



Bundesministerium
für Bildung
und Forschung

GEFÖRDERT VOM

Radikalisierende **Räume**

Messung der Anfälligkeit für Radikalisierung

Beitrag VI in der Schriftenreihe „Radikalisierende Räume“

Armin Küchler

August 2023



FH MÜNSTER
University of Applied Sciences



Institut für interdisziplinäre
Konflikt- und Gewaltforschung



UNIVERSITÄT
BIELEFELD

Das Projekt „Radikalisierende Räume“

Zwischen Oktober 2020 und September 2024 läuft das vom BMBF geförderte Verbundprojekt „Radikalisierende Räume“ am Institut für interdisziplinäre Konflikt- und Gewaltforschung der Universität Bielefeld und am Fachbereich Sozialwesen der FH Münster. Ziel des Projektes ist es herauszuarbeiten, welche räumlichen Konstellationen (neo-salafistische) Radikalisierung begünstigen. Weiterhin wird ein Praxisinstrument zur gemeinwesenorientierten Sozialen Arbeit entwickelt, welches sowohl der Prävention neo-salafistischer Radikalisierung als auch der Intervention im Falle einer lokal aktiven salafistischen Szene dient. Dazu werden drei belastete Stadtteile in Deutschland genau untersucht, wozu intensive ethnografische Arbeiten sowie Befragungen verwendet werden. Alle Projektergebnisse sind auf der Website <https://radikalisierende-raeume.de/> kostenlos verfügbar. Dazu gehören thematische Podcasts und Working Paper, eine Videodokumentation und weitere Publikationen, die im Projekt entstanden sind.

The project „Radicalization and Space“

The project " Radicalization and Space " funded by the BMBF is running from October 2020 to September 2024 at the Institute for Interdisciplinary Conflict and Violence Research at the University of Bielefeld and the Department of Social Work at FH Münster. The project aims to identify spatial configurations that foster (neo-salafist) radicalization. Additionally, a practical tool for community-oriented social work is being developed, which serves both the prevention of neo-salafist radicalization and intervention in the event of a locally active Salafist scene. To this end, three distressed neighborhoods in Germany are being carefully examined using intensive ethnographic work and interviews. All project results, including thematic podcasts, working papers, a video documentation, and other publications, are available for free on the website <https://radikalisierende-raeume.de/en/home/>.

Vorwort

Der vom BMBF geförderte Projektverbund „Radikalisierende Räume beschäftigt sich mit der Frage, inwiefern Räume im geografischen, demografischen wie sozialen Sinne Prozesse der Radikalisierung im Phänomenbereich des islamistischen Extremismus begünstigen oder auch behindern. Ein wesentlicher Bestandteil des Projektes ist dabei die Entwicklung eines reliablen und validen Messinstruments zur Erfassung möglicher Anfälligkeit für Radikalisierung bei Individuen.

Radikalisierungsverläufe variieren individuell und verlaufen prozesshaft sowie nicht-linear. Sie ergeben sich aus einem komplexen Zusammenspiel von Sozialisierung, Persönlichkeit, Strukturen und weiteren äußeren Einflüssen – es handelt sich bei Radikalisierung somit um ein latentes, nicht direkt messbares Konstrukt. Die Entwicklung eines Messinstruments ist daher mit erheblichen Herausforderungen verknüpft (siehe Kapitel 2 des vorliegenden Beitrags). Empirisch abgesicherte Anfälligkeitsfaktoren für Radikalisierung wurden daher in der Vergangenheit vor allem aus der retrospektiven Beschäftigung mit den Biografien bereits radikalisierten Personen abgeleitet. Untersuchungen, die die Anfälligkeit noch nicht auffällig gewordener Personen messen, gibt es kaum (Ausnahme: Kurtenbach, Linßer & Weitzel 2020).

Armin Küchler knüpft an der Vorarbeit der oben genannten Autor:innen an und entwickelt für die von ihnen als zentral identifizierten Dimensionen (Demokratiemisstrauen, Diskriminierung, Autoritarismus) Einzelitems, die zusammengenommen den Index Anfälligkeit für Radikalisierung (AnRa) bilden. In seinem Beitrag beschreibt der Autor transparent und elaboriert, wie bei der Konstruktion der Anfälligkeitsskala vorgegangen wurde: Anlegen eines Itempools basierend auf theoretischen Überlegungen und Erkenntnissen aus Vorstudien, Reduktion des Itempools in Diskussionsrunden mit Expert:innen, kognitiver Pretest mit Schüler:innen und Studierenden und Testung an einer Gelegenheitsstichprobe. Plausibel stellt der Autor dar, wie mittels explorativer Faktorenanalyse mit obliquen Rotation und Exklusion von auf einem Faktor schwach ladenden Items ein in sich schlüssiges, finales Erhebungsinstrument entwickelt werden konnte. Dem Autor ist es gelungen, mit der dreidimensionalen AnRa-Skala ein reliables (Cronbachs $\alpha = .857$) und valides Instrument zur Messung der Anfälligkeit von Radikalisierung vorzulegen – eine Forschungslücke konnte geschlossen werden.

Janine Linßer

Inhaltsverzeichnis

1. Einleitung.....	6
2. Theoretische Annahmen einer Radikalisierungsanfälligkeit	7
3. Methodische Herangehensweise.....	12
4. Datengrundlage.....	12
5. Datenaufbereitung.....	17
6. Skalenentwicklung.....	17
7. Skalenkonstruktion	20
8. Reliabilitätstest.....	25
9. Validität	27
10. Externe Validierung.....	28
11. Fazit und Ausblick	31
Literatur.....	33
Anhang A	36
Anhang B.....	40

Kurzfassung

Zielsetzung

Radikalisierungsdynamiken stellen eine, wenn nicht sogar die zentrale, Gefahr für das Gefüge moderner und demokratischer Gesellschaften dar. Allerdings fehlt es an validen und reliablen Erfassungsmöglichkeiten zur Messung von *Anfälligkeiten für Radikalisierung* in standardisierten Bevölkerungsbefragungen. Dieser Beitrag hat den Anspruch, einen substanziellen Impuls zur Schließung dieser Forschungslücke zu leisten.

Aufbau der Skala zur Erfassung der Anfälligkeit für Radikalisierung

Die Anfälligkeit für Radikalisierung lässt sich in drei zentrale Subskalen unterteilen: *Diskriminierung*, *Demokratiemisstrauen* und *Autoritarismus*. Diese Subskalen umfassen insgesamt zwölf Items. Eine vierte Dimension bezieht sich auf phänomenspezifische *Ideologisierung*, die sich auf einen sinngebenden Mechanismus bezieht, der unterschiedlich ausgeprägt sein kann. In diesem Artikel wird dieses Konzept am Rande anhand von extrem religiösen Einstellungen erläutert und anhand von fünf Items gemessen. Die Antwortkategorien umfassen eine 5-stufige Bewertungsskala von "stimme voll zu" (5) über "stimme eher zu" (4), "teils/teils" (3), "stimme eher nicht zu" (2) bis "stimme gar nicht zu" (1).

Grundlagen und Konstruktion

Die Erfassung von Radikalisierungstendenzen ist ein wichtiges gesellschaftliches Anliegen. Derzeit gibt es jedoch keine zufriedenstellenden Instrumente, die in allgemeinen Bevölkerungsumfragen eingesetzt werden können, um eine solche Vulnerabilität adäquat zu erfassen. Ausgehend von theoretischen Annahmen und Überlegungen des Projekts "Anfälligkeit für Radikalisierung" wurden daher die drei Anfälligkeitsdimensionen *Diskriminierung*, *Demokratiemisstrauen* und *Autoritarismus*. Durch die Sichtung einer Vielzahl von bewährten Messmethoden für diese Dimensionen wurde ein umfangreicher Pool von Items zusammengestellt. Diese Items wurden durch Expertendiskussionen und verschiedene Testverfahren sukzessive reduziert und beispielsweise auf Verständlichkeit überprüft, um ein möglichst valides und reliables Erhebungsinstrument zu konstruieren. Die finale Entwicklung und Evaluation dieser Skala zur Anfälligkeit für Radikalisierung wurde auf der Grundlage einer allgemeinen und zufällig ausgewählten Bevölkerungsbefragung in einer deutschen Großstadt durchgeführt.

1. Einleitung

Radikalisierung umfasst einen Prozess der zunehmenden Distanzierung von Normen und Werten des gesellschaftlichen Common-Sense (Zick & Böckler, 2015). Zentral für diese Rechtfertigung abweichenden Verhaltens ist die Legitimation durch ideologische Begründungen (Kurtenbach, 2021). Das bedeutet, dass Radikalisierung nur im Kontext des jeweils herrschenden Gesellschaftssystems zu verstehen ist (Zick, 2017, p. 23). Als radikal gelten demnach Personen oder Organisationen, die tiefgreifende gesellschaftliche und politische Veränderungen fordern, wenngleich sie das gegenwärtige System respektieren und Gewalt nicht unbedingt als legitimes Mittel zur Zielerreichung erachten (Frindte et al., 2011, p. 30). Bezogen auf das Individuum stellt Radikalisierung ein latentes Konstrukt dar, das individuell ausgeprägt sein kann. Das bedeutet, dass die Ausprägung von Radikalisierung nicht direkt, sondern nur indirekt über andere Verhaltensweisen und Einstellungen messbar ist. Eine Vielzahl unterschiedlicher Betrachtungsweisen von Radikalisierung geht daher qualitativ vor, um die zugrundeliegenden Sinnstrukturen nachzuvollziehen. Oftmals wird deshalb beispielsweise die Betrachtung von Biografien radikalierter Personen als probates Mittel herangezogen. Diese Vorgehensweise mag dabei einen erhellenden ersten Schritt zur substanziellen Ergründung des Phänomens darstellen, jedoch stellen multivariate Analysen einen bewährten Ansatz dar, um verallgemeinerbare Effekte, Dynamiken und (kausale) Mechanismen herauszuarbeiten (Skillicorn et al., 2012).

