbildungsprozess beeinflusst werden soll, b) sich gegen die freiheitliche demokratische Grundordnung gerichtet wird, c) auswärtige Belange der Bundesrepublik Deutschland gefährdet werden oder d) sich gegen Personen gerichtet wird aufgrund zugeschriebener oder tatsächlicher politischer Einstellungen sowie aufgrund von Vorurteilen hinsichtlich gruppenspezifischer Eigenschaften wie bspw. Nationalität, ethnische Zugehörigkeit, Religionszugehörigkeit, sozialer Status, geschlechtliche Identität oder sexuelle Orientierung (BKA, 2022b). Bei der PMK-Statistik handelt es sich um eine sogenannte Eingangstatistik, d. h. bereits Verdachtsfälle werden erfasst, um möglichst frühzeitig Gefährdungspotenziale, Veränderungen und neue Erscheinungsformen identifizieren zu können. Diese zunächst nur polizeilich registrierten Straftaten können bei Eingang neuer Erkenntnisse infolge des Strafverfolgungsprozesses über Nachmeldungen und Abschlussmeldungen im Datensatz noch bearbeitet werden. In der Regel sind diese Nachmeldungen jedoch nicht so umfangreich, sodass sich kaum wesentliche Unterschiede im jährlichen Gesamtbild der PMK ergeben (Bitschnau et al., 2022, S. 169).

Neben Angaben zu Tatort, Tatzeit, Tatmittel sowie Bewertung von phänomenologisch-ideologischer Ausrichtung, Deliktsqualität und thematischer Zielstellung, werden in dem KPMD-PMK mittels eines bundeseinheitlichen Katalogs auch Angriffsziele zur Einordnung der jeweiligen Straftaten erfasst (BKA, 2022a). Hier sind für das zugrunde liegende Forschungsinteresse insbesondere Straftaten von Relevanz, welche sich gegen den Staat und seine Vertreter*innen richten. Folglich gehen Straftaten mit in die Analysen ein, die sich 2021 hinsichtlich des Oberangriffsziels gegen den Staat, die Justiz, Parteien, Polizeien und

²Unbeachtet bleibt hierbei, in welchem zeitlichen Verzug PMK und Einstellungen tatsächlich zusammenhängen. Hier wären zukünftig Längsschnittanalysen zu präferieren.

³Zur Beurteilung der Tatumstände wird unter anderem auch die Sicht der Betroffenen berücksichtigt.

Sicherheitsbehörden und deren Vertreter*innen gerichtet haben ($N=28.440$ für Gesamtdeutschland). Zur Verknüpfung mit den Daten der Einstellungsbefragung werden die Fallzahlen der PMK auf Ebene der 401 Kreise und kreisfreien Städte Deutschlands⁴ aggregiert und den Individualdaten entsprechend der Wohnorte zugeordnet. Zur Berücksichtigung der unterschiedlichen Bevölkerungsgrößen in den Kreisen geht diese PMK-Statistik im Maß pro 100.000 Einwohner*innen in die Analysen ein.

Neben der PMK gegen den Staat und seine Vertreter*innen werden noch weitere Indikatoren auf Kontextebene eingebunden. Zur Abbildung von *objektiv deprivierten Regionen* orientieren wir uns dabei an der ursprünglich von Shaw und McKay (1942, 1969) entwickelten Theorie der sozialen Desorganisation sowie den verwendeten Items von Heller et al. (2022), welche die regionale Verteilung autoritärer Einstellungen untersuchen. Heller et al. (2022) beziehen sich dabei auf den Deprivationsindex des Robert-Koch-Instituts (Kroll et al., 2017) und auf den „German Index of Multiple Deprivation“ (Hofmeister et al., 2016; Bauer & Maier, 2018). Entsprechend werden die folgenden amtlichen Strukturdaten von INKAR, dem interaktiven Online-Atlas des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung (BBSR), auf Kreisebene eingebunden: Anteil der Arbeitslosen an den zivilen Erwerbspersonen in Prozent, durchschnittliches Haushaltseinkommen in Euro je Einwohner*in, Anteil der Schulabgänger*innen mit Hochschulreife an den Schulabgänger*innen in Prozent, Ausländer*innenanteil,⁵ Gesamtwanderungssaldo (Anzahl der Zuzüge minus Anzahl der Fortzüge) je 1.000 Einwohner*innen, der Nahversorgungsindex (Index der einwohnergewichteten Luftliniendistanz zu Apotheke, Bushaltestelle, Supermarkt und Grundschule) sowie die Einwohner*innendichte je km². Die Einwohner*innendichte ist ein generelles Maß der regionalen Bevölkerungsverteilung und wird im Sinne der Theorie der sozialen Desorganisation zusätzlich aufgenommen. Es ermöglicht eine Beurteilung unterschiedlicher sozialräumlicher Faktoren, wie bspw. des Arbeitsmarktes, der Auslastung von Infrastruktur sowie der Belastung der Umwelt und findet oft als zentraler Indikator Eingang in die Differenzierung eher städtischer oder eher

⁴Seit 2022 bestehen aufgrund einer Gebietsreform nur noch 400 Kreise und kreisfreie Städte. Da die PMK-Daten von 2021 aber noch auf den 401 Kreisen beruhen, wurden die alten Gebietsgrenzen angenommen.

⁵Zu Ausländer*innen zählen sowohl Personen ohne deutsche Staatsangehörigkeit als auch Staatenlose und Personen mit ungeklärter Staatsangehörigkeit. Personen, die sowohl die deutsche als auch eine andere Staatsangehörigkeit haben, gelten als deutsche Staatsangehörige (BBSR, 2022).

ländlicher Gebiete (BBSR, 2022). Alle diese INKAR-Kontextdaten stammen aus dem Jahr 2020, lediglich das Haushaltseinkommen liegt nur für 2019 vor und die Luftliniendistanz zu Supermarkt, Grundschule und Haltestelle für 2021.⁶ Diese zeitliche Differenz zu den Einstellungsdaten aus 2022 von mindestens einem Jahr ist nötig, um sicherzustellen, dass entsprechend der Hypothese die strukturellen Gegebenheiten zeitlich vor der Einstellungsäußerung liegen.

Die 4.319 Befragten der MiD 2022 Erhebung können 108 Kreisen zugeordnet werden. Bei Analysen mit Cross-Level Interaktionen wird empfohlen, eine Abdeckung von 50 Kontexteinheiten mit jeweils etwa 20 Individuen zu erreichen (Hox, 2010, S. 235). Entsprechend werden Kreise mit weniger als 20 Befragten aus den Analysen ausgeschlossen, um möglichst präzise Schätzer zu erhalten. Nach Ausschluss weiterer Fälle mit fehlenden Werten in den Variablen (listenweiser Ausschluss) setzt sich das Analysesample zusammen aus 3.289 Befragten aus 52 Kreisen, was einer durchschnittlichen Gruppengröße von 63,3 Befragten pro Kreis entspricht.

