

Forschungsstelle Terrorismus/Extremismus im BKA

Kriminologische Sozialraumanalysen – Regionalräumliche Wechselwirkungen und Einflüsse sozialer Desorganisation auf politisch (rechts-)motivierte Kriminalität

David Bretschi, Sandra Michaelis, Sarah Bitschnau und Uwe Kemmesies

Phänomenmonitoring

Zusammenfassung

Dieses Teilmodul des MOTRA-Monitorings analysiert längsschnittlich auf der Grundlage entsprechend aufbereiteter Datenbestände Zusammenhänge zwischen der soziostrukturellen Situation in Deutschland auf Ebene der 400 Kreise und kreisfreien Städte und dem Aufkommen eines politisch motivierten Kriminalitätsgeschehens. Die Analysen folgen Annahmen, wie sie in der klassischen kriminologischen Theorie sozialer Desorganisation angelegt sind. Im MOTRA-Monitor 2021 wurden entsprechend erste deskriptiv-explorative Sozialraumanalysen von politisch motivierter Kriminalität (PMK) auf Kreisebene vorgestellt.

Dieser Beitrag präsentiert aktuelle Entwicklungen zur PMK als Ausdruck eines Radikalisierungsgeschehens in Deutschland. Aufbauend auf den bisherigen Grundlagen und Befunden, werden die Ergebnisse einer weiterentwickelten Raumanalyse zu der regionalen Verteilung politisch motivierter Straftaten im Jahr 2022 mit Fokus auf den Phänomenbereich Rechts vorgestellt.

Wie die Ergebnisse zeigen, erreicht das bundesweite Aufkommen von PMK im Jahr 2022 einen erneuten Höchststand seit Einführung der Statistik. Die Fallzahlen sind dabei insbesondere durch thematische Bezüge zu der Corona-Pandemie und dem Angriffskrieg auf die Ukraine geprägt. Bezüglich der regionalen Verteilung von PMK finden sich in Ostdeutschland regionale Cluster, in denen Kreise mit hohen Kriminalitätsraten rechtsmotivierter Straftaten mit überzufällig hohen Kriminalitätsraten nachbarschaftlicher Kreise einhergehen. Aus der Schätzung von räumlichen Regressionsmodellen geht hervor, dass eine erhöhte soziale Desorganisation in einem Kreis mit einer durchschnittlich höheren Kriminalitätsrate rechtsmotivierter Straftaten einhergeht. Dagegen zeigen die Befunde kein eindeutiges Bild, inwieweit das rechtsmotivierte Straftatenaufkommen vor Ort in Verbindung mit der sozialen Desorganisation benachbarter Kreise steht.

Insgesamt liefert der Beitrag einen Einblick in das aktuelle Radikalisierungsgeschehen in Deutschland in Form von politisch

motivierten Straftaten und präsentiert neue Erkenntnisse zu der regionalen Verteilung des politisch motivierten Straftatenaufkommens und dessen Zusammenhang zu soziostrukturellen Merkmalen.

Stichworte

Politisch motivierte Kriminalität | Kriminalitätsentwicklung | Sozialraumanalyse | soziale Desorganisation



Einleitung

Das Ausmaß und die Entwicklung der politisch motivierten Kriminalität (PMK) in Deutschland stellt einen Ausdruck des aktuellen Radikalisierungsgeschehens in der Gesellschaft dar. Das Quantitative Sekundär-Modul des MOTRA-Monitorings untersucht aktuelle Entwicklungen sowie potenzielle Ursachen für die regionale Verteilung der politisch motivierten Straftaten in Deutschland. Erste deskriptiv-explorative Sozialraumanalysen von PMK auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte in Deutschland im Kontext des MOTRA-Monitors 2021 gaben Hinweise darauf, dass insbesondere im Vergleich zwischen Ost- und Westdeutschland sowie ländlichen und städtischen Gebieten unterschiedliche soziostrukturelle und -kulturelle Umfeldbedingungen existieren, die eine Verbindung zu dem regional divergenten PMK-Aufkommen aufweisen (Bitschnau et al., 2022). Allerdings zeigen verschiedene Studien, dass regionale Kriminalitätsraten nicht nur in einem Zusammenhang mit den soziostrukturellen Bedingungen vor Ort stehen, sondern auch von den soziostrukturellen Eigenschaften benachbarter Regionen beeinflusst sein können (Tobler, 1970; Morenoff, Sampson & Raudenbush, 2001; Zhang, Suresh & Qiu, 2012; Zhang & Song, 2014). Um ein tieferes Verständnis zu diesen regionalen Zusammenhängen der PMK in Deutschland zu erhalten, untersucht der folgende Beitrag anhand eines weiterentwickelten Monitoring-Ansatzes die Entwicklung und räumliche Verteilung der PMK anhand aktueller Daten aus dem Jahr 2022 aus zwei analytischen Blickwinkeln. In einem ersten Abschnitt werden deskriptive Analysen zum Verlauf der PMK vorgestellt, um das Phänomen beziehungsweise den als für ein problematisches Radikalisierungsgeschehen angesehenen Indikator eines politisch motivierten Kriminalitätsgeschehens besser hinsichtlich seiner jüngsten Entwicklung einschätzen zu können. Der zweite Analyseabschnitt untersucht anschließend, wie sich das unterschiedliche Straftatenaufkommen politisch motivierter Kriminalität in den 400 Kreisen und kreisfreien Städten in Deutschland verteilt. Dabei steht neben der Analyse von regionalen Clustern der Zusammenhang einer sozialen Desorganisation und politisch motivierter Kriminalitätsraten im Mittelpunkt. Darüber hinaus wird analysiert, wie die kreisbezogenen Kriminalitätsraten mit der sozialen Desorganisation benachbarter Kreise verbunden sind. Dabei fokussieren sich die Analysen in diesem Bericht aus Gründen der Übersichtlichkeit auf den Phänomenbereich der rechtsmotivierten Straftaten, von welchem aufgrund der Anzahl an Delikten und des im Straftatengeschehen aufscheinenden Gewaltpotenzials gegenwärtig eine besonders hohe Gefahr für die Gesellschaft ausgeht.

Aktuelle Entwicklung der politisch motivierten Kriminalität in Deutschland¹

Mit Blick auf die aktuelle Entwicklung der PMK in Deutschland lässt sich insgesamt für den Zeitraum 2010 bis 2022 ein deutlicher Anstieg beobachten (siehe Abbildung 1), sodass sich die PMK im Jahr 2022 mit insgesamt 58.916 polizeilich erfassten Straftaten auf dem höchsten Stand seit Einführung der Statistik im Jahr 2001 befindet. Dies entspricht einem Anstieg des Straftatenaufkommens um 7 % im Vergleich zum Vorjahr mit insgesamt 55.048 erfassten Delikten. Der erneute Anstieg des Straftatenaufkommens lässt sich konkret auf erhebliche Anstiege in den Phänomenbereichen PMK – sonstige Zuordnung – sowie PMK – ausländische Ideologie – insbesondere in Verbindung mit den Themen „COVID-19/Corona-Pandemie“ und „Ukraine“ im Kontext des Angriffskriegs Russlands gegen die Ukraine zurückführen. Die Relevanz des Straftatenaufkommens im Zusammenhang mit dem Ukraine-Konflikt illustriert der Umstand, dass sich das Gesamtstraftatenaufkommen in 2022 3 % unterhalb des Vorjahresniveaus bewegte, wäre es nicht zu diesen dem Themenfeld ‚Ukraine‘ zugeordneten 5.510 Straftaten gekommen.