Im weiteren Verlauf werden Herausforderungen bei der Erfassung von Radikalisierung thematisiert sowie verschiedene theoretische Annahmen und dadurch begründete Dimensionen diskutiert, welche bei der Messung einer *Anfälligkeit für Radikalisierung* dienlich sein können. Darüber hinaus wird dezidiert die methodische Skalenkonstruktion dargestellt. Wir plädieren im Projekt für die Etablierung einer spezifischen Messung der Radikalisierungsanfälligkeit, die dem spezifischen Prozess der Radikalisierung vorgelagert, aber gleichzeitig unausweichlich damit verbunden ist. Dieser Herangehensweise liegt eine umfangreiche Literaturrecherche, der Austausch auf internationalen Tagungen und Gesprächen mit fachwissenschaftlichem Publikum, aber auch Personen aus der präventiven Praxis, zugrunde. Genauer wird dabei die Operationalisierungsmöglichkeit für Radikalisierungsanfälligkeit anhand von vier unterschiedlichen Dimensionen beleuchtet. *Diskriminierung*, *Demokratiemisstrauen* und *Autoritarismus* steuern dabei den zentralen und theoretisch fundierten Beitrag zum latenten Konstrukt der Radikalisierungsanfälligkeit bei, welcher um die Dimension der *ideologischen Aufladung* – in unserem Fall Formen extremer Religiosität – erweitert wird.

2. Theoretische Annahmen einer Radikalisierungsanfälligkeit

Radikalisierung weist als trennungsunscharfer Begriff einige definitorische Parallelen zu Begriffen wie Extremismus oder Terrorismus (Abay Gaspar et al., 2018, p. 3) auf, die jedoch bei einem eindeutigen Operationalisierungsvorhaben eher hinderlich sind. Ein zentraler Aspekt ist, dass Radikalisierung zum einen eine dynamische Prozesshaftigkeit aufweist und zum anderen einen Sachverhalt darstellt, vor dem Personen einer freiheitlich-demokratischen Grundordnung bewahrt werden sollten. Daraus ergibt sich, dass der Begriff der Radikalisierung erstens volatil ist und zweitens bei der Beantwortung von Radikalisierungsitems mit einer starken Ausprägung von sozialer Erwünschtheit zu rechnen ist, da von normativ abweichenden – radikalen – Einstellungen bzw. Verhaltensmustern auszugehen ist. Die Messung eines aktuellen Radikalisierungsgrads von Personen ist daher konzeptionell nicht vollends zufriedenstellend möglich und unzuverlässig. Es sind jedoch Anzeichen messbar, die auf den möglichen Beginn des Prozesses einer Radikalisierung hindeuten können (siehe Abbildung 1). Aufgrund dessen wird sich im weiteren Verlauf der Operationalisierung einer Messung von Anfälligkeit für Radikalisierung angenähert.

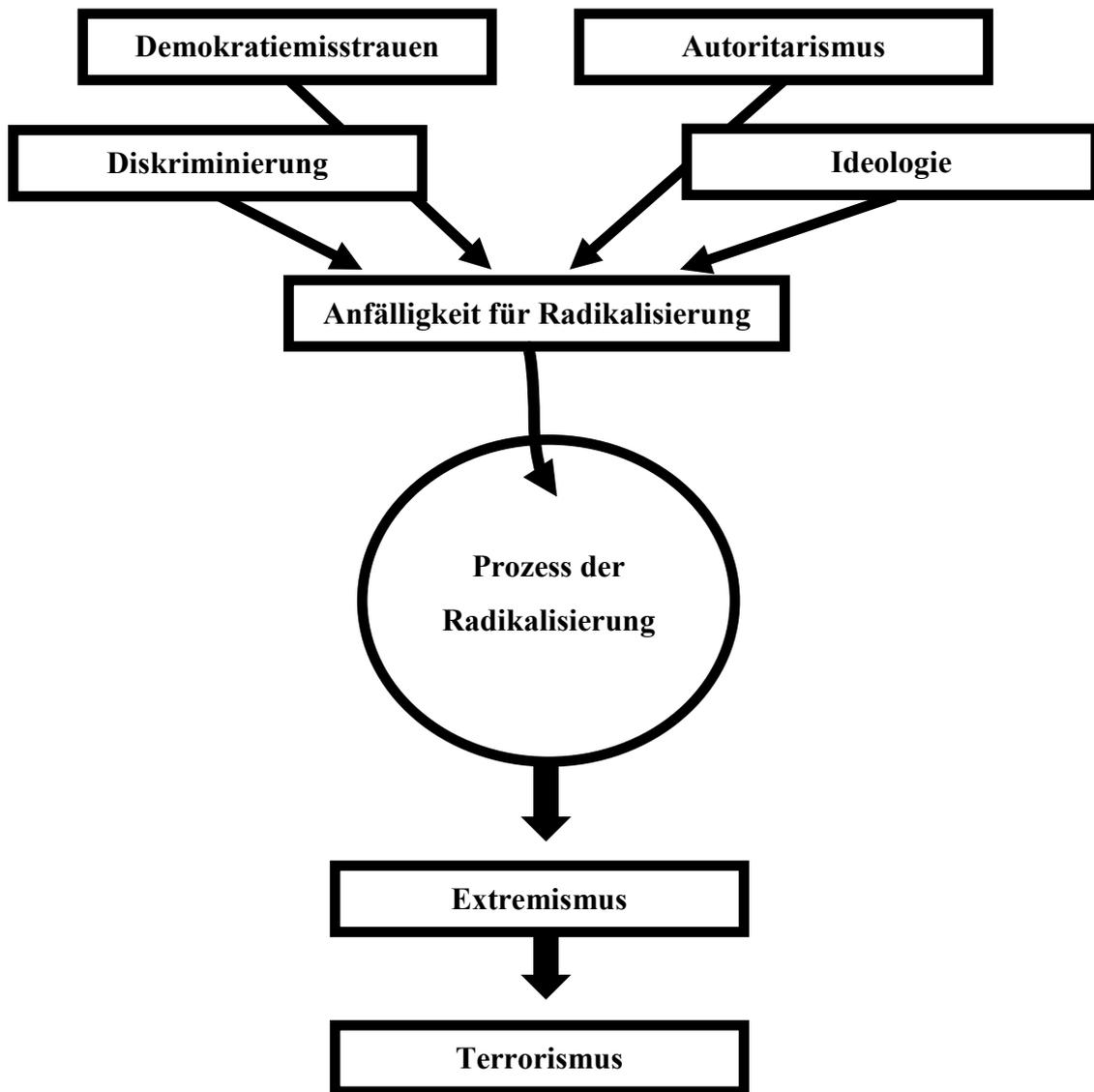


Abbildung 1: Anfälligkeit für Radikalisierung im Prozess der Radikalisierung

Aufgrund der theoretischen Schwierigkeit, direkte Formen der Radikalisierung in standardisierten Bevölkerungsbefragungen zu erfassen, wurde in einer umfangreichen qualitativen Studie verschiedene Einstellungen und Haltungen von Jugendlichen analysiert, um möglichen Aufschluss über eine Radikalisierung im neo-salafistischen Phänomenbereich zu erlangen (Kurtenbach et al., 2020). Die Untersuchung und die Aufarbeitung der wissenschaftlichen Literatur zeigten, dass bspw. die holistische Interpretation eines religiösen Fundamentalismus mit politischem Anspruch (Lyons-Padilla et al., 2015; Rezaei & Goli, 2010), die Unterstützung von fundamentalistischen Gruppierungen, sowie eine problematisierte Wahrnehmung des Islams in politischen und gesellschaftlichen Diskursen (Slootman et al., 2006), als mögliche Merkmale für eine Radikalisierung betrachtet werden können (Kurtenbach et al., 2020, p. 29). Die Religiosität von Jugendlichen per se sowie ein tieferes religiöses Selbst- oder Politikverständnis an sich tragen jedoch nicht zur Radikalisierung oder gar Gewaltakzeptanz bei (Kurtenbach et al., 2020; Weiss et al., 2016). Religiosität und auch eine

konservative Ausrichtung des Glaubens – unabhängig der Konfession – ist also etwas, was demokratische Gesellschaften aushalten müssen. Religiöser Glaube kann aber auch als politisches Instrument verwendet werden und zu einer ideologischen Aufladung der individuellen Handlungen führen, gerade wenn Religiosität zur Rekonstruktion einer verlorenen Identität genutzt wird (Dalgaard-Nielsen, 2010; Kurtenbach et al., 2020; Weiss et al., 2016). Religion wird dann zur politischen Ideologie, wenn religiöse Wertvorstellungen in extremistische Tendenzen abdriften und es zur Infragestellung und Alternativgestaltung zentraler gesellschaftlicher Normen im Einklang mit dem jeweiligen opponierenden Weltbild kommt.

Die Mechanismen, die einen solchen religiösen Fundamentalismus in Bezug auf den Islam begünstigen sind dabei divers und rangieren von einer holistischen Interpretation des Glaubens mit politischer Ausrichtung (Lyons-Padilla et al., 2015; Rezaei & Goli, 2010), der Unterstützung und Solidarität mit fundamentalistischen Gruppen (Lyons-Padilla et al., 2015) bis hin zur medialen Wahrnehmung des Islam als Problemfall im politischen Diskurs (Slootman et al., 2006). Wenn der Punkt erreicht ist, an dem Religion zu einer politischen Ideologie geworden ist, unterscheidet sich religiöser Extremismus in seinen sozialen Implikationen und Mechanismen wenig von anderen politischen Extremismen wie Formen des Rechts- oder Linksextremismus. Jede dieser diffusen Überkategorien des Extremismus erfüllt in der theoretischen Herleitung der Anfälligkeit für Radikalisierung einen ideologischen Sinngebungsmoment, welcher zentral für tatsächliche Ausrichtungen eines eventuell folgenden Radikalisierungsprozesses ist. Zum einen können es dann Vorurteile gegenüber „dem Westen“, die Abwertung anderer Menschengruppen durch bspw. Antisemitismus oder Antiziganismus sowie zum anderen eine generelle Akzeptanz ideologisch fundierter Gruppengewalt sein, in der sich eine extremistische Affinität zeigt (Frindte et al., 2011; Lyons-Padilla et al., 2015).

Die hohe Überschneidung mit Einstellungsmerkmalen einer extremistischen Ideologie stellt wenig verwunderlich eine Dimension in der Anfälligkeit für Radikalisierung dar. Überraschender erscheint es vielleicht, dass sie zwar hinreichend für eine Anfälligkeit ist, jedoch nicht notwendig erscheint. Von notwendigem Charakter sind hingegen die Dimensionen der *wahrgenommenen Diskriminierung*, des *Demokratiemisstrauens* sowie des *Autoritarismus*.

Wahrgenommene Diskriminierungserfahrungen beschreiben das Erleben oder Beobachten von Benachteiligung, Ungleichbehandlung oder Abwertung aufgrund von Merkmalen wie bspw. Geschlecht, Hautfarbe, Herkunft sowie sexuelle oder religiöse Orientierung. Diese Erfahrungen können sowohl auf individueller als auch auf struktureller Ebene stattfinden und werden für das Individuum oft als sehr belastend empfunden.