Zur Messung der Einstellungen zum Staat und seinen Vertreter*innen wird das Konstrukt *Systemvertrauen* verwendet. Diese Variable wird in der Befragung MiD 2022 mittels sechs Items abgebildet: Das allgemeine Vertrauen in Gerichte, Polizei, Behörden, politische Parteien, die Regierung und Politiker*innen in der eigenen Stadt/im eigenen Landkreis wird jeweils erfasst von 1 „Überhaupt kein Vertrauen“ bis 6 „Volles Vertrauen“. Aus diesen Items wird für die Analysen ein Mittelwertindex gebildet.⁷ Bei der Indexbildung wurde ein fehlender Wert in der gesamten Itematterie toleriert. Da die abhängige Variable leicht linksschief verteilt ist (vgl. Tab. 1), die Mehrheit der Befragten also eher Vertrauen in das System äußert, werden in den Analysen robuste Standardfehler berechnet.

⁶Eine hohe Multikollinearität, d. h. ein starker Zusammenhang zwischen den Kontextvariablen ist nicht gegeben, sodass nicht von verzerrter statistischer Signifikanz der unabhängigen Variablen ausgegangen werden kann. Überprüft wird Multikollinearität u. a. anhand des Varianzinflationsfaktors (VIF), welcher laut häufig herangezogener Daumenregel bei allen Prädiktoren im akzeptablen Bereich ($VIF < 10$) liegt (bspw. Hair et al., 1995).

⁷Die Analysen erfolgten auch getrennt nach „Vertrauen in Verwaltung“ (Gerichte, Polizei, Behörden) und „Vertrauen in Politik“ (politische Parteien, die Regierung und Politiker*innen in der eigenen Stadt/im eigenen Landkreis). Die Ergebnisse weisen hier in den interessierenden Variablen größtenteils in dieselbe Richtung wie für das Gesamtvertrauen, weshalb auf das Vertrauen in Verwaltung und Politik im Folgenden nicht detaillierter eingegangen wird.

Tab. 1 Deskriptive Statistik der abhängigen und unabhängigen Variablen

| | Mittelwert | Median | SD | Min | Max |
|---|------------|---------|---------|---------|----------|
| Abhängige Variable | | | | | |
| Vertrauen in den Staat (gesamt) | 3,57 | 3,67 | 0,99 | 1,00 | 6,00 |
| Individualvariablen | | | | | |
| Index Verschwörungsmentalität | 1,87 | 1,80 | 0,78 | 1,00 | 4,00 |
| Index wahrgenommene kollektive Marginalisierung | 2,06 | 2,00 | 0,68 | 1,00 | 4,00 |
| Index negative Emotionen | 2,30 | 2,25 | 0,86 | 1,00 | 4,00 |
| Abitur (1 = ja) | 0,39 | 0,00 | 0,49 | 0,00 | 1,00 |
| Geschlecht (1 = weiblich/divers) | 0,51 | 1,00 | 0,50 | 0,00 | 1,00 |
| Alter | 49,75 | 49,00 | 19,13 | 18,00 | 96,00 |
| ALGI/ALGII-Bezug im HH (1 = ja) | 0,05 | 0,00 | 0,22 | 0,00 | 1,00 |
| Ost/West (1 = Ost) | 0,19 | 0,00 | 0,39 | 0,00 | 1,00 |
| Migrationshintergrund (1 = ja) | 0,26 | 0,00 | 0,44 | 0,00 | 1,00 |
| Kontextvariablen | | | | | |
| PMK gegen den Staat | 36,91 | 31,93 | 24,16 | 0,42 | 94,39 |
| Arbeitslosenquote | 6,53 | 6,12 | 2,60 | 2,22 | 14,87 |
| Durchschnittliches Haushaltseinkommen | 1.992,3 | 1.964,2 | 288,3 | 1.420,7 | 2934,4 |
| Abiturquote | 35,49 | 37,17 | 11,09 | 0,06 | 53,20 |
| Ausländeranteil | 16,04 | 16,32 | 5,26 | 8,27 | 29,58 |
| Gesamtwanderungssaldo | 0,72 | 0,89 | 4,47 | -19,30 | 9,84 |
| Einwohnerdichte | 1.645,2 | 1.172,8 | 1.379,3 | 100,6 | 4789,8 |
| Nahversorgungsindex | 642,35 | 479,00 | 378,02 | 337,00 | 1.892,50 |

Anmerkung. Die Tabelle bezieht sich auf die finale Stichprobe (n = 3.289) nach Gewichtung. Quelle: eigene Berechnungen mit MiD 2022, INKAR-Daten und PMK-Daten von 2021.

Zur Darstellung subjektiv empfundener kollektiver Deprivation als zentrale unabhängige Variable auf der Individualebene werden Mittelwertindizes zur *wahrgenommenen kollektiven Marginalisierung* und des Erlebens *negativer Emotionen durch Wahrnehmung kollektiver Marginalisierung* in die Analysen aufgenommen. Für die wahrgenommene kollektive Marginalisierung geben die Befragten auf acht Items an, ob Menschen wie sie selbst für ihre Leistungen nicht gewürdigt werden, daran gehindert werden im Leben voran zu kommen, von anderen oft gering

geschätzt werden, in den Medien absichtlich falsch dargestellt werden, bei Sozialleistungen benachteiligt werden, von Behörden respektlos behandelt werden, von den Politikern nicht ernst genommen werden und von der Polizei unfair behandelt werden (1 „stimme gar nicht zu“ bis 4 „stimme völlig zu“). Zudem wird berücksichtigt, wie häufig die Befragten in den letzten 12 Monaten aufgrund von Benachteiligung oder unfairer Behandlung Enttäuschung, Wut, Niedergeschlagenheit und Ärger empfunden haben (1 „nie“ bis 4 „oft“).

Hinzu kommt das Ausmaß der *Verschwörungsmentalität*, welche laut bisheriger Forschung ebenfalls mit einer negativen Bewertung der Demokratie korreliert (Best et al. 2023). Die Verschwörungsmentalität wird gemessen anhand der Zustimmung zu folgenden fünf Aussagen – ebenfalls mittels der vorherigen vierstufigen Skala: Der wahre Ursprung des Corona-Virus wird von unserer Regierung mit Absicht geheim gehalten; es gibt geheime Organisationen, die großen Einfluss auf politische Entscheidungen haben; die gefährlichen Nebenwirkungen von Impfungen werden mit Absicht verheimlicht; Politiker und andere Führungspersönlichkeiten sind nur Marionetten der dahinterstehenden Mächte; Studien, die einen Klimawandel belegen, sind meist gefälscht. Bei allen Skalen liegt eine interne Konsistenz mit einem Cronbachs Alpha $>0,7$ vor und es wurde für das Erleben negativer Emotionen sowie Verschwörungsmentalität jeweils ein fehlender Wert pro Itematterie toleriert und zwei Missings bei kollektiver Marginalisierung.

Auf der Individualebene wird für weitere Variablen kontrolliert, die sowohl auf das Systemvertrauen als auch auf die zentralen unabhängigen Variablen einen Einfluss haben könnten: höchster Schulabschluss (0 „Kein Abitur“, 1 „Abitur“), Geschlecht (0 „Männlich“, 1 „Weiblich/divers“), Alter, Bezug von Arbeitslosengeld I und/oder II im Haushalt (0 „Nein“, 1 „Ja“), Wohnort (0 „West“, 1 „Ost“) und Migrationshintergrund (0 „Nein“, 1 „Ja“).⁸

Tab. 1 fasst die Variablen hinsichtlich deskriptiver Merkmale für die Stichprobe zusammen. Hierbei zeigt sich, dass insbesondere ländliche Gebiete im Vergleich zur gesamtdeutschen Verteilung weniger stark mit dem Sample abgedeckt sind. Alle metrischen Indikatoren auf Individual- und Kontextebene werden letztlich vor Aufnahme in die Modelle standardisiert, um eine Vergleichbarkeit der Koeffizienten zu ermöglichen.