Im Jahr 2022 entfiel der höchste Anteil an politisch motivierter Kriminalität für den Betrachtungszeitraum seit 2010 zum ersten Mal auf den Phänomenbereich PMK – sonstige Zuordnung – mit insgesamt 24.080 polizeilich erfassten Straftaten, was einem Anstieg von 12,9 % des Straftatenaufkommens gegenüber dem Vorjahr mit 21.339 Straftaten entspricht. Nahezu alle (90,9 %) erfassten Straftaten im Zusammenhang mit der „COVID-19-Pandemie“ sowie 37,8 % der Straftaten im Zusammenhang mit dem Thema „Ukraine“ wurden im Jahr 2022 diesem Phänomenbereich zugeordnet.

Der Phänomenbereich PMK – rechts – weist mit insgesamt 23.493 polizeilich erfassten Straftaten den zweithöchsten Anteil an politisch motivierter Kriminalität für das Jahr 2022 auf. Dies entspricht einem Anstieg von 7,0 % des Straftatenaufkommens gegenüber dem Vorjahr mit 21.964 Straftaten.

¹ Eine konkrete Definition von PMK, die Entstehung der PMK-Statistik sowie deren Entwicklung von 2010 bis 2021 in Deutschland wurden bereits im Rahmen des MOTRA-Monitors 2021 eingeführt beziehungsweise erläutert (Bitschnau et al., 2022, S. 168 ff.).

Der dritthöchste Anteil an politisch motivierter Kriminalität ist für das Jahr 2022 mit insgesamt 6.976 polizeilich erfassten Straftaten weiterhin dem Phänomenbereich PMK – links – zugeordnet. Im Vergleich zum Vorjahr bedeutet dies einen Rückgang von 31,0 % des Straftatenaufkommens gegenüber dem Vorjahr mit 10.113 Straftaten.

Auch im Jahr 2022 bildet der Phänomenbereich PMK – ausländische Ideologie – den vierthöchsten Anteil an politisch motivierter Kriminalität mit insgesamt 3.886 polizeilich erfassten Straftaten, was einem Anstieg von 237,0 % des Straftatenaufkommens zum Vorjahr mit 1.153 Straftaten entspricht. 49,4 % der erfassten Straftaten im Zusammenhang mit dem Thema „Ukraine“ wurden in diesem Phänomenbereich registriert.

Den fünftöchsten Anteil an politisch motivierter Kriminalität stellt im Jahr 2022 weiterhin der Phänomenbereich PMK – religiöse Ideologie – mit insgesamt 481 polizeilich erfassten Straftaten dar, was quasi einem Gleichstand beziehungsweise einem marginalen Anstieg des Straftatenaufkommens von 0,4 % gegenüber dem entsprechenden Vorjahreswert entspricht (479 Straftaten, vgl. BMI/BKA, 2023, S. 3 ff.).

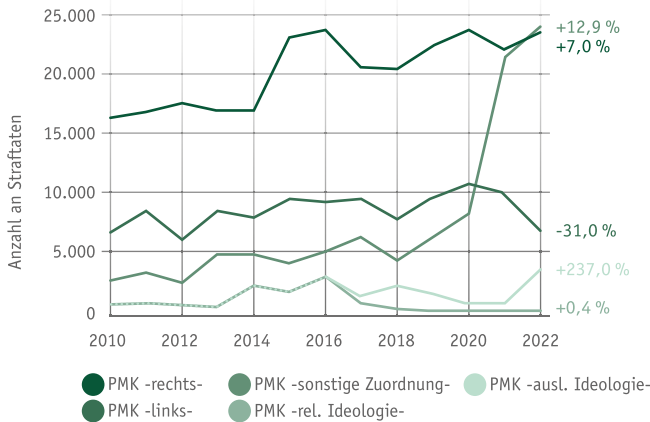


Abbildung 1: Entwicklung der politisch motivierten Kriminalität nach Phänomenbereichen in den Jahren 2010 bis 2022 mit den prozentualen Veränderungen der Fallzahlen zwischen den Jahren 2021 und 2022

Wie Abbildung 2 illustriert, hat das im öffentlich-medialen und politischen Diskurs unter dem Schlagwort „Heißer Herbst“ befürchtete Protestgeschehen in 2022 nicht stattgefunden. Mit Blick auf die monatliche Entwicklung politisch motivierter Kriminalität kann für das Vorjahr 2021 ein ähnliches Verlaufsmuster verglichen mit der monatlichen Entwicklung des Zeitraums von 2010 bis 2020 festgestellt werden. Demnach lassen sich Peaks der Häufigkeit politisch motivierter Straftaten in der Regel für die Monate Mai, August und September eines Jahres erkennen. Für das Jahr 2022 zeichnet sich allerdings eine vergleichsweise atypische monatliche Entwicklung politisch motivierter Kriminalität ab: Mit deutlichem Peak im Januar sinkt das Straftatenaufkommen stetig, steigt ab Juli erneut leicht an und nimmt ab Oktober gegen Jahresende entsprechend den typischen Verlaufsmustern der Vorjahre wieder ab. Somit lässt sich für die Herbstmonate im Jahr 2022 ein unterdurchschnittliches Aufkommen politisch motivierter Kriminalität feststellen, weshalb mit Blick auf PMK nicht von einem „Heißen Herbst“ gesprochen werden kann.

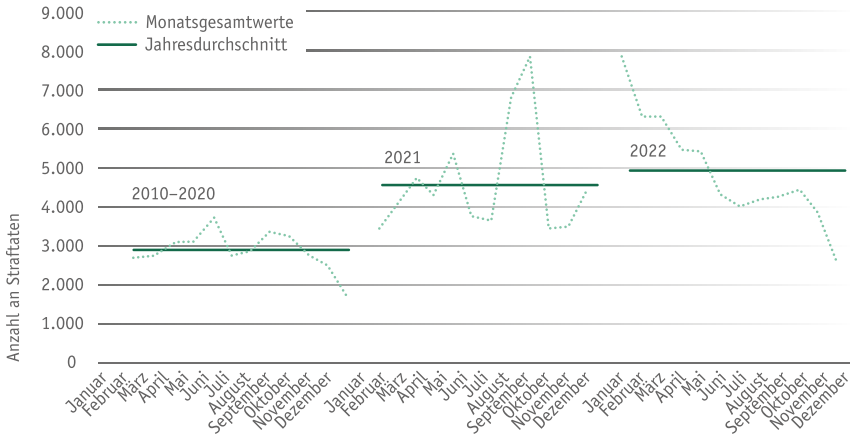


Abbildung 2: Die monatliche Entwicklung der politisch motivierten Kriminalität für die Jahre 2022, 2021 und die durchschnittlichen monatlichen Fallzahlen der Jahre 2010 bis 2020

Bei Betrachtung der monatlichen Entwicklung politisch motivierter Straftaten im Zusammenhang mit Demonstrationsereignissen differenziert nach (Konflikt-)Themen (hier: COVID-19-Pandemie, Klima, Ukraine) (siehe Abbildung 3, links) und Gewaltkriminalität (siehe Abbildung 3, rechts) lässt sich für das Jahr 2022 ein deutlicher und atypischer Peak

des Straftatenaufkommens sowohl mit als auch ohne Bezug zu Gewaltkriminalität für den Monat Januar verzeichnen. Mit Blick auf die bei den Straftaten mit Demonstrationsbezug offensichtlich tatmotivierenden Konfliktthemen dominiert im Jahr 2022 weiterhin das Thema „COVID-19-Pandemie“. Der im Februar aufgenommene Angriffskrieg Russlands gegen die Ukraine kristallisierte sich im Zeitverlauf zunehmend als tatmotivierendes Konfliktthema heraus, welches teilweise das im Straftatengeschehen aufscheinende Konfliktthema „Klima“ übertrifft.