Forschungen zeigen, dass wahrgenommene Diskriminierungserfahrungen negative Auswirkungen auf die psychische Gesundheit haben können und zu einem Gefühl der Machtlosigkeit und der Einschränkung von Handlungsmöglichkeiten führen können (Slootman et al., 2006; von Lersner et al., 2015). Es ist damit die begründete Annahme vertretbar, dass Diskriminierungserfahrungen einen zentralen Mechanismus in der Anfälligkeit für Radikalisierung darstellen. Das Gefühl der Benachteiligung und des Ausgeschlossenseins kann dazu führen, dass Betroffene verstärkt nach einer Gruppe oder Gemeinschaft suchen, in der sie sich akzeptiert und verstanden fühlen. Insbesondere extremistische Gruppen nutzen diese Gefühlslage aus, um Menschen zu rekrutieren und ihre Ideologien zu verbreiten. Wahrgenommene Diskriminierung charakterisiert sich dabei über Abwertungen aufgrund der deutschen bzw. nicht deutschen Herkunft einer Person. Diese Abwertungen können dabei auf Basis von ökonomischen oder aber sozialen bzw. zwischenmenschlichen Erfahrungen geschehen.

Demokratiemisstrauen beschreibt ein Phänomen, bei dem Personen ein starkes Misstrauen gegenüber der Politik und politischen Prozessen empfinden. Dieses Misstrauen kann aus verschiedenen Gründen entstehen, wie bspw. aus Enttäuschung über unerfüllte politische Versprechen oder dem Gefühl, dass politische Entscheidungen nicht im Interesse der Bevölkerung oder einer entsprechenden Bevölkerungsgruppe getroffen werden. Oftmals fühlen sich Menschen nicht repräsentiert und haben das Gefühl, dass ihre Stimme nicht gehört wird (Richter et al., 2018; Zick et al., 2019, 2020; Ziemes & Jasper, 2017). Dies befeuert soziale Dynamiken, die zu einem Verlust des Vertrauens in die Demokratie und den politischen Prozess führen. Zusätzlich können weitere Spiralen der Entfremdung dazu beitragen, dass Bevölkerungsteile sich mit politischen Eliten überwerfen und diese als korrupt und illegitim betrachten. Solchen Entwicklungen liegen oft längerfristige Prozesse zugrunde, in denen es wiederholt zu gesellschaftlichen Enttäuschungen durch bspw. umfassende politische Skandale oder tiefgreifende Fehlentscheidungen gekommen ist. Demokratiemisstrauen ist gesamtgesellschaftlich problematisch, da es das Funktionieren der Demokratie unterminiert und die Entfremdung zwischen Regierenden und Regierten befeuern kann. Es bietet für so empfindende Personen oder Gruppen ein Einfallstor zur generellen Norm- und Werteerosion der Zivilgesellschaft. Auch ist anzunehmen, dass durch Demokratiemisstrauen bedingt die Öffnung für alternative Orientierungspunkte in Form extremistischer Ideologien steigt (Slootman et al., 2006). Die hier angestrebte Operationalisierung richtet sich dabei zum einen an Aspekten wie einer generellen Vertrauensbewertung staatlicher Institutionen als physische Repräsentanten. Zum anderen zielt ein weiterer Fokus auf Bewertungen von politischen

Persönlichkeiten sowie Parteien, die sinnbildlich für einen tatsächlich stattfindenden demokratischen Prozess stehen, mit dem sich nicht identifiziert wird.

Eng mit dem Misstrauen gegenüber demokratischen Einstellungsmerkmalen verbunden ist die Offenheit und Akzeptanz von Aspekten des Autoritarismus. Autoritarismus wird in der Sozialpsychologie, zum Beispiel bei Adorno (1950) und der *antidemokratischen Persönlichkeit*, als hohe Bereitschaft zu normkonformem Verhalten und Tendenz zur Unterwerfung bzw. Beherrschung schwächerer Personen verstanden. Ein über die Sozialpsychologie hinaus verbreitetes Konzept zur Messung von Autoritarismus, das u.a. von Altemeyer (1996) substanziell überarbeitet wurde, umfasst autoritäre Aggression und Unterwürfigkeit sowie Konventionalismus (Beierlein et al., 2014). Diese individuellen Trade-Offs sind zentrale Faktoren, die eine Öffnung für Formen des Autoritarismus ermöglichen und bei der Erklärung von rechtsextremen Einstellungsmustern erprobt wurden (Beierlein et al., 2014, p. 5).

Abstrahierend von dieser Erfassung von autoritärem Autoritarismus kann festgehalten werden, dass sich Autoritarismus formal auf die individuelle Akzeptanz einer starken Konzentration von Macht und Entscheidungsbefugnissen in den Händen weniger oder einzelner Personen bezieht. Dies wird in der Regel messbar durch das Vertrauen in die Führungsqualitäten einer spezifischen Gruppe oder Person und speist sich zum einen aus Enttäuschungen mit zu komplexen und umständlichen demokratischen Abläufen. Zum anderen aber auch durch einen überdurchschnittlich starken Wunsch nach Konformität mit geltenden sozialen Normen und Erwartungen. Dieser Wunsch kann sich beispielsweise in Forderungen nach einem drastischeren Durchgreifen in Form von härteren Gesetzen zeigen. Letzteres korrespondiert mit der Rückbesinnung auf traditionelle Werte, einem Mechanismus, der sowohl bei religiösem Fundamentalismus (Kurtenbach et al., 2020, p. 14) als auch bei rechtsextremen Weltanschauungen passt (Altemeyer & Altemeyer, 1996). Neben diesen diskutierten Aspekten sind außerdem der Gehorsam und Respekt gegenüber Vorgesetzten als wichtiges Charakteristikum autoritärer Wesenszüge zu nennen. Im Kontrast dazu ist das Rekurrenieren auf traditionelle Werte aber auch ein blinder Gehorsam nicht hilfreich bei der Ergründung linksextremer Formen. Daher ist die Universalität von Autoritarismus eingeschränkt, wenn es darum geht, die Anfälligkeit für Radikalisierung zu erfassen. Es ist dabei festzuhalten, dass linksextreme Einstellungen durch andere soziale Mechanismen und Dynamiken geprägt sind als religiöser oder rechter Extremismus¹. Deshalb ist eine kontextuelle Einordnung des zu

¹ Für die Diskussion von Formen *linkem Autoritarismus* sei an dieser Stelle auf Conway III et al. (2023) und Costello et al. (2022) verwiesen.

untersuchenden linken Phänomenbereichs unerlässlich. Es ist auch wichtig zu betonen, dass es nicht das Ziel ist, vollständige Formen eines autoritären Charakters zu messen, sondern es lediglich darum geht, Interferenzen einer autoritativen Sensibilität zu erfassen.

Abschließend zu diesen theoretischen Ausführungen ist zu betonen, dass die hier definierte Radikalisierungsanfälligkeit darauf ausgerichtet ist, die Tendenz und Neigung zu messen, mit der sich Gruppen oder Individuen einem Prozess der Radikalisierung eher zuwenden. Es bleibt jedoch der Unterschied zwischen selbst berichteten Einstellungen und dem tatsächlichen Verhalten einer Person oder Gruppe bestehen (Frindte et al., 2011, p. 119). Eine ausreichende nomologische Konstruktvalidität löst diesen Umstand nicht, da es immer noch um die Zustimmung oder Ablehnung von Einstellungsmerkmalen oder Handlungsabsichten geht und nicht um tatsächliches Verhalten. Im weiteren Verlauf wird es erst zu Thematisierung der Datengrundlage kommen, um im darauffolgenden Schritt genauer auf die Umsetzung der theoretischen Annahmen in die Skalenentwicklung und -konstruktion einzugehen.

3. Methodische Herangehensweise

4. Datengrundlage

Um statistisch begründbare Argumente für die Konstruktion der Anfälligkeitsskala in einer realistischen Umgebung zu liefern, wurde im Januar und Februar 2022 ein umfangreicher Pre-Test in Bremen durchgeführt. In einer ersten Vorbereitungsphase wurde Kontakt mit der Statistikstelle Bremens aufgenommen, um Zugang zu Daten der amtlichen Statistik zu erhalten. Diese Informationen wurden als kleinräumige Informationen über das Stadtgebiet sowie als Einordnungsvariablen verwendet. Das allgemeine Vorgehen lässt sich wie folgt skizzieren: Die Stadt Bremen verfügt über 88 Ortsteile. Für diese Ortsteile wurden folgende Informationen anhand der amtlichen Statistik erfragt:

- *Jugendquotient*
- *Anteil Alleinerziehende*
- *Arbeitslose (SGB III und SGB II)*
- *Zunahme bzw. Abnahme der Wahlbeteiligung zur vorangegangenen Wahl*
- *muslimischer Migrationshintergrund.*

Das Ziel war nicht nur, sich auf Basis der Geschlechter- und Altersverteilung einer repräsentativen Verteilung Bremens zu nähern, sondern auch *Kontexteffekte* zu kontrollieren, die sich aus Differenzen im Raum ergeben. Reine Industriegebiete oder vergleichbare Ortsteile ohne reale Wohnbevölkerung wurden von dieser Betrachtung ausgeschlossen. Um den Umfang

und den Aufwand für den Pre-Test zu reduzieren, wurde aus den 88 Ortsteilen in Bremen ein eingeschränktes Sample gezogen. Erstens wurde ein Fokus auf den Stadtteil Gröpelingen mit drei seiner fünf Ortsteile gelegt, nämlich *Lindenhof*, *Ohlenhof* und *Gröpelingen*. Die zugrundeliegende Vorannahme ist, dass Gröpelingen ein Stadtteil mit hoher Deprivation ist, gemessen beispielsweise an der Arbeitslosenquote. Um den Einfluss solcher Deprivationserfahrungen berücksichtigen zu können, wurde dieser Fokus gewählt. Zweitens wurden aus dem restlichen Stadtgebiet Ortsteile ohne spezifische Restriktion per Simple Random Sample gezogen. Dieses Sample umfasste die Ortsteile *Farge*, *Utbremen*, *Barkhof*, *Fähr-Lobbendorf*, *Sebaldsbrück*, *Mahndorf* und *Gete*. Schaubild 1 zeigt die geographische Verteilung der befragten Ortsteile, Tabelle 1 die aufgeführten Daten zur Sozialstruktur.