⁸ vgl. Fischer et al. (2023) für ein ausführliches Codebook zur Einstellungsbefragung „Menschen in Deutschland 2022“.

3.2 Methode: Mehrebenenanalyse

Da angenommen wird, dass die abhängige Variable „Systemvertrauen“ – eine metrische Indexvariable auf einer Skala von 1–6 – sowohl von individuellen Eigenschaften als auch von Merkmalen des Wohnumfeldes der Befragten beeinflusst wird, werden die theoriegeleiteten Hypothesen anhand sogenannter *linearer Mehrebenen- oder Multilevelmodelle* überprüft. Solche Mehrebenenmodelle werden genutzt, wenn Daten gruppiert sind, d. h. die unabhängigen Variablen auf mindestens zwei Ebenen gemessen werden. In diesem Beitrag liegen Daten auf Ebene der Befragten (Level 1) sowie auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte (Level 2) vor.

Wird diese hierarchische Struktur der Daten ignoriert, indem klassische OLS-Regressionsmodelle berechnet werden, könnten die Standardfehler verzerrt und Schätzungen fälschlicherweise signifikant sein, weil eine zentrale OLS-Annahme – die Unabhängigkeit der Beobachtungen – in geclusterten Daten oft verletzt ist: Einwohner*innen innerhalb desselben Kreises oder derselben kreisfreien Stadt könnten sich aufgrund ähnlicher Kontextfaktoren ähnlicher in ihren Einstellungen sein, als Personen unterschiedlicher Kreise. Die Mehrebenenanalyse berücksichtigt diese geclusterte Struktur der Daten, sodass Standardfehler korrekt geschätzt werden und die Effekte aller Ebenen gleichzeitig berechnet werden (Hox, 2010, S. 4 ff.).

Der Beitrag möchte fünf Hypothesen mit unterschiedlichen Bezügen zu den Ebenen (*Individualeffekt*, *Kontexteffekt* und *Cross-Level Interaktion*) untersuchen, für die vier aufeinander aufbauende Modelle berechnet werden. Jede Mehrebenenanalyse beginnt zunächst mit einem sogenannten *Random Intercept-Only-Modell*. Dies ist ein leeres Modell, welches lediglich die abhängige Variable enthält. Es ermöglicht Rückschlüsse auf die Varianzaufteilung zwischen den einzelnen Ebenen – d. h. die Anteile der einzelnen Ebenen an der Gesamtvarianz von Systemvertrauen (also den Einstellungsunterschieden zwischen den Befragten) werden anhand der *Intraklassenkorrelation (ICC)* bestimmt: Der ICC-Wert gibt den Anteil der Varianz von Systemvertrauen an, der durch Variablen auf der Ebene 2, also durch die Kreiszugehörigkeit erklärt werden kann. Je höher der ICC, desto ungenauer werden also Schätzungen ohne Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur (Braun et al., 2010; Hox, 2010).

Anschließend werden die Modelle stufenweise aufgebaut: Zunächst werden nur die Variablen auf Individualebene hinzugefügt (Modell 2) und dann die Kontextvariablen (Modell 3). In Hypothese 5 nehmen wir ein Zusammenwirken von Kontext- und Individualvariablen an: Der negative Kontexteffekt von PMK auf

Systemvertrauen könnte stärker für Individuen ausfallen, die subjektiv eine höhere kollektive Deprivation wahrnehmen, sodass letztlich noch eine Cross-Level Interaktion aufgenommen wird (Modell 4).

Das gewählte Stichprobendesign der Einstellungsbefragung führte zu einem Oversampling von Personen mit Migrationshintergrund und muslimischer Religionszugehörigkeit. Um daraus resultierende Verzerrungen in den Analysen zu verhindern, werden die Modelle mit einer Gewichtung für die Gesamtstichprobe berechnet.⁹

Um die einzelnen Modelle vergleichen zu können, werden Devianz-Werte herangezogen. Grundsätzlich haben bei ineinander geschachtelten Modellen jene mit geringerer Devianz einen besseren Modellfit als Modelle mit höherer Devianz. Anhand eines Likelihood-Ratio- χ^2 -Tests (LR-Test) kann bestimmt werden, ob das komplexere Modell die Daten auch statistisch signifikant besser beschreibt als das sparsamere Modell (Hox, 2010, S. 47 ff.). Da in die folgenden Analysen die Daten gewichtet eingehen, wird eine Pseudo-Maximum-Likelihood-Schätzung angewandt. Hierbei wird empfohlen, statt des χ^2 -Tests einen Wald-Test zu berechnen, welcher dem LR-Test im Ergebnis in etwa entspricht (Scribney, o. D.; UCLA, o. D.). Um die Güte, sprich erklärte Varianz der einzelnen Modelle beurteilen zu können, orientieren wir uns am Vorgehen von Braun et al. (2010), welche basierend auf dem Verfahren nach Snijders und Bosker (1999) getrennte R^2 für die Individual- sowie Kontextebene berechnen.

4 Ergebnisse Mehrebenenanalyse

Wie in Abschn. 3.2 ausgeführt, beginnen Mehrebenenanalysen in der Regel mit dem „Random Intercept-Only Modell“ (Modell 1). Aus diesem lassen sich Rückschlüsse ziehen, ob zwischen den Kreisen und kreisfreien Städten ein signifikanter Unterschied im Systemvertrauen der Befragten vorliegt. Für das Systemvertrauen ist eine signifikante Varianz des Random-Intercepts mit einem Wald-Z Wert von 4 festzustellen, sodass ein Mehrebenenmodell angemessen ist. Jedoch ist anzumerken, dass die Varianz zwischen den Kreisen nicht sehr groß ist: Die

⁹Das Analysesample entspricht den Verteilungen in der Grundgesamtheit nach Gewichtung besser als ohne Gewichtung, bspw. hinsichtlich ihrer Verteilung nach Bundesländern, Gemeindegrößeklassen und soziodemografischen Größen wie Geschlecht, Alter, Migrationshintergrund und Bildungsstand. Details zu den Gewichtungsfaktoren vgl. Fischer et al., (2023, S. 11 ff.).

Intraklassenkorrelation zeigt, dass lediglich 4 % der Varianz im Systemvertrauen auf Unterschiede zwischen den Kreisen zurückzuführen ist und 96 % auf Unterschiede innerhalb der Kreise bzw. zwischen den Befragten (Tab. 2). Nichtsdestotrotz sollte die Mehrebenenstruktur in den Analysen beachtet werden, da selbst bei kleinen ICC-Werten der Anteil an falsch signifikanten Ergebnissen in einfachen OLS-Modellen, die die hierarchische Datenstruktur ignorieren, recht hoch sein kann (Musca et al., 2011).