→ MODULÜBERGREIFENDE PERSPEKTIVE

Die hier auf der Handlungsebene – festgemacht am polizeilich registrierten Straftatengeschehen – gemachten Beobachtungen zu den aktuell offensichtlich radikalisierungsträchtigen gesellschaftlichen Konfliktthemen scheinen auch in den MOTRA-Modulen auf, die die Diskurs- und Einstellungsebene des beobachtbaren Radikalisierungsgeschehens abbilden. Das von der Ludwig-Maximilians-Universität in München verantwortete Internetmonitoring ließ anhand systematischer Analysen von Telegram-Chats offenkundig werden, dass der zentrale radikalisierungsträchtige Themenkomplex „COVID-19-Pandemie“ im Februar 2022 durch das Thema „Ukraine“ in Verbindung mit dem Angriffskrieg Russlands und die damit assoziierten Krisenerscheinungen einer bedrohten Energieversorgung sowie Inflation abgelöst wurde (vgl. Schulze et al. in diesem Band).

Analoge Befundlagen weisen die von der Universität Hamburg in 2021 und 2022 durchgeführten repräsentativen Einstellungsbefragungen auf. Es zeigt sich, dass die Besorgnisse der Bevölkerung im Zusammenhang mit der COVID-19-Pandemie tendenziell abnahmen. Demgegenüber nahmen ganz offensichtlich infolge des Russland-Ukraine-Konflikts die Besorgnisse deutlich zu, Deutschland könne künftig häufiger in militärische Konflikte hineingezogen werden (vgl. MiD, 2022, S. 2).

Ebenso wird in dem vom Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung durchgeführten Monitoring des Protestgeschehens – einem weiteren zentralen ‚Radikalisierungsindikator‘ – die handlungsauslösende Radikalisierungsträchtigkeit der angesprochenen aktuellen Konfliktthemen offenkundig: Sie stimulieren ein thematisch breiter aufgestelltes und intensivierteres – festgemacht an der Zahl von Protestereignissen und demonstrierenden Personen – Protestgeschehen in 2022 gegenüber 2021 (vgl. Hutter et al. in diesem Band).

Diese schlaglichtartige empirisch-analytische Inbeziehungsetzung von Diskurs-, Einstellungs- und Handlungsebene bestätigt offensichtlich einen Zentralbefund der Radikalisierungsforschung: In Gesellschaften um sich greifende kollektiv geteilte Sorgen und Verunsicherungen sind radikalierungsträchtig (umfassend: Lantermann, 2016) – im Falle der jüngeren Krisen ganz offenbar nicht nur auf der Diskurs- und Einstellungs-, sondern bereits auch auf der Handlungsebene. Wir beobachten ein entsprechend konnotiertes beziehungsweise themenbezogenes Protest- und Straftatengeschehen. Die gesellschaftlichen Konflikte werden nicht mehr nur auf der Diskursebene ausgehandelt oder spiegeln sich in entsprechenden Einstellungsmustern wider, sondern konkretisieren sich bereits in legitimen und illegitimen (Protest-)Handlungen.

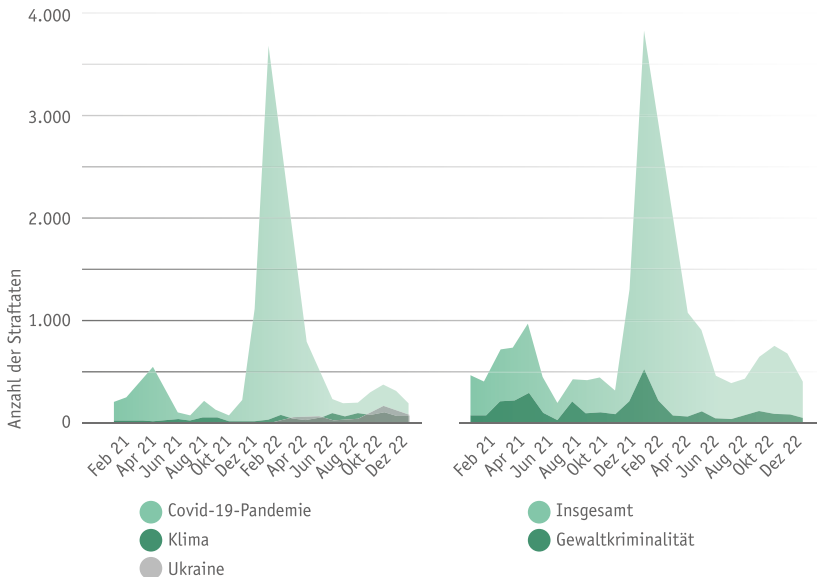


Abbildung 3: Die monatliche Entwicklung der politisch motivierten Straftaten im Zusammenhang mit Demonstrationen nach (Konflikt-)Themen (links) und Gewaltkriminalität (rechts) in den Jahren 2021 bis 2022

Sozialstruktureller Einfluss des Raumes auf das Kriminalitätsgeschehen

Theoretische Grundlagen

Aufbauend auf den im MOTRA-Monitor 2021 dokumentierten explorativ angelegten Analysen zu etwaigen Zusammenhängen zwischen politisch und/oder religiös motiviertem Kriminalitätsgeschehen und soziostrukturellen sowie -kulturellen Kontextbedingungen (Bitschnau et al., 2022), soll hier die Betrachtung etwas enger geführt werden: Angestrebt ist eine vertiefende analytische Zusammenschau von PMK-Statistik und Sozialstrukturdaten mit Fokus auf politisch rechtsmotivierter Kriminalität, um nähere Einblicke zu gewinnen, welche Wechselwirkungsbezüge sich zwischen ‚radikaler‘ Kriminalität und soziostrukturellen Gegebenheiten auf Ebene der 400 Kreise und kreisfreien Städte abzeichnen. Der hier angestrebten Sozialraumanalyse liegt die Theorie der sozialen Desorganisation ausgehend von den klassischen Arbeiten von Shaw und McKay (1929, 1942, 1969) zugrunde. Gemäß dieser Theorie ist anzunehmen, dass die Kriminalitätsbelastung bestimmter Stadtgebiete auf spezifische sozialräumliche Merkmale zurückgeführt werden kann: Kriminalität werde begünstigt, wenn infolge einer hohen Belastung durch soziale Desorganisation in einem Stadtgebiet – charakterisiert durch einen hohen Bevölkerungsanteil mit niedrigem sozialen Status, Migrationshintergrund und starker Bevölkerungsfuktuation – der Aufbau eines stabilen gemeinsamen Werte- und Normenkonsenses nicht gelinge. Im Zeitverlauf wurden diese theoretischen Grundannahmen noch erweitert um die Merkmale Urbanisierungsgrad und strukturelle Unvollständigkeit von Familien, denen eine hohe Relevanz für informelle soziale Kontrollprozesse zugeschrieben wird. Dieser theoretische Rahmen wurde als Ausgangspunkt für die bisherigen Analysen genutzt, wobei zu den bisher genannten Einflussfaktoren sozioökonomischer Status, ethnische Heterogenität, Mobilität und Urbanisierungsgrad noch die Lebenserwartung ergänzt wurde, welche in Anlehnung an den Lebenslagenansatz im Kontext der Armutforschung (unter anderem Groh-Samberg et al., 2021) als Indikator für den durchschnittlichen Gesundheitszustand die sozioökonomische Situation und soziale Lage von Personen zumindest indirekt abbildet (weitere Details zu den theoretischen Wirkungsannahmen: Bitschnau et al., 2022, S. 159 ff.).