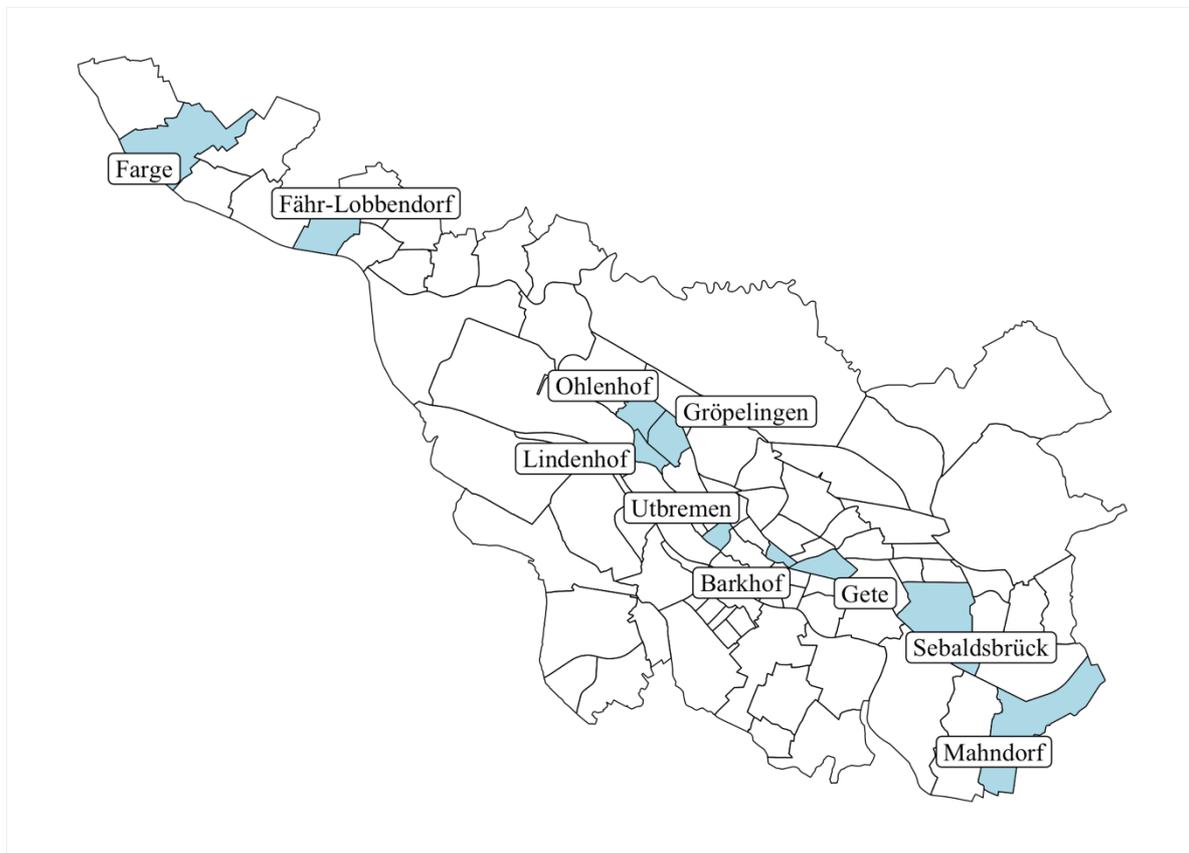


Abbildung 2 Untersuchungsortsteile in Bremen

Tabelle 1 Daten zur Sozialstruktur der untersuchten Ortsteile in Bremen

Ortsteil	Jugend- quotient (%)	Allein- erziehende (%)	Arbeitslose (%)	Wahlbeteilig- ung (%)	Migrations- hinterg. (%)
Gröpelingen	33,2	39,1	27,8	-1,1	35,8
Lindenhof	28,7	29,1	24,9	0,4	32,6
Ohlenhof	32,8	30,5	27,9	-0,1	36,9
Farge	27,9	29,8	13,2	3,7	9,8
Utbremen	26,7	30,1	13,9	1,9	25,2
Barkhof	15,7	18,6	4,7	3,5	5,6
Fähr-Lobbendorf	24,9	33,3	17,4	0,9	20,3
Sebaldsbrück	24,8	23,9	10,0	1,7	19,9
Gete	21,7	19,6	4,7	2,5	5,1
Mahndorf	29,8	23,6	8,2	3,1	16,2

Note: Datengrundlage basiert auf einer Anfrage beim Statistischen Landesamt Bremen von 2021. Eine genaue Beschreibung der Zusammensetzung der Variablen ist dem Fließtext zu entnehmen.

In diesen Ortsteilen wurde per Flyer zur digitalen Teilnahme am Fragebogen für die allgemeine Bevölkerung aufgerufen. Dabei wurde angestrebt, flächendeckend in jedem Privathaushalt der jeweiligen Wohnbevölkerung einen Flyer zu verteilen. Es konnten dabei circa 15.000 Befragungsaufrufe verteilt werden. Eine Erinnerung zur Befragungsteilnahme gab es dabei nicht, sodass eine sehr geringe Rücklaufquote von 2,35% zu verbuchen ist. Einen Rücklauf der Befragungsteilnahmen nach Ortsteilen schlüsselt Tabelle 2 auf. Für die weitere Analyse wurden zehn Fälle ausgeschlossen, sodass im weiteren Verlauf auf eine Gelegenheitsstichprobe mit einem n von 343 Befragungspersonen zurückgegriffen wird.

Tabelle 2 Rücklauf der Befragungsteilnahmen nach Ortsteilen

Ortsteil	N	Anteil (%)
Gröpelingen	58	16,91
Lindenhof	14	4,08
Ohlenhof	7	2,04
Farge	15	4,37
Utbremen	9	2,62
Barkhof	57	16,62
Fähr-Lobbendorf	56	16,33
Sebaldsbrück	2	0,58
Gete	57	16,62
Mahndorf	17	4,96
in einem anderen Ortsteil	22	6,41
Keinen Ortsteil genannt	29	8,45
<i>Total</i>	343	100

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343).

Die Befragung ergab, dass von diesen 343 Teilnahmen, 59,5% männlich und 40,5% weiblich waren. Zudem gaben 80,2% der Befragten an, in Deutschland geboren zu sein, während 9,3% ein anderes Geburtsland angaben. Die restlichen 36 Teilnahmen machten zu dieser Frage keine Angabe. Bezüglich des Alters ergab die Auswertung, dass der Durchschnitt bei etwa 56 Jahren lag, wobei die jüngste Person 17 Jahre alt und die älteste Person 86 Jahre alt war. Die Standardabweichung betrug 14,1 Jahre. In Bezug auf den höchsten Bildungsabschluss gaben 37,3% der Teilnehmer einen Hochschulabschluss an, 43,7% hatten Abitur bzw. die Fachhochschulreife und lediglich 5,2% hatten keinen Schulabschluss oder nur einen Hauptschulabschluss. Die Auswertung der Befragungsangaben zeigt auch, dass 26,8% der Befragten angaben, Vollzeit erwerbstätig zu sein, während 17,2% dies Teilzeit nannten. 22,2% waren arbeitslos bzw. arbeitssuchend und 21,3% waren in Rente oder Pension. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Befragung in Bremen ein breites Spektrum an Informationen zu Geschlecht, Geburtsland, Alter, Bildung sowie aktueller Tätigkeit liefert. Eine vollständige Übersicht über die soziodemographischen Merkmale, die das Sample beschreiben, liefert Tabelle 3.

Tabelle 3 Deskriptive Statistik der soziodemographischen Merkmale

<i>Merkmal</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
Geschlecht					
<i>Weiblich</i>	139	.40	.49	0	1
<i>Männlich</i>	204	.59	.49	0	1
Herkunft					
<i>In Deutschland geboren</i>	275	.80	.39	0	1
<i>Nicht in Deutschland geboren</i>	32	.09	.29	0	1
<i>Keine Angabe</i>	36	.10	.30	0	1
Religionsgemeinschaft					
<i>Christlich</i>	160	.46	.49	0	1
<i>Muslimisch</i>	4	.01	.10	0	1
<i>Keine Religionsgemeinschaft</i>	179	.52	.50	0	1
Alter	343	55.91	14.14	17	86
Höchster Bildungsgrad					
<i>Noch in Schule</i>	1	.00	.05	0	1
<i>Keinen Abschluss</i>	2	.00	.07	0	1
<i>Hauptschule o. v.</i>	16	.04	.21	0	1
<i>Realschule o. v.</i>	46	.13	.34	0	1
<i>Abitur o. v.</i>	150	.43	.49	0	1
<i>(Fach)Hochschulabschluss</i>	128	.37	.48	0	1
Aktuelle Tätigkeit					
<i>Vollzeit erwerbstätig</i>	92	.26	.44	0	1
<i>Teilzeit erwerbstätig</i>	59	.17	.37	0	1
<i>Geringfügig beschäftigt</i>	18	.05	.22	0	1
<i>Arbeitslos/ arbeitssuchend</i>	76	.22	.41	0	1
<i>Hausfrau/mann</i>	11	.03	.17	0	1
<i>Rente/ Pension</i>	73	.21	.40	0	1
<i>Schule</i>	3	.00	.09	0	1
<i>Studium</i>	8	.02	.15	0	1
<i>Ausbildung</i>	3	.00	.09	0	1

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt ($n = 343$).

5. Datenaufbereitung

Da bei der Befragung keine allgemeine Antwortpflicht gegeben war, gab es partiell immer wieder fehlende Werte. Das Vorkommen der fehlenden Daten lieferte jedoch keinen Schluss auf eine Strukturhaftigkeit, sodass von einem *missing completely at random* ausgegangen wird (Rubin, 1987). Die fehlenden Werte sind somit zufällig und unabhängig von den beobachteten oder nicht beobachteten Variablen generiert. Das bedeutet, dass das Fehlen von Daten nicht mit anderen Variablen oder der Stichprobe selbst zusammenhängt, sondern an anderen Gründen festzumachen ist. Auf Basis dieses Umstandes wurde sich dazu entschlossen fehlende Daten durch multiple Imputation zu ersetzen. Dies wurde unter Berücksichtigung von *R* durch das *missRanger* Paket durchgeführt. Diese Funktion verwendet den Random Forest-Algorithmus, um fehlende Werte in einem Datensatz zu imputieren. Dabei basiert das Verfahren auf einer Random Forest-Vorhersage für jede fehlende Angabe und schätzt eine Verteilung für den imputierten Wert.