In Modell 2 werden die Merkmale der Individualebene hinzugefügt, um zu untersuchen, ob Befragte mit stärkerer kollektiver Deprivationswahrnehmung und daraus resultierenden negativen Emotionen sowie Verschwörungsmentalität ein geringeres Systemvertrauen aufweisen. Entsprechend den Hypothesen 1, 2 und 3 zeigen sich in Tab. 2 signifikant negative Effekte für Verschwörungsmentalität, die wahrgenommene kollektive Marginalisierung und daraus resultierende negative Emotionen. Personen, welche eine stärkere Zustimmung zu Verschwörungserzählungen äußern, eine stärkere kollektive Marginalisierung wahrnehmen und häufiger negative Emotionen durch kollektive Marginalisierung erleben, haben ein signifikant geringeres Vertrauen in den Staat und seine Vertreter*innen.

Hinsichtlich soziodemografischer Merkmale ist erkennbar, dass ältere Personen, Personen mit Hochschulreife sowie Personen mit Migrationshintergrund ein signifikant höheres Vertrauen äußern. Diese Ergebnisse sind konsistent mit einigen bisherigen empirischen Befunden. Demnach weisen ältere Personen, die in stabileren Zeiten mit einer stärkeren Ausprägung sozialer Netzwerke und gemeinschaftlicher Bindungen sozialisiert wurden, ein signifikant höheres Systemvertrauen auf, weil sie das Funktionieren demokratischer Prozesse über längere Zeiträume erlebt haben und ihre Anpassungsfähigkeit sowie Erfahrungen in stabilen Phasen sie resilienter gegenüber Krisen machen (Newton & Norris, 2000, Putnam, 2000, Mishler & Rose, 2001). Auch das Bildungsniveau geht tendenziell mit einem signifikant höheren Systemvertrauen einher, da es das Verständnis und die Akzeptanz demokratischer Prinzipien und Prozesse fördert (Hakhverdian & Mayne, 2012, Uslander, 2002, Inglehart & Welzel, 2005, Zmerli & Newton, 2008). Des Weiteren weisen Personen mit Migrationshintergrund tendenziell ein signifikant höheres Systemvertrauen auf, da politische Institutionen im Vergleich zum Herkunftsland häufig als professioneller, effektiver und wohlwollender bewertet werden (Bradford et al., 2017).

Ähnlich wie bei Untersuchungen zu autoritären Einstellungen (Heller et al., 2022) stehen dagegen der Bezug von Arbeitslosengeld und die Verortung des Wohnortes in Ost- oder Westdeutschland in keinem Zusammenhang mit Systemvertrauen. Der Wald-Test zeigt, dass das Modell mit Individualvariablen die Daten signifikant besser beschreibt als das leere Modell und eine signifikante,

Tab. 2 Mehrebenenanalyse (Random-Intercept Modelle)

| Individualvariablen | Modell 1 | | Modell 2 | | Modell 3 | | Modell 4 | |
|---|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|-------------|--------|
| | Koeffizient | SE | Koeffizient | SE | Koeffizient | SE | Koeffizient | SE |
| Intercept | 3,58*** | (0,03) | 3,4*** | (0,07) | 3,35*** | (0,07) | 3,34*** | (0,07) |
| Index Verschwörungsmentalität | | | -0,34*** | (0,04) | -0,34*** | (0,04) | -0,35*** | (0,04) |
| Index wahrgenommene kollektive Marginalisierung | | | -0,26*** | (0,03) | -0,26*** | (0,03) | -0,26*** | (0,03) |
| Index negative Emotionen bei Benachteiligung | | | -0,1** | (0,03) | -0,1** | (0,03) | -0,1** | (0,03) |
| Abitur (1 = ja) | | | 0,11* | (0,05) | 0,12* | (0,05) | 0,12* | (0,05) |
| Geschlecht (1 = weiblich/divers) | | | 0,04 | (0,05) | 0,05 | (0,05) | 0,05 | (0,05) |
| Alter | | | 0,1*** | (0,02) | 0,1*** | (0,02) | 0,1*** | (0,02) |
| ALGI/ALGIH-Bezug im HH (1 = ja) | | | 0,09 | (0,09) | 0,1 | (0,09) | 0,1 | (0,09) |
| Ost/West (1 = Ost) | | | -0,08 | (0,09) | 0,06 | (0,09) | 0,08 | (0,09) |
| Migrationshintergrund (1 = ja) | | | 0,23*** | (0,05) | 0,23*** | (0,05) | 0,23*** | (0,05) |
| Kontextvariablen | | | | | | | | |
| PMK gegen den Staat | | | | | -0,16*** | (0,03) | -0,17*** | (0,04) |
| Arbeitslosenquote | | | | | -0,12* | (0,05) | -0,12* | (0,05) |
| Durchschnittliches Haushaltseinkommen | | | | | -0,01 | (0,03) | -0,01 | (0,03) |
| Abiturquote | | | | | -0,08* | (0,04) | -0,07* | (0,04) |
| Ausländer*innenanteil | | | | | -0,08 | (0,04) | -0,07 | (0,05) |
| Gesamtwanderungssaldo | | | | | 0,01 | (0,03) | 0,01 | (0,03) |
| Einwohner*innendichte | | | | | 0,12* | (0,05) | 0,11* | (0,06) |

(Fortsetzung)

Tab. 2 (Fortsetzung)

| | Modell 1 | Modell 2 | Modell 3 | Modell 4 |
|--------------------------------------|----------------|----------------|------------------|------------------|
| Nahversorgungsindex | | | -0,07* (0,03) | -0,07* (0,03) |
| Crosslevel Interaktion | | | | |
| PMK * wahrgenommene Marginalisierung | | | | -0,05* (0,02) |
| Varianzkomponenten | | | | |
| Level-2 Varianz (Kreise) | 0,04 (0,01) | 0,03 (0,01) | 0,01 (0,00) | 0,01 (0,00) |
| Level-1 Varianz (Befragte) | 0,94 (0,04) | 0,62 (0,03) | 0,62 (0,03) | 0,62 (0,03) |
| ICC | 0,04 | 0,04 | 0,02 | 0,02 |
| R^2_1 / R^2_2 | 0/0,04 | 0,34/0,27 | 0,36/0,64 | 0,36/0,64 |
| Pseudo-Loglikelihood | -3.701,29 | -3.148,29 | -3.137,71 | -3.132,07 |
| AIC | 7.408,57 | 6.320,58 | 6.315,42 | 6.306,13 |

Anmerkung: abhängige Variable: Vertrauen in den Staat und seine Vertreter*innen; ***p < 0,001; **p < 0,01; *p < 0,05; robuste Standardfehler in Klammern. Alle metrischen Indikatoren wurden zur Vergleichbarkeit der Koeffizienten standardisiert. Analysesample: n = 3.289 Befragte, 52 Kreise und kreisfreie Städte.

Quelle: eigene Berechnungen mit MiD 2022, INKAR-Daten und PMK-Daten von 2021.

aber weiterhin geringe Level-2 Varianz (0,03 vs. 0,04 in Nullmodell) besteht. Dies, sowie eine unveränderte ICC deuten darauf hin, dass der Unterschied im Systemvertrauen zwischen den Kreisen durch Kontextvariablen erklärt werden könnte und nicht nur auf systematische Unterschiede zwischen den Kreisen hinsichtlich der individuellen Merkmale der Befragten zurückzuführen ist. Insgesamt werden durch die Individualvariablen in Modell 2 34 % der Unterschiede im Systemvertrauen innerhalb eines Kreises und 27 % der Varianz zwischen den Kreisen erklärt.