Gemäß der Differenzierung von Kornhauser (1978) konnte eine zweidimensionale Zusammensetzung des theoretischen Konstrukts ‚soziale Desorganisation‘ aufgezeigt werden: Anhand einer Faktorenanalyse ergaben sich die Faktoren „strukturelle Desorganisation“ sowie „kulturelle Heterogenität“ (Bitschnau et al., 2022, S. 174 f.). Erste Zusammenhänge auf Kreisebene zwischen den zwei Faktoren der sozialen Desorganisation und der jeweiligen Belastung mit PMK konnten anhand einer Clusteranalyse aufgezeigt werden. Für die 400 Kreise und kreisfreien Städte wurden insgesamt sechs Typen sozialer (Des-)Organisation beschrieben, die entsprechend der Theorie der sozialen Desorganisation ein unterschiedliches Ausmaß an politisch motivierter Kriminalität aufwiesen: Landkreise mit geringen Anzeichen sozialer Desorganisation verzeichneten geringere Fallzahlen politisch motivierter Kriminalität als Gebiete mit hohem Ausmaß an sozialer Desorganisation. Jedoch deutete sich in der Typenbildung eine sozialstrukturelle Trennung der Kreise nach Ost/West und Stadt/Land an, die zudem in gegenteiliger Verbindung mit dem PMK-Aufkommen zu stehen schien: Während der Typ „Ländlich Ost – prekär homogen“ durchschnittlich die höchsten Fallzahlen politisch motivierter Kriminalität verzeichnete, zeigten die westdeutsch geprägten Typen eher in städtischen Regionen mit hoher kultureller Heterogenität und sozioökonomisch sowohl prekärer als auch solider Struktur höhere PMK-Fallzahlen (Bitschnau et al., 2022, S. 174 ff.).

Dieser Zusammenhang von sozialer Desorganisation und PMK-Belastung auf Ebene der Kreise und kreisfreien Städte soll in den folgenden Analysen nun näher im Kontext von politisch rechtsmotivierten Straftaten beleuchtet werden. Als Einheiten der kommunalen Selbstverwaltung gestalten die Kreise und kreisfreien Städte wesentlich die konkreten Lebensbedingungen und Lebenswelten vor Ort. Somit bilden sie eine geeignete Analyseeinheit, wenn es um den Zusammenhang zwischen sozialer Desorganisation und dem Aufkommen von PMK geht (vertiefend siehe Bitschnau et al., 2022, S. 173 f.). Unter analytischer Bezugnahme auf räumliche Regressionsmodelle soll der Kritik eines ‚absoluten Raumverständnisses‘ Rechnung getragen werden: Denn eine Clusteranalyse ohne Berücksichtigung einer räumlichen Verteilung der Beobachtungseinheiten kann die tatsächliche Lebenswelt der Bevölkerung nur bedingt abbilden, insofern die Alltagserfahrungen in angrenzenden (Land-)Kreisen sowie zwischenmenschliche Beziehungen zwischen benachbarten

(Land-)Kreisen beim bisher angewandten analytischen Zugang unberücksichtigt blieben. Der methodische Ansatz räumlicher Regressionen ermöglicht es, die Lebensbedingungen benachbarter (Land-)Kreise analytisch einzubeziehen.

Im Folgenden werden diese im Rahmen der Analysen verwendeten Methoden sowie die zugrunde liegenden Daten genauer erläutert.

Methode

Als Methode zur Untersuchung des Zusammenhangs von sozialer Desorganisation und dem Aufkommen politisch rechtsmotivierter Kriminalität werden räumliche Regressions-schätzungen verwendet. Räumliche Regressionsmodelle sind statistische Verfahren, die es ermöglichen, räumliche Abhängigkeiten in den Daten zu berücksichtigen, indem sie die Beziehungen zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen unter Einbeziehung von Rauminformationen modellieren. Gegenüber konventionellen Kleinste-Quadrate-Regressionsschätzungen bieten diese Analysemethoden Vorteile bei der Analyse von geografischen Einheiten. So zeigen geografisch nah liegende Gebiete bei vielen interessierenden Merkmalen wie Kriminalitätsraten häufig ähnlichere Werte auf, als es bei einer zufälligen regionalen Verteilung zu erwarten ist (Bivand et al., 2008). Eine solche positive räumliche Autokorrelation zeichnet sich dadurch aus, dass sich die Eigenschaften benachbarter Gebiete ähneln. Bei einer Anwendung von nicht-räumlichen Regressionsmodellen verletzt eine räumliche Autokorrelation die Annahme der Unabhängigkeit von Beobachtungseinheiten und kann somit bei Kleinste-Quadrate-Regressionen ineffiziente Schätzungen von Regressionskoeffizienten zur Folge haben (Anselin, 1989). Räumliche Regressionsmodelle erlauben zudem, je nach Ansatz den Einfluss von Eigenschaften benachbarter Gebiete zu schätzen.

Theoretischen Annahmen sowie der Empfehlung von Elhorst (2014) folgend, wurden für diese Arbeit Spatial Durbin Error Models (SDEM) als Schätzverfahren ausgewählt. SDEM sind eine spezielle Form von räumlichen ökonomischen Modellen, die sowohl räumliche Abhängigkeiten als auch räumliche Heterogenität berücksichtigen. Ein SDEM ist dabei in der Lage, den durchschnittlichen Einfluss der unabhängigen Variablen

benachbarter Gebiete auf die abhängige Variable zu quantifizieren sowie räumliche Fehlerkomponenten zu modellieren (LeSage & Pace, 2009).²

Ein SDEM ermöglicht somit, neben direkten räumlichen Effekten der unabhängigen Variablen auch indirekte Effekte zu schätzen (LeSage & Pace, 2009). Die direkten Effekte beziehen sich dabei auf die Auswirkungen einer unabhängigen Variable auf die abhängige Variable in der jeweiligen eigenen Region. Die indirekten Spill-Over-Effekte beziehen sich dagegen auf die durchschnittlichen Auswirkungen einer unabhängigen Variable in den als Nachbarn definierten Regionen auf die abhängige Variable in der eigenen Region. Die Gesamteffekte sind die Summe der direkten und indirekten Effekte.

SDEM gehen von einer lokalen räumlichen Abhängigkeit aus, in der die indirekten Effekte lokale Spill-Over-Effekte darstellen (Anselin, 2003; Halleck Vega & Elhorst, 2015; LeSage & Pace, 2009; Rüttenauer, 2022). Damit unterscheiden sich die Annahmen bezüglich der Reichweite der Spill-Over-Effekte von räumlichen Regressionsmodellen wie einem Spatial Durbin Model oder Spatial Autoregressive Lag Model, welche den durchschnittlichen Einfluss der abhängigen Variable umliegender Gebiete auf die Werte der abhängigen Variable einer spezifischen Region schätzen und dabei von globalen Spill-Over-Effekten ausgehen. Die Modellauswahl für das SDEM wurde aufgrund der Erwägung getroffen, dass wir lokale Spill-Over-Effekte in dem Zusammenhang mit unserer Fragestellung für plausibler erachten und gleichzeitig in der Lage sind, eine räumliche Autokorrelation zu modellieren.

² Die allgemeine Formel eines SDEM lautet:

$$Y = X\beta + WX\theta + u; u = \lambda Wu + \epsilon$$

wobei Y ein Vektor der abhängigen Variable, X die Matrix der unabhängigen Variablen, W die räumliche Gewichtsmatrix, β die Koeffizientenvektoren, θ der Vektor der unabhängigen Variable als räumlicher Spill-Over-Parameter, u der räumliche Fehlerterm, λ der räumliche Autokorrelationskoeffizient Λ und ϵ der Vektor der Residuen ist. Die Terme $WX\theta$ und λWu ermöglichen, die Autokorrelation in den unabhängigen Variablen sowie die Autokorrelation in den Residuen zu berücksichtigen.