6. Skalenentwicklung

In Anlehnung an das vierstufige Prozedere der Skalenentwicklung bei Netemeyer et al. (2011) dienten die theoretischen Überlegungen, die unter Abschnitt 2.1 dargelegt wurden, im nun folgenden Kapitel als Basis für die Definition eines ersten Fragenpools. Hierzu wurde eine umfangreiche Recherche an Befragungsinstrumenten durchgeführt, die sich Aspekten der diskutierten Dimensionen zuordnen lassen. Im Zuge dessen wurde sich u. a. an der Verwendung einfach verständlicher Begriffe, dem Vermeiden langer und komplexer Fragestellungen sowie doppelter Verneinungen orientiert (Porst, 2014, p. 99 ff.). Darauf folgende Diskussionsrunden mit Expertinnen und Experten führten zu einer ersten Vorselektion von Items, sodass 24 Fragestellungen für einen kognitiven Pre-Test und Tiefeninterviews mit Schülerinnen und Schülern aus dem Münsterland sowie Studierenden der Fachhochschule Münster berücksichtigt wurden. Die daraus resultierenden Erfahrungen und Modifizierungen flossen in die Vorbereitung der unter Abschnitt 3.1 dargestellten Gelegenheitsstichprobe in Bremen ein. Für die Dimensionen wahrgenommene Diskriminierung und Demokratiemisstrauen wurden jeweils sechs, für die Subskala des Autoritarismus vier sowie für die der extremen Religiosität acht Fragestellungen herausgearbeitet, siehe Tabelle 4 für einen ersten deskriptiven Überblick der Items samt Fragen. Angestrebt war es, den Fragenumfang pro Dimension auf vier zu reduzieren, um die Komplexität der Gesamtskala nicht unnötig zu erhöhen. Die Antwortmöglichkeiten waren eine fünfteilige Likert-Skala, rangierend von erstens *Stimme gar nicht zu*, *Stimme eher nicht zu*, über *Teils/teils*, bis hin zu *Stimme eher zu* und fünftens *Stimme*

voll zu. Als Vorbereitung für die Skalenkonstruktion wurden alle positiv formulierten Items einer jeweiligen Dimension umkodiert, sodass alle Variablen eine gleiche Richtung aufweisen. Im weiteren Verlauf der Skalenkonstruktion wird wie folgt verfahren: Da sich lediglich vier Personen einer muslimischen Glaubensrichtung und 160 Personen einer christlichen Glaubensrichtung zugeordnet haben, kann bei den Fragen zu Formen extremer Religiosität allenfalls ein christlicher Fundamentalismus untersucht werden. Ein Bezug zum Phänomenbereich des Islamismus bzw. Neo-Salafismus kann bei dieser Datengrundlage nicht hergestellt werden. Dies ist insofern nicht von gravierender Problematik, da unter Abschnitt 2.1 bereits diskutiert wurde, dass es sich bei der ideologischen Dimension um eine hinreichende, aber keine notwendige Bedingung für die Anfälligkeit von Radikalisierung handelt. Ein weiterer Aspekt, der adressiert werden muss, ist der Umstand, dass 179 Personen sich keiner Religionsgemeinschaft zugeordnet haben und somit das Sample, welches für die Indexbildung auf Basis der vier Dimensionen verwendet werden kann, auf ein $n = 164$ Personen schrumpft. Es wird sich deshalb in der Skalenkonstruktion von Anfälligkeit für Radikalisierung (AnRa) primär auf die drei Dimensionen der *Formen wahrgenommener Diskriminierung*, *Formen des Demokratiemisstrauens* und *Formen von Autoritarismus* bezogen und somit eine genaue phänomenspezifische Ausrichtung ausgeklammert. Eine analoge Analyse des *AnRa-Indexes* mit *Formen extremer Religiosität* findet sich in reduzierter Ausführung im Anhang A.

Tabelle 4 Deskriptive Statistik der AnRa Fragestellungen nach Dimension

<i>Fragestellung</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>a Formen extremer Religiosität</i>					
Q15_1 Die Befolgung der Gebote meiner Religion ist für mich wichtiger als die Gesetze des Staates, in dem ich lebe.	164	1.47	.81	1	5
^b Q15_2 Ich kann meine Religion im Rahmen der Gesetze des Staates ausleben.	164	4.83	.47	2	5
Q15_3 Auch andere Religionen haben ihre Berechtigung und sind zu achten.	164	4.50	.88	1	5
Q15_4 Meine Religion ist die einzig wahre Religion. Es soll keine andere neben ihr geben.	164	1.26	.75	1	5
Q15_5 Man kann mit Menschen, die einer anderen Religion angehören, befreundet sein.	164	4.84	.51	1	5
Q15_6 Andersgläubige sind Sünder, daher kann man nicht mit ihnen befreundet sein.	164	1.06	.45	1	5
Q15_7 Gläubige anderer Religionen sind weniger wert.	164	1.15	.59	1	5
^b Q15_8 Auch jemand, der nicht religiös ist, kann ein guter Mensch sein.	164	4.95	.24	3	5
<i>c Formen wahrgenommener Diskriminierung</i>					
Q16_1 Ich wurde aufgrund meiner nicht deutschen Herkunft schon ungerecht behandelt, beleidigt oder beschimpft.	343	2.03	1.16	1	5
Q16_2 Wenn ich mich mit anderen in Deutschland vergleiche, werde ich im Großen und Ganzen gerecht behandelt.	343	4.02	.81	1	5
Q16_3 Die wirtschaftliche Lage der hier lebenden Personen mit nicht deutscher Herkunft ist schlechter als die wirtschaftliche Lage von Personen mit deutscher Herkunft.	343	2.18	1.05	1	5
Q16_4 Es gibt keinen nennenswerten Unterschied zwischen der wirtschaftlichen Lage von Personen mit nicht deutscher Herkunft und der wirtschaftlichen Lage von Personen mit deutscher Herkunft.	343	2.53	.94	1	5
Q16_5 Ich habe öfter das Gefühl, dass ich aufgrund meiner nicht deutschen Herkunft schlechter behandelt werde als andere.	343	1.50	.94	1	5
Q16_6 Gefühlt werden Personen mit nicht deutscher Herkunft grundsätzlich so wie alle anderen auch behandelt.	343	2.86	.96	1	5

Fortsetzung der Tabelle auf nächster Seite

Fortsetzung der vorangegangenen Tabelle

<i>Fragestellung</i>	<i>N</i>	<i>Mean</i>	<i>SD</i>	<i>Min</i>	<i>Max</i>
<i>Formen von Demokratiemisstrauen</i>					
Q17_1 Ich halte die Demokratie ganz allgemein für eine gute Staatsform.	343	4.76	.60	1	5
Q17_2 Es gibt bessere Staatsformen als die der Demokratie.	343	1.45	.79	1	5
Q17_3 Alles in allem vertraue ich den staatlichen Institutionen wie Behörden, Gerichten und Universitäten in Deutschland.	343	3.90	.85	1	5
Q17_4 Gegenüber staatlichen Einrichtungen und Institutionen kann man nicht vorsichtig genug sein.	343	2.26	.90	1	5
Q17_5 Von den Politikern im Bundestag fühle ich mich alles in allem gut vertreten.	343	2.92	.93	1	5
Q17_6 Die demokratischen Parteien zerreden alles und lösen die Probleme nicht.	343	2.80	.98	1	5
<i>Formen von Autoritarismus</i>					
Q18_1 Wir brauchen eine starke politische Persönlichkeit, die Entscheidungen trifft.	343	2.79	1.05	1	5
Q18_2 Ich fände es gut, wenn in Deutschland bestimmte Straftaten härter bestraft würden.	343	3.40	1.04	1	5
Q18_3 Im Großen und Ganzen reichen die aktuellen Gesetze zur Bestrafung von Straftaten in Deutschland aus.	343	3.50	1.06	1	5
Q18_4 Zu den wichtigsten Eigenschaften, die jemand haben sollte, gehören Gehorsam und Respekt vor dem Vorgesetzten.	343	2.32	.99	1	5

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343).

^a Fragen zu *Formen extremer Religiosität* wurden nur Personen gezeigt, die sich einer Religionsgemeinschaft zugeordnet haben.

^b Spannweite der Antwortskala nicht vollends ausgeschöpft.

^c Wording wird an den entsprechenden Stellen je nach Herkunft (gemessen über den Geburtsort der Eltern) an *deutsche* bzw. *nicht deutsche Herkunft* angepasst.

7. Skalenkonstruktion

Um den Basis AnRa-Index zu erstellen, wurde auf die Verwendung einer explorativen Faktorenanalyse (EFA) mit Hauptkomponentenfaktorenmethode (PCF) in *Stata 17* zurückgegriffen. EFA ist eine multivariate statistische Methode zur Identifikation von latenten Variablen, die die Variation in einer Menge von beobachteten Variablen erklären (Cudeck, 2000). Sie zielt darauf ab, die Anzahl der Faktoren zu bestimmen, die notwendig sind, um die gemeinsame Varianz in den beobachteten Variablen zu erfassen. EFA wird in verschiedenen

Disziplinen eingesetzt, um komplexe Zusammenhänge zwischen Variablen zu untersuchen und die Dimensionalität von Befragungsdaten zu reduzieren. Sie stellen damit ein nützliches Instrument zur Datenreduktion und zur Identifikation von Strukturen in erhobenen Datensätzen dar. Die hier verwendete EFA wurde mit einer obliquen Rotation mit der Promax-Methode durchgeführt. Die oblique Rotation ist eine Methode zur Rotation der Faktoren, die es erlaubt, dass die einzelnen Faktoren miteinander korrelieren. Im Gegensatz zur orthogonalen Rotation, bei der die Faktoren als unabhängig voneinander betrachtet werden, erlaubt die oblique Rotation, dass die Faktoren miteinander in Beziehung stehen können. Die oblique Rotation wird verwendet, wenn angenommen werden muss, dass die Faktoren nicht unabhängig voneinander sind, sondern eine gegenseitige Abhängigkeit aufweisen. Die Wahl der obliquen Rotation ist dabei durch die theoretische Annahme begründet, dass die einzelnen Dimensionen nicht absolut trennscharf voneinander sind, da Formen des Autoritarismus durchaus mit Formen des Demokratiemisstrauens, aber auch mit Formen der wahrgenommenen Diskriminierung korrelieren können. Eine Darstellung der Korrelationen der einzelnen Items der jeweiligen Dimension zeigt Tabelle 1 im Anhang B.