In Modell 3 nimmt der Modellfit nach Hinzunahme der Kontextvariablen noch einmal zu (Tab. 2). Es beschreibt die Daten gemäß Wald-Test signifikant besser als das vorherige Modell nur mit Individualvariablen und anhand der ausgewählten Kontextvariablen kann bereits 64 % der Varianz zwischen den Kreisen, sowie 36 % innerhalb der Kreise erklärt werden.¹⁰ Die Residualvarianz der Ebene 2 geht stärker zurück als in Modell 2, sodass kaum noch unerklärte Varianz auf Ebene 2 vorhanden ist ($\sigma_{u0j}^2=0,01$).

Hinsichtlich der Effekte zeigen sich nahezu identische Zusammenhänge auf der Individualebene, aber nur geringe signifikante Effekte auf der Kontextebene. Entsprechend der Hypothese 4 weisen Befragte eher geringeres Systemvertrauen auf, wenn sie in objektiv deprivierten Kreisen mit hoher PMK gegen den Staat und seine Vertreter*innen, einer hohen Arbeitslosenquote, einem hohen Anteil an Schulabgänger*innen mit Hochschulreife sowie geringer Einwohnerdichte bzw. großer Distanz zu zentraler Infrastruktur wohnen. Auch diese Ergebnisse stehen in Einklang mit bisherigen Forschungsbefunden: Die Kriminalitätsbelastung einer Region als strukturell ungünstiges Merkmal führt tendenziell zu negativen Einstellungen gegenüber staatlichen Institutionen sowie zu Vertrauensverlust (Sampson & Raudenbush, 2004, Jackson & Bradford, 2010, Sampson & Bartusch, 1998). Auch höhere Arbeitslosenquoten gehen tendenziell mit niedrigerem Systemvertrauen einher (Frey & Stutzer, 2002, Uslander, 2002). Der scheinbar paradoxe Zusammenhang zwischen einem hohen Anteil an Schulabgänger*innen mit Hochschulreife und geringerem Systemvertrauen im Vergleich zur Individualebene kann durch die Abwanderung gut ausgebildeter Personen aus strukturschwachen Regionen erklärt werden.

Demnach wandern junge und gut ausgebildete Personen aufgrund begrenzter wirtschaftlicher und beruflicher Chancen aus diesen Regionen ab (Burstedde &

¹⁰Auch der AIC-Wert, als weiteres Maß der Modellgüte nimmt im Vergleich zum vorherigen Modell ab und deutet damit auf eine bessere Erklärung der Daten hin.

Werner, 2019), während die dort verbliebenen, tendenziell weniger gut gebildeten Personen ein geringeres Systemvertrauen aufweisen. Bewohner*innen in Regionen mit geringerer Einwohnerdichte weisen tendenziell ein geringeres Systemvertrauen auf, da dort oftmals weniger Möglichkeiten für soziale Interaktionen und politische Beteiligung bestehen sowie begrenzte Ressourcen und Dienstleistungen vorhanden sind, die das Systemvertrauen stärken können (Putnam, 2000, Friedman & Jones, 2010). Eine große Distanz zur örtlichen Infrastruktur führt tendenziell zu einem geringeren Systemvertrauen, weil dadurch ein Gefühl der Marginalisierung sowie des mangelnden Engagements seitens des Systems hervorgerufen werden kann und folglich das Vertrauen in die Erfüllung der Grundbedürfnisse der Bevölkerung verringert (Cohen et al., 2006, Burchfield & Overman, 2006). Andere Merkmale der objektiv strukturellen Deprivation auf Kreisebene wie das durchschnittliche Haushaltseinkommen, der Ausländer*innenanteil und das Gesamtwanderungssaldo hängen dagegen nicht signifikant mit dem individuellen Vertrauen in den Staat zusammen.

Zuletzt wird mit Modell 4 die Hypothese 5 der Cross-Level Interaktion überprüft: Ist der negative Effekt der Politisch motivierten Kriminalität auf das Systemvertrauen stärker ausprägt für Individuen mit einer starken subjektiven Wahrnehmung von Marginalisierung? Hintergrund dieser Annahme ist, dass Individuen, die sich stark benachteiligt fühlen, eher empfänglich sein könnten für radikale Handlungskontexte und sich dadurch ggf. eher in ihren Einstellungen beeinflussen lassen. Der signifikante Effekt dieser Interaktion geht tatsächlich in die angenommene Richtung, sodass der negative Effekt von PMK stärker ist, wenn ein Individuum eine kollektive Marginalisierung wahrnimmt. Insgesamt beschreibt Modell 4 laut Wald-Test die Daten besser als Modell 3, jedoch nimmt der Anteil an erklärter Varianz nicht zu, sodass dieser Effekt mit Vorsicht zu interpretieren ist.

5 Fazit und Diskussion

In diesem Beitrag haben wir im Rahmen des Projektes „Monitoringsystem und Transferplattform Radikalisierung“ (MOTRA) erstmals die Daten der Einstellungsbefragung „Menschen in Deutschland“ (MiD) sowie Daten zur Politisch motivierten Kriminalität (PMK) gemeinsam auf Kreisebene analysiert. Hierbei fokussierten wir uns auf die Fragestellung, inwiefern strukturelle Kontextfaktoren und insbesondere Politisch motivierte Kriminalität auf Kreisebene neben Faktoren auf der individuellen Ebene mit dem Systemvertrauen von Menschen in Deutschland zusammenhängen. Vorherige Analysen und Studien konnten in den letzten Jahren einen Rückgang des Vertrauens in die Demokratie, staatliche

Institutionen und ihre Vertreter*innen (UHH, 2024, Küpper et al., 2023, Decker et al., 2019) sowie eine gleichzeitige Zunahme der Politisch motivierten Kriminalität mit dem Oberangriffsziel ‚Staat‘ (BMI und BKA, 2021, 2022, 2023, 2024) feststellen. Bisher wurden Kontexteffekte bei der Erklärung demokratiedistanter Einstellungen jedoch nur selten berücksichtigt, obwohl Studien bereits einen nachweislichen Zusammenhang mit strukturellen Merkmalen von Regionen zeigen konnten (u. a. Heller et al., 2022).

Zentrale Annahmen des Deprivationskonzepts (Rippl & Baier, 2005) waren dabei die theoretische Grundlage unserer Analysen. Insgesamt scheinen insbesondere Merkmale auf der Individualebene ausschlaggebend für das Systemvertrauen zu sein, sodass Personen, welche Verschwörungserzählungen eher zustimmen, eine kollektive Marginalisierung stärker wahrnehmen und negative Emotionen durch kollektive Marginalisierung häufiger erleben, auch ein signifikant geringeres Vertrauen in den Staat und seine Vertreter*innen äußern.