Analyseplan

In einem ersten Schritt wurden die Faktorenwerte struktureller Desorganisation und kultureller Heterogenität als Dimensionen sozialer Desorganisation durch eine Faktorenanalyse berechnet. Dabei setzt sich der Faktor strukturelle Desorganisation aus den Indikatoren Anteil der Leistungsbeziehenden, durchschnittliche Lebenserwartung, durchschnittliche Haushaltseinkommen und Anteil an Langzeitarbeitslosen zusammen, während der Faktor kulturelle Heterogenität durch die Merkmale Ausländeranteil, Einwohnerdichte und Wanderungsausmaß gebildet wird (nähere Information zu den Faktoren findet sich bei Bitschnau et al., 2022, S. 165 ff.). In einem zweiten Schritt wurde eine reihenstandardisierte räumliche Gewichtsmatrix berechnet, welche nachbarschaftliche Kreise definiert. Dazu wurden unter Verwendung des *k-nearest neighbours* Algorithmus (k-NN) die jeweils fünf Kreise berechnet, deren geografische Zentren beieinanderliegen.³ Anschließend wurden explorative Datenanalysen durchgeführt, um mit Moran's I Tests eine globale und lokale räumliche Autokorrelation von rechtsmotivierten Straftaten zu untersuchen. Abschließend wurde in geschachtelten Spatial Durbin Error Models der Zusammenhang von sozialer Desorganisation auf die Rate von politisch rechtsmotivierten Straftaten pro 100.000 Einwohner*innen geschätzt. Dabei wurden neben den interessierenden Indikatoren für soziale Desorganisation Kontrollvariablen in die Modelle aufgenommen, die in der explorativen Datenanalyse sowie in vorherigen Studien einen Zusammenhang zu sozialer Desorganisation und Kriminalitätsraten aufzeigen. Dies umfasst zunächst die Kontrolle für Kreise in Ost- und Westdeutschland und in einem weiteren Modell den durchschnittlichen Frauenanteil in einer Region (Barber, 2003; Filser et al., 2021; Dancygier et al., 2022) sowie das durchschnittliche Bildungsniveau (Buonanno & Leonida, 2006; Groot & Van Den Brink, 2010; Nguyen, 2019; Ades & Mishra, 2021) pro Kreis. Als Signifikanzniveau wurde ein p-Wert von $\leq .05$ definiert.

³ In Deutschland haben die 400 Kreise und kreisfreien Städte durchschnittlich fünf direkte Nachbarn. Die Anzahl von fünf aneinander liegenden Kreisen bildet somit in etwa einen Ring, in dem Kreise in erster Ordnung aneinander liegen.

Datengrundlage

Tabelle 1 liefert einen Überblick über das Fallaufkommen im Phänomenbereich PMK – rechts – auf Ebene der Kreise anhand zentraler statistischer Parameter sowie der im Weiteren berücksichtigten erklärenden und Kontrollvariablen bei den durchgeführten räumlichen Regressionsmodellen. Seit dem Jahr 2001 werden im Rahmen des Kriminalpolizeilichen Meldedienstes in Fällen politisch motivierter Kriminalität Straftaten durch die Polizei des Bundes und der Länder dokumentiert, bei denen die Motive der Tatbegehung und die Tatumstände auf eine politische Zielsetzung hinweisen (BMI & BKA, 2023). Im Jahr 2022 lag die durchschnittliche Kriminalitätsrate politisch motivierter Straftaten bei 28,9 Straftaten pro 100.000 Einwohner*innen je Kreis.

Hinweise zu Tabelle 1 (rechts):

- ^a KPMD-PMK: Kriminalpolizeilicher Meldedienst in Fällen politisch motivierter Kriminalität (Stichtag 31.01.2023)
- ^b INKAR: Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung: <https://www.inkar.de/>
- ^c Strukturelle Desorganisation: ausführliche Beschreibung verwendeter Strukturdaten zur Bildung der Variable siehe Bitschnau et al., 2022, S. 165 ff.
- ^d Kulturelle Heterogenität: ausführliche Beschreibung verwendeter Strukturdaten zur Bildung der Variable siehe Bitschnau et al., 2022, S. 165 ff.
- ^e SD: Standardabweichung

Tabelle 1

Eigenschaften der zu erklärenden, der erklärenden sowie der Kontrollvariablen der 400 Kreise und kreisfreien Städte in Deutschland

Variable	Beschreibung	Bez.-jahr	Quelle	Mittelwert	Median	SD ^a	Min.	Max.
PMK – rechts –	Die Summe aller politisch rechtsmotivierten Straftaten pro 100 Tsd. Einwohner*innen	2022	KPMD-PMK ^a	28.89	19.87	25.67	3.57	167.45
Strukt. Desorg. ^c	Faktorwerte für die strukturelle Desorganisation			0.00	0.03	1.00	-3.27	3.09
Leistungsbezieher*innen	Anteil Leistungsbezieher*innen nach SGB II und nach SGB XII je 1.000 Einwohner*innen	2020	INKAR ^b /Statistik der Empfänger von Hilfe zum Lebensunterhalt des Bundes und der Länder	5.48	5.19	2.20	1.96	14.87
Lebenserwartung	Mittlere Lebenserwartung eines Neugeborenen in Jahren	2020	INKAR/Statistik der Geburten und Sterbefälle des Bundes und der Länder	81.13	81.13	1.00	78.13	83.98
Haushaltseinkommen	Durchschnittliches Haushaltseinkommen in € je Einwohner*innen	2020	INKAR/Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder	1.961.08	1.950.38	231.37	1.420.67	3.514.12
Langzeitarbeitslose	Anteil der Arbeitslosen, 1 Jahr und länger arbeitslos, an den Arbeitslosen in %	2020	INKAR/Arbeitsmarktstatistik der Bundesagentur für Arbeit (BA)	27.55	27.75	7.88	10.69	49.84
Kult. Heterogenität ^d	Faktorwerte für die kulturelle Heterogenität pro Kreis			0.00	-0.25	1.00	-1.53	4.06
Ausländeranteil	Anteil der Ausländer*innen an den Einwohner*innen in %	2020	INKAR/Fortschreibung des Bevölkerungsstandes des Bundes und der Länder	11.06	10.21	5.47	2.24	36.94
Einwohnerdichte	Einwohner*innen je km ²	2020	INKAR/Fortschreibung des Bevölkerungsstandes des Bundes und der Länder	536.26	200.91	709.01	35.58	4.789.84
Wanderungsausmaß	Summe aus Zuzügen und Fortzügen pro 1 Tsd. Einwohner*innen	2020	INKAR/Wanderungstatistik des Bundes und der Länder	0.09	0.08	0.03	0.04	0.31
Kreise in Westdeutschland <i>Ref. Kreise in Ostdeutschland</i>	Indikator für west- oder ostdeutsche Kreise. Berlin gehört zu den ostdeutschen Kreisen.		INKAR	0.81	1.00	0.39	0.00	1.00
Bildung	Anteil der Schulabgänger mit Hochschulreife an den Schulabgänger*innen in %	2020	INKAR/Statistik der allgemeinbildenden Schulen des Bundes und der Länder	22.04	16.74	19.21	0.00	146.31
Frauenanteil	Anteil der Frauen an den Einwohner*innen in %	2020	INKAR/Fortschreibung des Bevölkerungsstandes des Bundes und der Länder	50.59	50.56	0.62	48.85	52.39

Räumliche Autokorrelation

Um eine räumliche Autokorrelation in der Verteilung von PMK - rechts - für das Jahr 2022 in Deutschland zu untersuchen, wurde ein globaler Moran's I Test für alle Kreise in Deutschland durchgeführt (Anselin, 1996). Das statistisch signifikante Testergebnis liefert Evidenz gegen die Hypothese, dass eine zufällige Verteilung von rechtsmotivierten Straftaten in den Landkreisen und kreisfreien Städten vorliegt.⁴ Vielmehr deutet der Moran's I Scatterplot in Abbildung 4 darauf hin, dass ein hohes Aufkommen von PMK-Rechts in einem Kreis durchschnittlich mit einem höheren Straftatenaufkommen in den benachbarten Kreisen einhergeht und umgekehrt. Unter Berechnung des lokalen Moran's I Werts wurden statistisch signifikante Cluster ermittelt, in denen Kreise mit hohen Kriminalitätsraten rechtsmotivierter Straftaten mit entsprechenden hohen Kriminalitätsraten nachbarschaftlicher Kreise einhergehen.⁵ Demnach bilden insgesamt 30 Kreise Hot-Spots rechtsmotivierter Straftaten, die sich geografisch auf ostdeutschem Bundesgebiet verorten lassen.