In der EFA wurden alle Items der drei Dimensionen zusammengefasst verwendet. Die zuerst berechnete EFA ohne Rotierung lieferte vier Faktoren auf Basis des Kaiser-Kriteriums mit einem Eigenwert >1 . Diese vier extrahierten Items erklären damit jeweils mehr Varianz als eine einzelne Variable für sich genommen. Die Betrachtung des Scree-Plots fällt dabei uneindeutiger aus und deutet sogar eher auf eine zwei-Faktoren-Lösung hin, da nach dem zweiten Faktor ein deutlicher Knick zu erkennen ist, siehe dazu Abbildung 3. Das bedeutet, dass der Eigenwert des Faktors vor diesem Punkt sehr groß ist und die folgenden danach schnell abnehmen. Dieser Knick im "Ellenbogen" ist somit ein Indikator für den Punkt, an dem die Hinzunahme weiterer Faktoren nur noch einen geringen zusätzlichen Beitrag zur Varianzaufklärung leistet. Das Kaiser-Kriterium und der Scree-Plot liefern somit uneindeutige Schlussfolgerungen in Bezug auf die zu extrahierende Wahl der Faktorenanzahl.

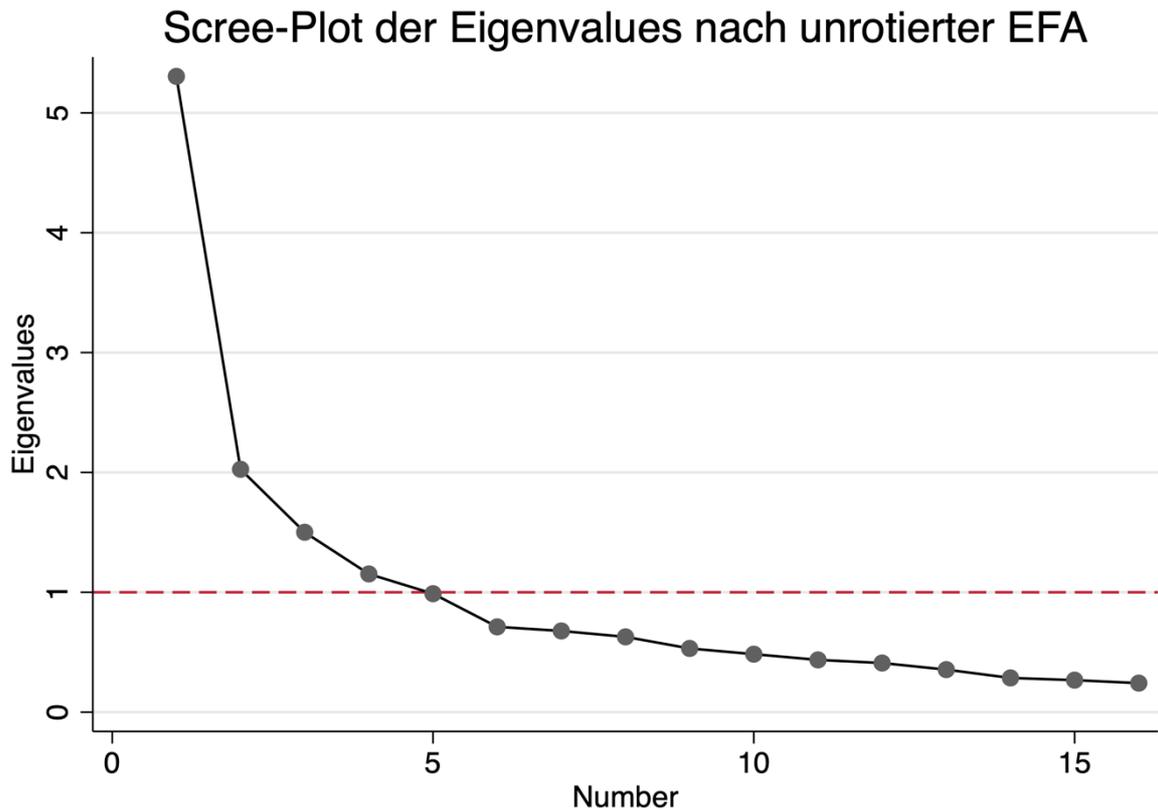


Abbildung 3 Scree-Plot der Eigenvalues nach nicht rotierter EFA

Die Faktorladungen in Tabelle 5 repräsentieren die Beziehung zwischen den beobachteten Variablen und den extrahierten Faktoren nach der obliquen Rotation. Auch hier ergibt sich eine vier-Faktoren-Lösung mit veränderten Eigenwerten. Die ersten drei Faktoren erklären mit einem Eigenwert >3 deutlich mehr Varianz als der vierte Faktor, der einen Eigenwert von 1.78 aufweist. Generell ist festzuhalten, dass eine höhere Ladung eine stärkere Beziehung zwischen der Variable und dem Faktor anzeigt. Für eine bessere Übersicht wurden Ladungen $<.4$ ausgeblendet. Die Uniqueness-Werte in der letzten Spalte zeigen den Anteil der Varianz jeder Variable, der nicht durch die gemeinsamen Faktoren erklärt wird. Ein hoher Uniqueness-Wert – nahe 1 – bedeutet, dass ein großer Teil der Varianz einer Variable einzigartig ist und nicht durch die gemeinsamen Faktoren erklärt werden kann. Zusammenfassend kann gesagt werden, dass die Uniqueness der einzelnen Variablen moderat ausfällt, was den Schluss zulässt, dass alle Variablen einen substanziellen Beitrag zu den Faktoren leisten.

Tabelle 5 Faktorladungen und Eigenwerte der rotierten vier-Faktoren-Lösung

<i>Variable</i>	<i>Faktor 1</i>	<i>Faktor 2</i>	<i>Faktor 3</i>	<i>Faktor 4</i>	<i>Uniqueness</i>
Q16_1		0.8165			0.3533
Q16_2		0.5288			0.4388
Q16_3		0.7529			0.4105
Q16_4				0.8633	0.2895
Q16_5		0.8191			0.2145
Q16_6				0.8084	0.2947
Q17_1	0.6637				0.5586
Q17_2	0.6190				0.5915
Q17_3	0.7718				0.3845
Q17_4	0.7422				0.4264
Q17_5	0.7768				0.3370
Q17_6	0.7471				0.3298
Q18_1			0.6817		0.4089
Q18_2			0.8444		0.2778
Q18_3			0.8174		0.2615
Q18_4			0.6094		0.4380
<i>Eigenvalues</i>	4.36311	3.46547	3.21410	1.78479	

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343); Faktorladungen <.4 nicht dargestellt; Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Bei der inhaltlichen Interpretation der Faktorladungen zeigt sich, dass der Faktor 1 am stärksten auf Variablen lädt, die Formen des Demokratiemisstrauens charakterisieren und somit dieses latente Konstrukt widerspiegeln. Bei genauerer Betrachtung der einzelnen Variablen und ihres Beitrags zum Faktor ist zu erwähnen, dass Q17_1 und Q17_2 im direkten Vergleich schwächer auf dem latenten Konstrukt laden und ihre Uniqueness mit >.5 näher an 1 liegt als bei den anderen Q17-Variablen. Um den Umfang der AnRa-Skala zu reduzieren, wurde auf Basis dieser Kennzahlen und Interpretation beschlossen, Q17_1 und Q17_2 für die weitere Verwendung der AnRa-Skala nicht zu berücksichtigen. Der zweite Faktor lädt ausschließlich auf Items, die dem latenten Konstrukt der wahrgenommenen Diskriminierung zugeordnet sind. Die betreffenden Variablen laden durchweg relativ stark auf diesem Faktor, wobei das Item Q16_2 mit einer Faktorladung von circa .528 die niedrigste Ladung aufweist. Auch die Werte der Uniqueness fallen allesamt niedriger als .5 aus, was darauf hindeutet, dass ein großer Teil der Varianz der beobachteten Variablen durch den gemeinsamen Faktor erklärt wird. Es ist festzustellen, dass die Q16-Items nicht einheitlich auf einem Faktor laden. Q16_4 und Q16_6 laden am deutlichsten auf einem vierten Faktor. Es wird sich bei der Interpretation der Faktorladungen auf Formen der wahrgenommenen Diskriminierung bezogen, die im Wording

auf eine individuelle Ebene schließen lassen und durch das Item Q16_3 auch eine Form der allgemeinen und gruppenbezogenen Wahrnehmung von Diskriminierung umfasst. Auf Basis theoretischer Überlegungen wurde entschieden, Q16_4 und Q16_6 in der Bildung der AnRa-Skala nicht zu berücksichtigen. Der dritte Faktor lädt substantiell ausschließlich auf Variablen, die Formen von Autoritarismus zugeordnet werden können. Hier verhalten sich alle Items der theoretischen Annahme entsprechend und sind auch in Bezug auf die Faktorladung und Uniqueness überzeugend, sodass an dieser Konstellation nichts verändert wird. Tabelle 6 zeigt die Faktoren und Faktorladungen nach der Reduzierung der Items.

Tabelle 6 Faktorladungen und Eigenwerte der rotierten drei-Faktoren-Lösung nach Item-Reduzierung

<i>Variable</i>	<i>Faktor 1</i>	<i>Faktor 2</i>	<i>Faktor 3</i>	<i>Uniqueness</i>
Q16_1		0.7973		0.3690
Q16_2		0.5692		0.4261
Q16_3		0.7299		0.4300
Q16_5		0.8408		0.2050
Q17_3	0.8308			0.2909
Q17_4	0.7406			0.4114
Q17_5	0.8447			0.2800
Q17_6	0.7258			0.3303
Q18_1			0.7739	0.4040
Q18_2			0.7660	0.3291
Q18_3			0.7179	0.3303
Q18_4			0.7236	0.4093
<i>Eigenvalues</i>	3.63812	3.17553	3.08400	

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343); Faktorladungen <.4 nicht dargestellt; Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Die drei so identifizierten Faktoren sind konsistent mit den theoretischen Annahmen der drei zugrundeliegenden Dimensionen und bilden jeweils unterschiedliche Aspekte der unter Abschnitt 2.1 definierten Anfälligkeit für Radikalisierung ab. Um einen zentralen Index zu erstellen, der die Gesamtwirkung dieser Aspekte auf das untersuchte Phänomen darstellt, werden die drei Faktoren gleichgewichtet aufaddiert. Die Entscheidung, die Faktoren gleich gewichtet zu kombinieren, basiert auf unserer Annahme, dass jeder Faktor in gleichem Maße zum zentralen Index beiträgt. Dieser Ansatz ermöglicht es, die gemeinsame Wirkung der drei Faktoren in einem einzigen Maß zu erfassen, das für weitere Analysen und Interpretationen verwendet werden kann. Dabei wurde sorgfältig geprüft, ob die theoretische Begründung für

das Zusammenfassen der Faktoren in dem hier vorgesehenen Forschungskontext angemessen ist, um sicherzustellen, dass die Ergebnisse valide und aussagekräftig sind.