Anhand der Analysen konnten wir aber auch zeigen, dass hinsichtlich des Systemvertrauens zwischen den Kreisen regionale Unterschiede – wenn auch geringe – bestehen und sich diese unter anderem durch das Ausmaß der PMK gegen den Staat erklären lassen: Je höher die PMK gegen den Staat in einem Landkreis oder einer kreisfreien Stadt ist, umso geringer ist das Vertrauen der Bewohner*innen in den Staat und seine Vertreter*innen. Dieser negative Effekt von PMK gegen den Staat auf das Systemvertrauen ist für jene Personen signifikant stärker ausgeprägt, die eine starke kollektive Marginalisierung wahrnehmen. Um valide Aussagen über die Wirkrichtung des Zusammenhangs zwischen PMK, kollektiver Marginalisierung und Systemvertrauen machen zu können, wären zukünftig Längsschnittuntersuchungen zu bevorzugen. Anhand der zeitversetzten Betrachtung von PMK und Einstellung erhalten wir hier nur Hinweise über die Wirkrichtung. Unklar bleibt dabei, in welchem zeitlichen Verzug PMK auf Vertrauen wirken könnte. Unbeachtet bleibt in den Analysen auch, dass nicht der absolute Ist-Zustand von Kontextfaktoren, sondern v. a. starke strukturelle Veränderungen in den vergangenen Jahren, welche Unsicherheiten bei der Bevölkerung auslösen können, einen Einfluss auf individuelle Einstellungen haben könnten.

Des Weiteren könnte die Wahl einer anderen Raumeinheit zu deutlich stärkerer Erklärungskraft durch die Kontextebene führen. Die Ebene der 401 Kreise und kreisfreien Städte ist eine sehr große und damit sehr heterogene Raumeinheit, welche die Kontextwahrnehmung der Befragten nicht immer widerspiegeln muss. Zudem muss dieses absolute Raumverständnis nicht der Lebenswelt der Befragten entsprechen, da zwischenmenschliche Beziehungen und Alltagserfahrungen auch über diese physischen Grenzen hinauswirken können (Kurtenbach, 2021, S. 22).

Letztlich ist noch festzuhalten, dass es sich beim Aufkommen der Politisch motivierten Kriminalität um eine Hellfeldstatistik handelt. Damit wird das tatsächliche Straftatenaufkommen nicht gänzlich abgebildet und die PMK-Statistik ist abhängig vom Anzeigeverhalten der Bevölkerung sowie der polizeilichen Kontrollintensität (Enzmann, 2015).

Insgesamt konnten erste Hinweise dafür gezeigt werden, dass strukturelle Faktoren und PMK auf Kreisebene einen signifikanten Einfluss auf das Systemvertrauen im Folgejahr haben. Die Ergebnisse liefern zudem wertvolle Implikationen für den Erhalt eines lebendigen demokratischen Systems: Sowohl Verschwörungsmentalität, die Wahrnehmung kollektiver Marginalisierung und daraus resultierende negative Emotionen auf der Individualebene, als auch ein hohes Ausmaß an PMK gegen den Staat sowie weitere deprivierende Strukturmerkmale wie eine hohe Arbeitslosenquote, eine geringe Einwohnerdichte bzw. große Distanz zu zentraler Infrastruktur auf Kreisebene sind Gift für die Demokratie gemessen am Systemvertrauen der Bürger*innen. Genau an diesen Stellen könnten effektive Maßnahmen zur Stärkung des Systemvertrauens und damit der Demokratie konkret ansetzen. Demnach wären auf individueller Ebene der Verschwörungsmentalität, den subjektiven Erfahrungen und Wahrnehmungen kollektiver Marginalisierung sowie daraus resultierenden negativen Emotionen entgegenzuwirken. Zudem sollten gezielt jüngere Personen, Personen ohne Hochschulreife sowie Personen ohne Migrationshintergrund durch Maßnahmen angesprochen bzw. abgeholt werden, da diese ein signifikant niedrigeres Systemvertrauen als ihre jeweiligen Vergleichsgruppen aufweisen. Auf kontextueller bzw. kommunaler Ebene der aktuell 400 Kreise und kreisfreien Städte wären Maßnahmen zielführend, die zu einer möglichst niedrigen PMK gegen den Staat und seine Vertreter*innen, niedrigen Arbeitslosenquote sowie strukturellen Förderung von Regionen mit geringer Einwohnerdichte bzw. großer Distanz zu zentraler Infrastruktur beitragen.

Literatur

- Bauer, H. & Maier, W. (2018). GIMD 2010 – Ein Update des ›German Index of Multiple Deprivation‹. *Berichte des Helmholtz Zentrums München*.
- BBSR – Bundesinstitut für Bau-, Stadt- und Raumforschung (2022). INKAR. Übersicht der Indikatoren. <https://www.inkar.de/documents/Uebersicht%20der%20Indikatoren.xlsx>. Zugegriffen: 19. Okt. 2023.
- Best, V., Decker, F., Fischer, S. & Küppers, A. (2019). Demokratievertrauen in Krisenzeiten. Wie blicken die Menschen in Deutschland auf Politik, Institutionen und Gesellschaft? Bonn: Friedrich-Ebert-Stiftung e. V. <https://library.fes.de/pdf-files/pbud/20287-20230505.pdf>. Zugegriffen: 16. Okt. 2023.

- Bitschnau, S., Eberspach, K. & Kemmesies, U. (2023). Kommunales Monitoring. Hass, Hetze und Gewalt gegenüber Amtsträgerinnen und Amtsträgern (KoMo). Aktuelle Befunde aus der Frühjahrsbefragung 2022. https://www.motra.info/wp-content/uploads/2023/02/motra_KoMoBericht_Fruehjahrsbefragung_22.pdf. Zugegriffen: 16. Okt. 2023.
- Bitschnau, S., Michaelis, S., Bretsch, D. & Kemmesies, U. (2022). Radikalität im Spiegel politisch motivierter Kriminalität: Eine Sozialraumanalyse auf Kreisebene – erste deskriptiv-explorative Analysen. In U. Kemmesies, P. Wetzels, B. Austin, C. Büscher, A. Dessecker, E. Grande & D. Rieger (Hrsg.), *Motra-Monitor 2021*. MOTRA.
- BKA (2022a). Angriffszielkatalog zur Kriminaltaktischen Anfrage in Fällen Politisch motivierter Kriminalität (KTA_PMK). https://polizei.thueringen.de/fileadmin/tlka/statistik/PMK/04_Angriiffszielkatalog_zur_KTA-PMK.pdf. Zugegriffen: 26. Okt. 2023.
- BKA (2022b). Definitionssystem Politisch motivierte Kriminalität. https://www.bmi.bund.de/SharedDocs/downloads/DE/veroeffentlichungen/themen/sicherheit/definitionssystem-pmk.pdf?__blob=publicationFile&v=2. Zugegriffen: 26. Okt. 2023.
- Braun, D., Seher, N., Tausendpfund, M., & Wolsing, A. (2010). Einstellungen gegenüber Immigranten und die Zustimmung zur Europäischen Integration. Eine Mehrebenenanalyse. Mannheimer Zentrum für Europäische Sozialforschung Arbeitspapiere – Working Papers, 136.
- Bradford, D., Sargeant, E., Murphy, K., & Jackson, J. (2017). A Leap of Faith? Trust in the Police Among Immigrants in England and Wales. *The British Journal of Criminology*, 57(2), 381–401.
- Bundesministerium des Innern, für Bau und Heimat (BMI) & Bundeskriminalamt (BKA) (2021). Politisch motivierte Kriminalität im Jahr 2020. Bundesweite Fallzahlen. https://www.bka.de/SharedDocs/Downloads/DE/UnsereAufgaben/Deliktbereiche/PMK/2020PMKFallzahlen.pdf?__blob=publicationFile&v=4. Zugegriffen: 11. Juli 2023.
- Bundesministerium des Innern und für Heimat (BMI) & Bundeskriminalamt (BKA) (2022). Politisch motivierte Kriminalität im Jahr 2021 – Bundesweite Fallzahlen. https://www.bmi.bund.de/SharedDocs/downloads/DE/veroeffentlichungen/nachrichten/2022/pmk2021-factsheets.pdf?__blob=publicationFile&v=1. Zugegriffen: 11. Juli 2023.
- Bundesministerium des Innern und für Heimat (BMI) & Bundeskriminalamt (BKA) (2023). Politisch motivierte Kriminalität im Jahr 2022. Bundesweite Fallzahlen. https://www.bka.de/SharedDocs/Downloads/DE/UnsereAufgaben/Deliktbereiche/PMK/2022PMKFallzahlen.pdf?__blob=publicationFile&v=3. Zugegriffen: 11. Juli 2023.
- Bundesministerium des Innern und für Heimat (BMI) & Bundeskriminalamt (BKA) (2024). Bundesweite Fallzahlen 2023. Politisch motivierte Kriminalität. https://www.bmi.bund.de/SharedDocs/downloads/DE/veroeffentlichungen/nachrichten/2024/pmk2023-factsheets.pdf?__blob=publicationFile&v=2. Zugegriffen: 26. Juni 2024.
- Burchfield, M., & Overman, H. G. (2006). Causes of Sprawl: A Portrait from Space. *The Quarterly Journal of Economics*, 121(2), 587–633.
- Burstedde, A., & Werner, D. (2019). Von Abwanderung betroffene Arbeitsmärkte stärken. IW-Report Nr. 26/2019, Institut der deutschen Wirtschaft (IW), https://www.iwkoeln.de/fileadmin/user_upload/Studien/Report/PDF/2019/IW-Report_2019_Binnenwanderung.pdf. Zugegriffen: 21. Okt. 2024.
- Cohen, D. A., Finch, B. K., Bower, A., & Sastry, N. (2006). Collective Efficacy and Obesity: The Potential Influence of Social Factors on Health. *Social Science & Medicine*, 62(3), 769–778.