Die räumliche Autokorrelation bestätigt, dass sich das Aufkommen von PMK-Rechts im Jahr 2022 in Kreisen nicht zufällig in Deutschland verteilt, sondern räumlich nahe liegende Gebiete sich in ihren Kriminalitätsraten ähneln. In Übereinstimmung mit bisherigen Befunden (Bitschnau et al., 2022) zeigt auch die Analyse räumlicher Autokorrelation Unterschiede in den Kriminalitätsraten zwischen Kreisen in West- und Ostdeutschland, bei denen Zentren hoher Raten von rechtsmotivierter Kriminalität in Ostdeutschland identifiziert wurden. Da diese Unterschiede im Straftatenaufkommen mit potenziell unterschiedlichen Prozessen der Entstehung und Zusammenhänge von PMK einhergehen können, werden diese regionalen Unterschiede in der folgenden Analyse berücksichtigt.

⁴ Monte-Carlo simulation of Moran I: statistic = 0.69241, observed rank = 1001, p-value = 0.001

⁵ $p < .01$, korrigiert nach Bonferroni

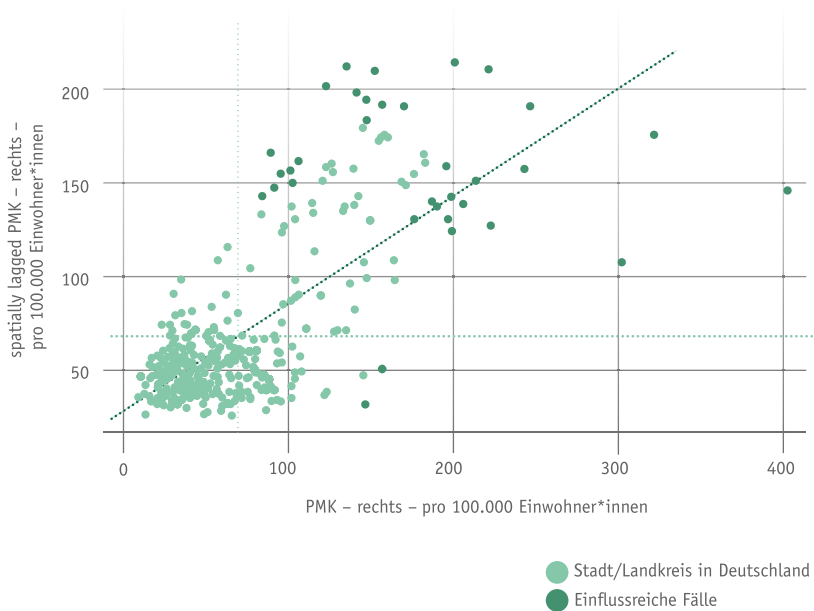


Abbildung 4: Moran's I Scatterplot von politisch rechtsmotivierten Straftaten in Kreisen pro 100 Tsd. Einwohner*innen im Jahr 2022 (Grafik erstellt mit dem `spdep` Packet in R)

Hinweis: Jeder hellgrüne Kreis in der Abbildung repräsentiert einen Land-/Stadtkreis in Deutschland. Dunkelgrüne Kreise stellen einflussreiche Fälle dar. Die Regressionsgerade korrespondiert mit dem globalen Moran's I Test.

Räumliche Regressionsmodelle

Tabelle 2 gibt einen Überblick über den direkten, indirekten und Gesamtzusammenhang der Koeffizienten für soziale Desorganisation sowie der Kontrollvariablen der geschachtelten Spatial Durbin Error Models.

Tabelle 2

Direkter, indirekter und Gesamteffekt und p-Werte der Spatial Durbin Error Models (SDEM) zu dem Zusammenhang zwischen politisch rechtsmotivierten Straftaten pro 100 Tsd. Einwohner*innen und struktureller Desorganisation und kultureller Heterogenität der 400 Kreise im Jahr 2022

Abhängige Variable: PMK-Rechts pro 100 Tsd. Einwohner*innen	Direkter Effekt	p-Wert	Indirekter Effekt	p-Wert	Gesamt- Effekt	p-Wert
SDEM-Modell 1:						
„Strukt. Desorg.“	6.619	.000	7.031	.004	13.650	.000
„Kult. Heterog.“	2.967	.002	-7.388	.001	-4.421	.103
SDEM-Modell 2:						
„Strukt. Desorg.“	4.516	.000	-1.173	.427	3.343	.009
„Kult. Heterog.“	4.092	.000	-4.022	.010	0.070	.966
Kreise in Westdeutschland	-35.019	.000	-16.524	.010	-51.544	.000
SDEM-Modell 3:						
„Strukt. Desorg.“	4.404	.000	-1.898	.212	2.506	.076
„Kult. Heterog.“	2.635	.002	-2.820	.076	-0.190	.908
Kreise in Westdeutschland	-35.037	.000	-15.917	.011	-50.954	.000
Bildung	0.145	.000	-0.019	.784	0.126	.103
Frauenanteil	3.070	.010	0.872	.739	3.942	.161

Hinweis: Parameter für die Model-Fits stehen nicht im Mittelpunkt des Interesses dieses Beitrags und werden aus Platzgründen nicht dargestellt.

Bezüglich der Indikatoren für soziale Desorganisation zeigt das SDEM-Modell 1 in Spalte 2 und 3 einen wie erwartet positiven und statistisch signifikanten direkten Effekt sowohl für die strukturelle Desorganisation als auch für die kulturelle Heterogenität auf die Kriminalitätsrate PMK – rechts – auf Kreisebene. Entsprechend den theoretischen Annahmen

deutet der Befund darauf hin, dass eine hohe soziale Desorganisation in einem Kreis im Durchschnitt mit einer höheren Kriminalitätsrate in diesem Gebiet verbunden ist. Auch bezüglich eines indirekten Zusammenhangs suggeriert das SDEM-Modell 1 in den Spalten 4 und 5 einen signifikant positiven Spill-Over-Effekt für die durchschnittlichen Werte einer strukturellen Desorganisation nachbarschaftlicher Kreise auf die Kriminalitätsraten. Demnach geht mit einer zunehmenden strukturellen Desorganisation benachbarter Kreise eine durchschnittlich höhere Rate rechtsmotivierter Straftaten im eigenen Kreis einher. Allerdings weist Modell 1 einen signifikant negativen Spill-Over-Effekt für die kulturelle Heterogenität auf, was darauf hindeutet, dass eine höhere kulturelle Heterogenität in den Nachbarkreisen mit einer geringeren Rate rechtsmotivierter Straftaten im eigenen Kreis assoziiert ist. Ein positiver Gesamteffekt sozialer Desorganisation, der den direkten und indirekten Effekt nachbarschaftlicher Gebiete kombiniert, ist in dem SDEM-Modell 1 (Spalte 5 und 6) letztlich nur für die strukturelle Desorganisation zu beobachten, da sich der positive direkte und der negative indirekte Zusammenhang für die kulturelle Heterogenität gegenseitig aufhebt.