8. Reliabilitätstest

Um eine aussagekräftige Beurteilung der AnRa-Skala zu gewährleisten, wird zum einen die Reliabilität des Index durch das Cronbachs Alpha bestimmt. Zum anderen wird das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium (KMO) zur Beurteilung der Eignung der verwendeten Items für eine Faktorenanalyse herangezogen. Das Cronbachs Alpha gibt an, wie konsistent die Ergebnisse einer Messung sind und kann als ein Indikator für die Reliabilität gesehen werden (Cronbach & Meehl, 1955). Die Skalen-Reliabilität wird oft mithilfe des Cronbachs Alpha-Koeffizienten berechnet, der angibt, wie gut die Items oder Fragen einer Skala miteinander korrelieren. Ein Cronbachs Alpha-Koeffizient von 0,7 oder höher gilt in der Regel als Indikator für eine ausreichend hohe Skalen-Reliabilität. Eine hohe Skalen-Reliabilität ist wichtig, da unzuverlässige Messungen zu Fehlern in der Datenauswertung und somit zu falschen Schlussfolgerungen führen können. Daher ist es notwendig, die Skalen-Reliabilität bei der Entwicklung und Verwendung von Skalen in allgemeine Bevölkerungsbefragungen zu berücksichtigen und gegebenenfalls Maßnahmen zu ergreifen, um die Zuverlässigkeit zu erhöhen. Tabelle 7 stellt die Cronbachs Alpha-Koeffizienten der ersten nicht reduzierten Vier-Faktoren-Lösung sowie der reduzierten Drei-Faktoren-Lösung gegenüber. Bei der Betrachtung der Cronbachs Alpha Werte in Bezug zu den jeweiligen Variablen kann abgelesen werden, inwiefern sich der Reliabilitätstest verändert, wenn die betreffende Variable nicht berücksichtigt würde, unter der Annahme, dass alle anderen Variablen weiterhin verwendet werden. Es zeigt sich, dass die AnRa-Skala durch die Überlegungen im Abschnitt 4.1 auch in Bezug auf das Cronbachs Alpha um für die Skala unpassende Variablen Q16_4 und Q16_6 reduziert wurde. Der Ausschluss der Items Q17_1 und Q17_2 bedeuten zwar keine Verbesserung des gesamten Cronbachs Alpha, tendenziell sogar eher eine Verschlechterung, jedoch sind hier die theoretischen Annahmen stärker zu gewichten, weshalb die Reduzierung um die besagten Variablen bestehen bleibt. Betrachtet man im Vergleich das gesamte Abschneiden der jeweiligen Faktorenanalysen in Bezug auf das Cronbachs Alpha, ist festzustellen, dass der Koeffizient in der reduzierten Lösung mit .8567 marginal besser abschneidet als in der nichtreduzierten Faktorenanalyse mit .8504. Der Ausschluss von Q17_1 und Q17_2 zieht die Gesamtbewertung des Cronbachs Alpha also nicht maßgeblich in Mitleidenschaft. Bei der Betrachtung des KMO ist eine ähnliche Bewertung vorzunehmen: Gerade die KMO-Werte für Q16_4 und Q16_6 sind $< .7$, sodass auch nach dieser Kennzahl

eine eher verminderte Eignung der besagten Variablen für die Faktorenanalyse angenommen werden muss. Zwar zeigt ein hoher KMO-Wert (üblicherweise größer als .6) an, dass die Daten für die Faktorenanalyse oder Hauptkomponentenanalyse geeignet sind, da ein beträchtlicher Anteil der Varianz durch die gemeinsamen Faktoren erklärt werden kann (Kaiser & Rice, 1974). Auf der anderen Seite deutet ein niedriger KMO-Wert darauf hin, dass die Daten für die Faktorenanalyse weniger geeignet sind, da ein großer Teil der Varianz einzigartig für die einzelnen Variablen ist und nicht durch gemeinsame Faktoren erklärt werden. Die beschriebene KMO-Grenze wird nur von der Variable Q16_4 nicht eingehalten. Die Entscheidung, die genannten vier Items auszuschließen, basiert auf den theoretischen Annahmen und der Tatsache, dass sie im Vergleich zu den anderen Variablen der entsprechenden Dimension schlechter abschneiden.

Tabelle 7 Cronbachs Alpha und Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizienten vor und nach dem Reduzieren der Items

<i>Variable</i>	<u>Cronbachs Alpha</u>		<u>Kaiser-Meyer-Olkin</u>	
	<i>Nicht reduziert</i>	<i>Reduziert</i>	<i>Nicht reduziert</i>	<i>Reduziert</i>
Q16_1	0.8418	0.8497	0.8195	0.8096
Q16_2	0.8393	0.8498	0.8668	0.8487
Q16_3	0.8424	0.8489	0.8758	0.9072
Q16_4	0.8624		0.5569	
Q16_5	0.8327	0.8384	0.8042	0.7781
Q16_6	0.8515		0.6682	
Q17_1	0.8413		0.8129	
Q17_2	0.8414		0.8442	
Q17_3	0.8363	0.8430	0.8581	0.8487
Q17_4	0.8366	0.8445	0.8871	0.8868
Q17_5	0.8338	0.8416	0.8639	0.8513
Q17_6	0.8338	0.8381	0.8790	0.8708
Q18_1	0.8469	0.8518	0.8635	0.8515
Q18_2	0.8403	0.8445	0.8130	0.8151
Q18_3	0.8367	0.8409	0.8213	0.8235
Q18_4	0.8503	0.8561	0.7977	0.8190
Gesamt	0.8504	0.8567	0.8319	0.8402

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343); Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Abschließend ist die reduzierte Drei-Faktoren-Lösung der AnRa-Skala als ein zuverlässiger Index zu bewerten, da das Cronbachs Alpha mit .8567 über dem allgemein akzeptierten Schwellenwert von .7 liegt und damit eine hohe interne Konsistenz der Variablen innerhalb des

Index zeigt. Das bedeutet, dass die Variablen, die die Skala bilden, gut zusammenpassen und konsistent sind. Der hohe Wert des Cronbachs Alphas ist ein Hinweis auf die Zuverlässigkeit der Messung. Der KMO von .8402 liegt im Bereich von .8 bis .9 und zeigt an, dass die Daten für die Faktorenanalyse sehr gut geeignet sind. Ein KMO-Wert in diesem Bereich bedeutet, dass ein beträchtlicher Anteil der Varianz in den beobachteten Variablen durch die gemeinsamen Faktoren erklärt werden kann. Das bedeutet, dass die Faktorenanalyse wahrscheinlich aussagekräftige und nützliche Ergebnisse liefert.

9. Validität

Um die Validität zu überprüfen, inwieweit die AnRa-Skala tatsächlich die theoretischen Annahmen misst, die sie messen soll, werden unabhängig vom Index erhobene Einstellungsmerkmale mit AnRa in Bezug zueinander gesetzt und untersucht, inwiefern diese korrelieren. Die Konstruktvalidität ist dabei ein Maß für die Gültigkeit einer Skala, das angibt, inwieweit die Skala mit einem Konstrukt korreliert, das mit den theoretischen Grundannahmen zusammenhängt (Krebs & Menold, 2019; Reinecke, 2019, p. 729). Ein solches Konstrukt in Bezug auf den additiven AnRa-Index stellt die *Supporting Violent Extremist Attitudes* Skala dar, die die Zustimmung zu gewalttätigem Extremismus misst (Nivette et al., 2017, p. 765). Es handelt sich dabei um eine Skala aus vier Items, deren Fragen für den Pre-Test in Bremen ins Deutsche übersetzt wurden. Die Fragen lauten dabei: 1. *Es ist manchmal notwendig, mit Formen von Gewalt gegen Dinge zu kämpfen, die ungerecht sind.* 2. *Manchmal müssen Menschen auf Formen von Gewalt zurückgreifen, um ihre Werte, Überzeugungen oder religiösen Ansichten zu verteidigen.* 3. *Es ist in Ordnung, Gruppen zu unterstützen, die gewaltsam gegen Ungerechtigkeiten kämpfen.* 4. *Es kann manchmal notwendig sein, Formen von Gewalt zu benutzen, etwas anzugreifen oder aber Personen zu entführen, um für eine bessere Welt zu kämpfen.* Die Antwortskala im Original umfasst eine vierstufige Abfrage der Zustimmung, diese wurde jedoch durch eine im Pre-Test konstant verwendete fünfstufige Skala ersetzt. Diese Items wurden auf Basis einer Faktorenanalyse zu einem Faktor verdichtet. Das Cronbachs Alpha dieser Skala liegt bei .89. Bei der Überprüfung der Konstruktvalidität wird nun angenommen, dass es einen positiven Zusammenhang zwischen dem AnRa-Index und der etablierten *Supporting Violent Extremist Attitudes* Skala gibt. Bei der Betrachtung der Beziehung zwischen diesen beiden Konstrukten zeigt sich eine positive Korrelation von $r = .1324$ auf signifikantem Niveau ($p < 0.05$). Es besteht also ein begründeter nomologischer Zusammenhang zwischen dem AnRa-Index und einer erhöhten Akzeptanz extremistischen Verhaltens. Die geringe Stärke des korrelativen Zusammenhangs deutet darauf hin, dass die

beiden Konstrukte für sich genommen durchaus substantiell unterschiedliche Aspekte des komplexen Radikalisierungsprozesses messen, sich darin aber gegenseitig auf signifikantem Niveau positiv beeinflussen.