- Decker, F., Best, V., Fischer, S. & Küppers, A. (2019). Vertrauen in Demokratie. Wie zufrieden sind die Menschen in Deutschland mit Regierung, Staat und Politik? <http://www.fes.de/cgi-bin/gbv.cgi?id=15621&ty=pdf>. Zugegriffen: 16. Okt. 2023.
- Douglas, K. M., Uscinski, J. E., Sutton, R. M., Cichocka, A., Nefes, T., Ang, C. S., & Deravi, F. (2019). Understanding Conspiracy Theories. *Advances in Political Psychology*, 40(Suppl. 1), 3–35.
- Easton, D. (1975). A Re-Assessment of the Concept of Political Support. *British Journal of Political Science*, 5, 435–457.
- Eberspach, K., Bitschnau, S. & Kemmesies, U. (2022). Kommunales Monitoring. Hass, Hetze und Gewalt gegenüber Amtsträgerinnen und Amtsträgern (KoMo). Beobachtungen und Befunde zur Ersterhebung – Herbstbefragung 2021. In U. Kemmesies, P. Wetzels, B. Austin, C. Büscher, A. Dessecker, E. Grande & D. Rieger (Hrsg.), *Motra-Monitor 2021*. MOTRA.
- Eberspach, K., Bitschnau, S. & Kemmesies, U. (2023). Beobachtungen aus dem Kommunalen Monitoring – Befunde zur Herbstbefragung '22. In U. Kemmesies, P. Wetzels, B. Austin, C. Büscher, A. Dessecker, S. Hutter & D. Rieger (Hrsg.), *Motra-Monitor 2022*. MOTRA.
- Enzmann, D. (2015). Anzeigeverhalten und polizeiliche Registrierungspraxis. In: N. Guzy., C. Birkel, & R. Mischkowitz (Hrsg.), *Viktimisierungsbefragungen in Deutschland. Band 1* (S. 511–542). BKA-Reihe Polizei+Forschung.
- Erhardt, C. (2021). KOMMUNAL EXKLUSIV. Attacken auf Kommunalpolitiker in der Corona-Pandemie weiter gestiegen, in: KOMMUNAL. <https://kommunal.de/attacken-kommunalpolitiker-corona>, Zugegriffen: 15. Aug. 2023.
- Fischer, J. M. K., Farren, D., Brettfeld, K., Endtricht, R., & Wetzels, P. (2023). Forschungsbericht No. 6. Menschen in Deutschland 2022. Zweite Welle der bundesweit repräsentativen Befragung. Durchführung, Rücklauf, Erhebungsinstrument und Codebuch.
- Fliedner, O. (2019). Kommunen in Staat und Gesellschaft. In Friedrich-Ebert-Stiftung (Hrsg.), *Grundwissen Kommunalpolitik*. <https://www.fes.de/kommunalakademie/grundwissen-kommunalpolitik/>. Zugegriffen: 15. Aug. 2023.
- Forsa Politik- und Sozialforschung GmbH (2021). Hass und Gewalt gegen Kommunalpolitiker/innen. Einschätzungen und Erfahrungen von Bürgermeister/innen in Deutschland. https://www.stark-im-amt.de/fileadmin/user_upload/Startseite/Umfrage_Hass_und_Gewalt_gegen_Kommunalpolitiker.pdf. Zugegriffen: 15. Aug. 2023.
- Friedman, S., & Jones, C. (2010). *Social Capital and Health in the Appalachian Region*. University Press of Kentucky.
- Frey, B. S., & Stutzer, A. (2002). What Can Economists Learn from Happiness Research? *Journal of Economic Literature*, 40(2), 402–435.
- Hair, J. F., Jr., Anderson, R. E., Tatham, R. L., & Black, W. C. (1995). *Multivariate Data Analysis* (3. Aufl.). Macmillan.
- Hakhverdian, A., & Mayne, Q. (2012). Institutional Trust, Education, and Corruption: A Micro-Macro Interactive Approach. *The Journal of Politics*, 74(3), 739–750.
- Heinrich-Böll-Stiftung (Hrsg.) (2020). Beleidigt und bedroht. Arbeitsbedingungen und Gewalterfahrungen von Ratsmitgliedern in Deutschland. *Schriften zur Demokratie, Band 59*.
- Heller, A., Dilling, M., Kiess, J. & Brähler, E. (2022). Autoritarismus im sozioökonomischen Kontext. In O. Decker, J. Kiess, A. Heller, E. Brähler (Hrsg.), *Autoritäre Dynamiken in unsicheren Zeiten. Neue Herausforderungen – alte Reaktionen?* Psychosozial.