Das SDEM-Modell 2 zeigt bei einer Kontrolle für ost- und westdeutsche Kreise ein ähnliches Bild wie in Modell 1, wobei nun kein signifikanter indirekter Spill-Over-Effekt mehr durch eine strukturelle Desorganisation umliegender Kreise zu beobachten ist. Allerdings bleibt der signifikant positive Gesamteffekt für die strukturelle Desorganisation bestehen. Auch bei einer Aufnahme weiterer Kontrollvariablen in dem SDEM-Modell 3 bleibt bezüglich eines direkten Effekts eine erwartete positive Assoziation beider Dimensionen sozialer Desorganisation auf PMK - rechts - bestehen. Dagegen lässt sich in dem Modell weder eine hinreichende Evidenz ableiten, dass eine Assoziation zwischen den indirekten Spill-Over-Effekten, noch zwischen den Gesamteffekten und den Kriminalitätsraten rechtsmotivierter Straftaten besteht.

Insgesamt zeigen die Befunde, dass beide Dimensionen sozialer Desorganisation mit dem Aufkommen rechtsmotivierter Straftaten in Verbindung stehen. Während sich ein direkter Zusammenhang der Merkmale in den Kreisen zu bestätigen scheint, ergibt sich ein unklares Bild über die Assoziation der sozialen Desorganisation benachbarter Kreise auf die Kriminalitätsrate in einem Kreis selbst.

Zusammenfassung und Diskussion

Dieser Beitrag beinhaltet einen weiterentwickelten Monitoring-Ansatz, um das aktuelle Radikalisierungsgeschehen in Deutschland in Form von politisch motivierter Kriminalität aus zwei analytischen Blickwinkeln zu beobachten.

Die Analyse aktueller Entwicklungen der PMK zeigt, dass im Jahr 2022 erneut ein Höchststand des politisch motivierten Straftatenaufkommens zu beobachten ist. Dabei wurde erstmals die höchste Anzahl an Straftaten keinem klassischen Phänomenbereich zugeordnet, sondern in der Kategorie PMK – sonstige Zuordnung – dokumentiert. Eine Ursache dieser Entwicklung liegt in der hohen Anzahl an Delikten, die im thematischen Zusammenhang mit der Corona-Pandemie auftraten und insbesondere im ersten Quartal des Jahres beobachtet wurden. Das vierte Quartal des Jahres zeichnete sich trotz prognostizierter gesellschaftlicher Verwerfungen im Rahmen der Energiekrise unter dem Schlagwort „Heißer Herbst“ durch abfallende Fallzahlen aus. Diese Entwicklung spiegelt sich in den Befunden der weiteren MOTRA-Module wider, in denen sich Hinweise finden, dass Einstellungen, Diskurse und Proteste im thematischen Zusammenhang der Corona-Pandemie durch andere gesellschaftliche Konflikte wie den Angriffskrieg Russlands auf die Ukraine abgelöst wurden.

Die durchgeführten Sozialraumanalysen zeigen, dass sich das Aufkommen von politisch rechtsmotivierten Straftaten im Jahr 2022 in den 400 Kreisen und kreisfreien Städten in Deutschland nicht zufällig verteilt, sondern räumlich nahe liegende Gebiete sich in ihren Kriminalitätsraten ähneln. Dabei lassen sich Hot-Spots von Kreisen und kreisfreien Städten in Ostdeutschland beobachten, in denen hohe Fallzahlen der PMK – rechts – mit einem anlog hohen Aufkommen rechtsmotivierter Kriminalität benachbarter Kreise einhergehen. Mit Blick auf den Zusammenhang zwischen sozialer Desorganisation und politisch rechtsmotivierter Kriminalität zeigt sich bei einer bundesweiten Betrachtung sowohl bei der strukturellen Desorganisation als auch der kulturelleren Heterogenität ein theoretisch erwartbarer positiver Zusammenhang auf Kreisebene zu der Kriminalitätsrate PMK – rechts –. Ein unklareres Bild ergibt sich allerdings, welcher Zusammenhang zwischen der sozialen Desorganisation benachbarter Kreise und der Kriminalitätsrate des eigenen Kreises besteht. Zwar

finden sich Hinweise auf einen indirekten Spill-Over-Effekt, wonach eine im Durchschnitt zunehmende strukturelle Desorganisation benachbarter Regionen mit einer höheren Rate PMK – rechts – im eigenen Kreis einhergeht. Allerdings lässt sich dieser Zusammenhang bei einer Kontrolle für west- und ostdeutsche Kreise sowie weiterer Kontrollvariablen nicht bestätigen. Für die zweite Dimension sozialer Desorganisation finden sich entgegen den Erwartungen Hinweise, dass eine höhere durchschnittliche kulturelle Heterogenität benachbarter Kreise mit niedrigeren Raten rechtsmotivierter Straftaten im eigenen Kreis verbunden ist. Es gibt durchaus flankierende empirische Evidenz und theoriegeleitete Plausibilität, dass hier kontakttheoretische Effekte entsprechend sozialpsychologischer Theoriemodelle greifen. Denn ein zentraler Faktor der Dimension kultureller Heterogenität ist der Ausländeranteil (hierzu: Bitschnau 2022, 175): Dort, wo in unmittelbarer Nachbarschaft ‚Fremde‘ leben, entfalten sich augenscheinlich weniger Vorbehalte und Vorurteile, die ein entsprechend rechts-motiviertes Kriminalitätsgeschehen befördern. So dokumentiert es eindrucksvoll eine ebenfalls auf Kreisebene in Deutschland durchgeführte Studie von Wagner et al. (2020) mit Blick auf das Fallzahlenaufkommen rechts motivierter fremdenfeindlicher Hasskriminalität in 2015 unter dem Eindruck der sog. ‚Flüchtlingskrise‘: Je höher der Ausländeranteil in einem Kreis, desto geringer das Ausmaß fremdenfeindlicher Kriminalität. Offensichtlich strahlt das ebenso auf Nachbarkreise aus. Wir werden in folgenden differenzierenden Analysen diesem empirischen Pfad weiter folgen.

Insgesamt weisen die Befunde darauf hin, dass die soziale Desorganisation von Kreisen eine wichtige Eigenschaft zum Verständnis von politisch rechtsmotivierter Kriminalität darstellt. Da rechtsmotivierte Straftaten nicht zufällig unter den Kreisen streuen, sondern eine räumliche Autokorrelation der Kriminalitätsraten festgestellt werden konnte, ist es von Bedeutung, die räumliche Verteilung des Phänomens in künftigen Analysen zu berücksichtigen. Gleichzeitig lässt sich aus den Ergebnissen ableiten, dass neben den Indikatoren sozialer Desorganisation weitere regionale Merkmale zur Erklärung von PMK beitragen. Der auffällige Unterschied zwischen den Kriminalitätsraten in West- und Ostdeutschland unterstreicht zudem die Bedeutung einer regionalen Betrachtung, wonach ein künftiges Monitoring potenziell unterschiedliche Prozesse zur Entstehung von PMK weiter in den Blick nehmen sollte. Einschränkungen der Befunde ergeben sich durch die Wahl von Kreisen als Raumeinheit und das damit

einhergehende modifiable areal unit problem (Fotheringham & Wong, 1991), wodurch die Ergebnisse unter anderem von der Varianz zwischen und innerhalb der Regionen bezüglich Merkmalen wie Bevölkerungsgröße abhängig sein können. Hier wäre von Interesse, wie robust sich die Ergebnisse bei der Wahl von anderen Raumeinheiten wie Gemeinden zeigen. Des Weiteren lassen sich aus dem Untersuchungsdesign nicht hinreichend kausale Schlussfolgerungen zu den ursächlichen Zusammenhängen von soziostrukturellen Merkmalen und PMK ziehen. Wir werden in weiteren Analysen der Frage nachgehen, inwieweit weitere sozial-strukturelle Dimensionen einzubeziehen sind. In einem ersten Schritt prüfen wir, inwieweit diesbezüglich der Ansatz von Milieuanalysen erkenntnisfördernd sein kann. Denn ganz entsprechend einem allgemeinen soziologischen Verständnis von Milieus, finden sich in Milieus sozial-strukturelle Lebensbedingungen in Gestalt von gesellschaftlichen Gruppen, die gleiche materielle und immaterielle Bedingungen bzw. Orientierungen teilen, sozusagen verdichtet widerspiegelt. Trotz aller Vorläufigkeit der bisherigen Analysen, gehen aus ihnen wertvolle neue Erkenntnisse hervor und tragen zu einem besseren Verständnis der regional ungleichen Verteilung und Entwicklungsdynamik der politisch motivierten Kriminalität in Deutschland bei. Dies wird in den künftigen Analysen fortzuführen und weiterzuentwickeln sein.

Literatur

- Ades, J., Mishra, J. (2021). Education and Crime across America: Inequity's Cost. *Social Sciences*, 10 (8), Article 8. <https://doi.org/10.3390/socsci10080283>
- Anselin, L. (1989). *What is Special About Spatial Data? Alternative Perspectives on Spatial Data Analysis (89-4)*. UC Santa Barbara: National Center for Geographic Information and Analysis. Abgerufen von <https://escholarship.org/uc/item/3ph5k0d4>
- Anselin, L. (1996). The Moran Scatterplot as an ESDA Tool to Assess Local Instability in Spatial Association. In M. Fischer, H. Scholten & D. Unwin (Hrsg.), *Spatial Analytical Perspectives on GIS* (S. 111-125). London: Taylor and Francis.
- Anselin, L. (2003). Spatial Externalities, Spatial Multipliers, And Spatial Econometrics. *International Regional Science Review*, 26 (2), 153-166. <https://doi.org/10.1177/0160017602250972>
- Barber, N. (2003). The Sex Ratio and Female Marital Opportunity as Historical Predictors of Violent Crime in England, Scotland, and the United States. *Cross-Cultural Research*, 37 (4), 373-392. <https://doi.org/10.1177/1069397103254011>
- Bivand, R. S., Pebesma, E. J. & Gómez-Rubio, V. (2008). Areal Data and Spatial Autocorrelation. In R. S. Bivand, E. J. Pebesma & V. Gómez-Rubio (Hrsg.), *Applied Spatial Data Analysis with R* (S. 237-272). New York: Springer. https://doi.org/10.1007/978-0-387-78171-6_9
- 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 et al. (Hrsg.), *MOTRA-Monitor 2021* (S. 154-187). Wiesbaden: MOTRA.
- Bundesministerium des Innern und für Heimat, Bundeskriminalamt (2023). *Politisch motivierte Kriminalität im Jahr 2022. Bundesweite Fallzahlen*. Abgerufen von https://www.bka.de/SharedDocs/Downloads/DE/UnsereAufgaben/Deliktsbereiche/PMK/2022PMKFallzahlen.pdf?__blob=publicationFile&v=3
- Buonanno, P., Leonida, L. (2006). Education and crime: Evidence from Italian regions. *Applied Economics Letters*, 13 (11), 709-713. <https://doi.org/10.1080/13504850500407376>
- Dancygier, R., Egami, N., Jamal, A. & Rischke, R. (2022). Hate Crimes and Gender Imbalances: Fears over Mate Competition and Violence against Refugees. *American Journal of Political Science*, 66 (2), 501-515. <https://doi.org/10.1111/ajps.12595>
- Elhorst, J. P. (2014). *Spatial Econometrics: From Cross-Sectional Data to Spatial Panels*. Berlin Heidelberg: Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-642-40340-8>
- Filser, A., Barclay, K., Beckley, A., Uggl, C. & Schnettler, S. (2021). Are skewed sex ratios associated with violent crime? A longitudinal analysis using Swedish register data. *Evolution and Human Behavior*, 42 (3), 212-222. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2020.10.001>
- Fotheringham, A. S., Wong, D. W. S. (1991). The Modifiable Areal Unit Problem in Multivariate Statistical Analysis. *Environment and Planning A: Economy and Space*, 23 (7), 1025-1044. <https://doi.org/10.1068/a231025>
- Groh-Samberg, O., Büchler, T. & Gerlitz, J.-Y. (2021). *Dokumentation zur Generierung Multidimensionaler Lagen auf Basis des Sozio-Oekonomischen Panel*. Bremen. Abgerufen von https://www.socium.uni-bremen.de/uploads/Dokumentation_Multidimensionale_Lagen.pdf
- Groot, W., Van Den Brink, H. M. (2010). The effects of education on crime. *Applied Economics*, 42 (3), 279-289. <https://doi.org/10.1080/00036840701604412>
- Hale, C. (1996). Fear of crime: a review of the literature. *International Review of Victimology* 4, S.79-150.

- Halleck Vega, S., Elhorst, J. P. (2015). The Slx Model. *Journal of Regional Science*, 55 (3), 339-363. <https://doi.org/10.1111/jors.12188>
- Kornhauser, R. R. (1978). *Social sources of delinquency*. Chicago: University of Chicago Press.
- Lantermann, E.-D. (2016). *Die radikalisierte Gesellschaft*. München, Blessing.
- LeSage, J. P., Pace, R. K. (2009). Spatial Econometric Models. In M. M. Fischer, A. Getis (Hrsg.), *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications* (S. 355-376). Berlin Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-03647-7_18
- MiD (2022). *Erste Ergebnisse der Repräsentativbefragung "Menschen in Deutschland 2022"*. Abgerufen von: <https://www.mid.uni-hamburg.de/bilder/bilder-und-grafiken-erste-ergebnisse-mid-2022/mid2022-kurzergebnisse.pdf>
- Morenoff, J. D., Sampson, R. J. & Raudenbush, S. W. (2001). Neighborhood Inequality, Collective Efficacy, and the Spatial Dynamics of Urban Violence*. *Criminology*, 39 (3), 517-558. <https://doi.org/10.1111/j.1745-9125.2001.tb00932.x>
- Nguyen, H. T. M. (2019). Do more educated neighbourhoods experience less property crime? Evidence from Indonesia. *International Journal of Educational Development*, 64, 27-37. <https://doi.org/10.1016/j.ijedudev.2018.12.005>
- Rüttenauer, T. (2022). Spatial Regression Models: A Systematic Comparison of Different Model Specifications Using Monte Carlo Experiments. *Sociological Methods & Research*, 51 (2), 728-759. <https://doi.org/10.1177/0049124119882467>
- Shaw, C. R., McKay, H. D. (1929). *Delinquency Areas*. Chicago: University of Chicago Press.
- Shaw, C. R., McKay, H. D. (1942). *Juvenile delinquency and urban areas*. Chicago: 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*. Chicago: University of Chicago Press.
- Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region. *Economic Geography*, 46, 234. <https://doi.org/10.2307/143141>
- Wagner, U., Tachtsoglou S., Kotzur P.F., Friehs, M.-T., Kemmesies, U. (2020). Proportion of Foreigners Negatively Predicts the Prevalence of Xenophobic Hate Crimes within German Districts. *Social Psychology Quarterly*, 83(2), 195-205. <https://doi.org/10.1177/0190272519887719>
- Zhang, H., Song, W. (2014). Addressing issues of spatial spillover effects and non-stationarity in analysis of residential burglary crime. *GeoJournal*, 79 (1), 89-102. <https://doi.org/10.1007/s10708-013-9481-2>
- Zhang, H., Suresh, G. & Qiu, Y. (2012). Issues in the aggregation and spatial analysis of neighborhood crime. *Annals of GIS*, 18 (3), 173-183. <https://doi.org/10.1080/19475683.2012.691901>