- Hofmeister, C., Maier, W., Mielck, A., Stahl, L., Breckenkamp, J., & Razum, O. (2016). Regionale Deprivation in Deutschland: Bundesweite Analyse des Zusammenhangs mit Mortalität unter Verwendung des ›German Index of Multiple Deprivation (GIMD)‹. *Das Gesundheitswesen*, 78(1), 42–48.
- Hox, J. (2010). *Multilevel analysis. Techniques and applications*. Routledge Taylor & Francis.
- Inglehart, R., & Welzel, C. (2005). *Modernization, Cultural Change, and Democracy: The Human Development Sequence*. Cambridge University Press.
- Jackson, J., & Bradford, B. (2010). Crime, Policing and Social Order: On the Expressive Nature of Public Confidence in Policing. *British Journal of Criminology*, 52(2), 281–297.
- Kelling, G. L. Wilson, J. Q. (1982). Broken Windows. The police and Neighborhood Safety. The Atlantic. <https://cdn.theatlantic.com/media/archives/1982/03/249-3/132638105.pdf>. Zugegriffen: 16. Okt. 2023.
- Kroll, L. E., Schumann, M., Hoebel, J., & Lampert, T. (2017). Regionale Unterschiede in der Gesundheit – Entwicklung eines sozioökonomischen Deprivationsindex für Deutschland. *Journal of Health Monitoring*, 2(2), 103–120.
- Küpper, B., Sandal-Önal, E. & Zick, A. (2023). Demokratiegefährdende Radikalisierung in der Mitte. In F. Schröter für die Friedrich-Ebert-Stiftung (Hrsg.), *Die distanzierte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2022/23*. Verlag J.H.W. Dietz Nachf.
- Kurtenbach, S. (2021). Radikalisierung und Raum. Forschungsstand zur Untersuchung räumlicher Einflüsse auf Radikalisierungsanfälligkeit. Beitrag I in der Schriftenreihe „Radikalisierende Räume“.
- McCauley, C. (2001). Group Identification and Ethnic Nationalism, In: D. Chirot, M. E. P. Seligman (Hrsg.), *Ethnopolitical Warfare. Causes, Consequences, and Possible Solutions*, Washington, D.C.: American Psychological Association, 343–362.
- McCauley, C., & Moskalenko, S. (2011). Mechanismen der Radikalisierung von Individuen und Gruppen. *Der Bürger im Staat*, 61(4), 219–224.
- Mishler, W., & Rose, R. (2001). What are the Origins of Political Trust? Testing Institutional and Cultural Theories in Post-Communist Societies. *Comparative Political Studies*, 34(1), 30–62.
- Musca, S. C., Kamiejski, R., Nugier, A., Méot, A., Er-Rafiy, A., & Brauer, M. (2011). Data with hierarchical structure: Impact of intraclass correlation and sample size on Type-I error. *Frontiers in Psychology*, 2, 1–6.
- Newton, K., & Norris, P. (2000). Confidence in Public Institutions: Faith, Culture, or Performance? In S. J. Pharr & R. D. Putnam (Hrsg.), *Disaffected Democracies: What's Troubling the Trilateral Countries?* (S. 52–73). Princeton University Press.
- Pickel, S, Pickel, G.; Gittner, N., Celik, K. & Kiess, J. (2022). Demokratie und politische Kultur. In O. Decker, J. Kiess, A. Heller, E. Brähler (Hrsg.), *Autoritäre Dynamiken in unsicheren Zeiten. Neue Herausforderungen – alte Reaktionen?* Psychosozial.
- Putnam, R. D. (2000). *Bowling Alone: The Collapse and Revival of American Community*. Simon & Schuster.
- Rippl, S. & Baier, D. (2005). Das Deprivationskonzept in der Rechtsextremismusforschung. *KZfSS Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 57(4), 644–666.
- Sampson, R. J., & Bartusch, D. J. (1998). Legal Cynicism and (Subcultural?) Tolerance of Deviance: The Neighborhood Context of Racial Differences. *American Journal of Sociology*, 104(3), 957–1007.

- Sampson, R. J., & Raudenbush, S. W. (2004). Seeing Disorder: Neighborhood Stigma and the Social Construction of „Broken Windows“. *Social Psychology Quarterly*, 67(4), 319–342.
- Scribney, W. (o. D.). Why should I not do a likelihood-ratio test after an ML estimation (e.g., logit, probit) with clustering or pweights?. <https://www.stata.com/support/faqs/statistics/likelihood-ratio-test/>. Zugegriffen: 26. Okt. 2023.
- Shaw, C. R., & McKay, H. D. (1942). *Juvenile delinquency and urban areas*. University of Chicago Press.
- Shaw, C. R., & McKay, H. D. (1969). *Juvenile Delinquency and Urban Areas: A Study of Delinquency in Relation to Differential Characteristics of Local Communities in American Cities*. University of Chicago Press.
- Snijders, T., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*. Sage.
- UCLA (o.D.). How are the likelihood ratio, Wald and Lagrange Multiplier (Score) tests different and/or similar? <https://stats.oarc.ucla.edu/other/mult-pkg/faq/general/faqhow-are-the-likelihood-ratio-wald-and-lagrange-multiplier-score-tests-different-and-or-similar/>. Zugegriffen: 26. Okt. 2023.
- UHH – Universität Hamburg (2024). Erste Ergebnisse der Repräsentativbefragung „Menschen in Deutschland 2023“. <https://www.mid.uni-hamburg.de/bilder/bilder-und-grafiken-erste-ergebnisse-mid-2023/mid-2023-kurzergebnisse.pdf>. Zugegriffen: 26. Juni 2024.
- Uslaner, E. M. (2002). *The Moral Foundations of Trust*. Cambridge University Press.
- Zmerli, S., & Newton, K. (2008). Social trust and attitudes toward democracy. *Public Opinion Quarterly*, 72(4), 706–724.

Sarah Bitschnau, M. A., studierte Soziologie mit Schwerpunkt Methoden der empirischen Sozialforschung und Statistik an der Katholischen Universität Eichstätt-Ingolstadt. Seit 2021 ist sie wissenschaftliche Mitarbeiterin bei der Forschungsstelle Terrorismus/Extremismus (FTE) im Bundeskriminalamt. Dort ist sie im Sachgebiet Phänomenologie/Forschung tätig und arbeitet unter anderem im Verbundprojekt „Monitoringsystem und Transferplattform Radikalisierung“ (MOTRA).

Sandra Michaelis, M. Sc., studierte Soziologie und Empirische Sozialforschung an der Universität zu Köln. Seit 2021 ist sie wissenschaftliche Mitarbeiterin bei der Forschungsstelle Terrorismus/Extremismus (FTE) im Bundeskriminalamt. Dort ist sie im Sachgebiet Phänomenologie/Forschung tätig und arbeitet unter anderem im Verbundprojekt „Monitoringsystem und Transferplattform Radikalisierung“ (MOTRA).

Kirsten Eberspach, M. A., studierte Politikwissenschaften mit Schwerpunkt „Internationale Beziehungen“ an der Technischen Universität Kaiserslautern. Nach ihrer Tätigkeit als wissenschaftliche Mitarbeiterin für ein Mitglied des Deutschen Bundestages wechselte sie 2019 zur Forschungsstelle Extremismus/Terrorismus (FTE) des Bundeskriminalamtes, wo sie das Sachgebiet Extremismusprävention leitet. Zudem leitet sie das MOTRA-Teilprojekt „Kommunales Monitoring zu Hass, Hetze und Gewalt gegenüber Amtsträgerinnen und Amtsträgern“ (KoMo).

Open Access Dieses Kapitel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>) veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Kapitel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