Auch bei der Begutachtung der Kriteriumsvalidität, also der Korrelation von AnRa zwischen Variablen, die von der AnRa-Messung unabhängig sind, aber ein praktisch relevantes Kriterium darstellen (Reinecke, 2019, p. 729), finden sich zufriedenstellende Validitätshinweise. So zeigt die Korrelation ($r = -0.2018$) zwischen AnRa und einer Skala zur kollektiven Wirksamkeit, dass die beiden Konstrukte auf signifikantem Niveau ($p < 0.05$) negativ miteinander korrelieren. Die Skala zur kollektiven Wirksamkeit setzt sich dabei aus den folgenden Fragen zusammen: 1. *Die Beziehungen zwischen den Menschen in meiner Nachbarschaft sind gut.* 2. *Ich habe Probleme / Stress mit den Menschen in meiner Nachbarschaft.* 3. *Ich traue mich nicht, den Menschen in meiner Nachbarschaft zu helfen.* 4. *Ich kenne die meisten Menschen, die in meiner Nachbarschaft leben.* 5. *Ich tausche mich mit Menschen in meiner Nachbarschaft über wichtige Dinge aus.* 6. *In meiner Nachbarschaft gibt es ausreichend Gelegenheiten, sich kennenzulernen - z.B. bei Festen oder Veranstaltungen.* 7. *Ich kann mir Gegenstände in meiner Nachbarschaft leihen - z.B. Werkzeuge oder Lebensmittel.* 8. *Wir in der Nachbarschaft achten aufeinander und helfen einander, wenn möglich.* 9. *Die Menschen in meiner Nachbarschaft und ich haben ähnliche Lebenseinstellungen.* 10. *Man besucht sich gegenseitig in der Wohnung.* Auch für diese Fragen wurde die bereits erwähnte fünfstufige Antwortskala im Pre-Test verwendet. Die entsprechenden Items wurden auf Basis einer Faktorenanalyse zu zwei Faktoren verdichtet, die aufaddiert wurden, sodass ein zentrales latentes Konstrukt der kollektiven Wirksamkeit entstanden ist. Das Cronbachs Alpha dieser Skala liegt bei .78. Kollektive Wirksamkeit bezieht sich auf die Fähigkeit einer Gemeinschaft oder Nachbarschaft, gemeinsam zu handeln und zusammenzuarbeiten, um soziale Normen durchzusetzen, Probleme zu bewältigen und ein positives soziales Umfeld aufrechtzuerhalten (Sampson, 1997). Es ist dabei anzunehmen, dass kollektive Wirksamkeit einen negativen, also präventiven Effekt auf die individuelle Öffnung für Radikalisierung hat, weshalb es sich als externes Kriterium zur Validierung eignet. Zusammengenommen findet sich eine umfassende Validität in Bezug auf Konstruktvalidität aber auch Kriteriumsvalidität für die hier eingeführte Skala zur *Anfälligkeit für Radikalisierung*.

10. Externe Validierung

Auf Grundlage des hier vorgestellten Pre-Tests in Bremen wurde die AnRa-Skala in einer repräsentativen und allgemeinen Bevölkerungsbefragung in Deutschland implementiert. Die Repräsentanz dieser Befragung bezieht sich dabei auf die Alters- und Geschlechterverteilung,

stratifiziert nach Bundesland. Die Umfrage wurde von September bis November 2022 in Zusammenarbeit mit dem Befragungsinstitut InWis durchgeführt und ist im Zuge des Projekts *Radikalisierende Räume* entstanden. Die deutschlandweite Befragung hatte dabei 2002 Teilnehmer, die für die Analyse berücksichtigt wurden. Von diesen Fällen ordneten sich 54,2% dem männlichen und 45,9% dem weiblichen Geschlecht zu. Zudem gaben 89,7% der Befragten an, die deutsche Staatsbürgerschaft zu haben, während 10,3% eine andere Staatsbürgerschaft nannten. In Bezug auf das Alter der Befragten ergab die Auswertung, dass der Durchschnitt bei circa 45 Jahren lag, wobei die jüngste Person 17 Jahre alt war und die älteste Person 89 Jahre alt war. Die Standardabweichung betrug 16 Jahre. In Bezug auf den aktuell höchsten Bildungsabschluss der Befragten hatten 31,6% der Teilnehmenden einen Hochschulabschluss, 24,8% hatten Abitur bzw. die Fachhochschulreife und 12,4% hatten keinen Schulabschluss oder einen Hauptschulabschluss. Die Auswertung der bundesweiten Befragungsangaben zeigt, dass 49,8% der Befragten angaben, Vollzeit erwerbstätig zu sein, während 12,2% Teilzeit nannten. Arbeitslos bzw. arbeitssuchend waren demnach 4,4% und in Rente oder Pension 17,3%. Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die deutschlandweite Befragung analog zur Gelegenheitsstichprobe in Bremen ein breites Spektrum an Informationen zu Geschlecht, Geburtsland, Alter, Bildung sowie aktueller Tätigkeit und darüber hinaus liefert. Es sei dabei der Umstand hervorgehoben, dass es sich bei den deskriptiven Darstellungen um ungewichtete statistische Verteilungen handelt. Für die Analyse der bundesweiten Daten wurden Designgewichte verwendet, die für die angestrebte Repräsentanz justieren. Partiiell auftretende fehlende Werte wurden analog wie im schon beschriebenen Fall des Pre-Tests unter Berücksichtigung des multiplen Imputationsverfahrens geschätzt.

Die dreidimensionale und zwölfteilige AnRa-Skala wurde auf Grundlage der deutschlandweiten Erhebung analog zu dem unter Abschnitt 4.1 erläuterten Verfahren erstellt und weist ein Cronbachs Alpha von .7992 auf. Damit liegt dieser Wert zwar unter dem Wert des finalen Instruments des Pre-Tests (Cronbachs Alpha = .8567), jedoch in einem durchaus akzeptablen Rahmen. Somit kann die interne Reliabilität der Skala auch in einer allgemeinen und repräsentativen Bevölkerungsbefragung reproduziert werden. Bei der Verteilung der Faktorladungen zeichnet sich jedoch kein so eindeutiges Bild wie im Pre-Test ab. Tabelle 8 zeigt die Faktorladungen der obliquen rotierten Faktorenanalyse. Es ist zu sehen, dass die Analyse die drei antizipierten Faktoren ergibt, jedoch fallen die Ladungen deutlich uneinheitlicher aus als noch in der Bremen-Stichprobe. Eine Darstellung der Korrelationen der einzelnen Items der jeweiligen Dimension zeigt Tabelle 2 im Anhang B.

Tabelle 8 Faktorladungen und Eigenwerte der rotierten Faktorenanalyse des repräsentativen Deutschland-Samples

<i>Variable</i>	<i>Faktor 1</i>	<i>Faktor 2</i>	<i>Faktor 3</i>	<i>Uniqueness</i>
Q16_1		0.8623		0.3275
Q16_2	0.4759	0.4121		0.5277
Q16_3		0.7185		0.3864
Q16_5		0.8757		0.1895
Q17_3	0.8364			0.2739
Q17_4	0.3662	0.3268		0.5947
Q17_5	0.8748			0.2995
Q17_6	0.4586		0.4444	0.4527
Q18_1			0.8195	0.3096
Q18_2			0.7468	0.3756
Q18_3	0.6601			0.4653
Q18_4	-0.3998		0.7607	0.3666
<i>Eigenvalues</i>	3.10486	2.90678	2.59250	

Note: Datengrundlage Deutschland-Sample, bereinigt (n = 2002); Faktorladungen <.3 nicht dargestellt; Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Diesmal ist eine Kreuzladung der Q18_3 zwischen den Dimensionen *Formen von Demokratiemisstrauen* sowie *Formen von Autoritarismus* herauszustellen sowie verschiedene gleichstarke Ladungen auf zwei Faktoren bei Q16_2, Q17_4 oder Q17_6. Dies kann, entgegen der Feststellung auf Basis der Pre-Test Analyse, auf Defizite in der internen Konsistenz der Skalenkonstruktion hindeuten. Unter Berufung auf die theoretischen Annahmen, die den Dimensionen zugrunde liegen, wird diese methodische Inkonsistenz als kein größerer Nachteil interpretiert, da die einzelnen Faktoren am Ende in einen gleichgewichteten additiven Index zusammenlaufen und somit kein Informationsverlust in der Varianzerklärung angenommen wird. Weiter ist es auch kaum verwunderlich, dass es zu nicht trennscharfen Faktorladungen in einer repräsentativen Befragung kommt, da die theoretisch definierten Dimensionen – vor allem in Bezug auf Demokratiemisstrauen und Autoritarismus – äußerst stark miteinander interagierende Konzepte darstellen, weshalb auch die Korrelation der Faktoren untereinander nicht restringiert wird. Bei der Untersuchung der Validität im Deutschland-Sample ist in Bezug auf die Konstruktvalidität zu nennen, dass AnRa auf höchstem Signifikanzniveau ($p < 0.001$) mit der Zustimmung zu gewaltsamem Extremismus korreliert ($r = .0930$). Die Kriteriumsvalidität bezieht sich ebenfalls wieder auf das bereits vorgestellte Konstrukt der kollektiven Wirksamkeit. Hier ist eine höchst signifikante ($p < 0.001$) negative Korrelation von $r = -.1305$ zu nennen, was die Feststellung aus dem Pre-Test ein weiteres Mal bestätigt. Weitere Informationen zu den verwendeten Konstrukten im Deutschland-Sample sind auf Nachfrage

erhältlich. Vergleicht man Validität der AnRa-Skala in der repräsentativen Stichprobe mit der aus dem Pre-Test ist festzustellen, dass die Korrelationsstärke zwar abnimmt, jedoch erstens die antizipierte Richtung beibehält und zweitens in der Signifikanz zunimmt, sodass mit einer größeren statistischen Sicherheit davon ausgegangen werden kann, dass AnRa tatsächlich eine Anfälligkeit für Radikalisierung misst.

11. Fazit und Ausblick

Ausgangslage dieser Arbeit war es die Skalenkonstruktion zur Messung einer Anfälligkeit für den Prozess der Radikalisierung in Form eines quantifizierbaren Umfrageinstrumentes zu beschreiben. Auf Basis einer theoretischen Herleitung wurden dafür die drei zentralen Dimensionen Formen von *wahrgenommener Diskriminierung*, *Demokratiemisstrauen* sowie *Autoritarismus* begründet vorgeschlagen. Eine weitere Dimension der *ideologischen Motivation* bzw. *Aufladung* der Anfälligkeit wurde am Rande theoretisch diskutiert, jedoch im Zuge der statistischen Analysen vorerst ausgeklammert und bedarf weiterer Untersuchungen. Durch den dargelegten Pre-Test wurden die theoretischen Vorüberlegungen durch empirische Befunde ergänzt und weiter angepasst, sodass eine Anfälligkeitsskala entwickelt wurde, die zum einen eine zufriedenstellende Reliabilität in Bezug auf die interne Konsistenz gemessen durch das Cronbachs Alpha sowie das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium aufweist. Darüber hinaus wurden interne Validitätskontrollen in Form der Konstruktvalidität und Kriteriumsvalidität durchgeführt, die eine erste Robustheit des theoretisch angestrebten Konstruktes bestätigen können.

Neben dieser bereits umfangreichen Darlegung der Skalenkonstruktion und -validierung wurde auf Basis einer allgemeinen Bevölkerungsbefragung in Deutschland auch eine externe Validierung des AnRa-Indexes erörtert. Hier muss durchaus kritisch angeführt werden, dass die Faktorladungen teilweise ein inkonsistentes Ladeverhalten aufzeigen, was so nicht im Pre-Test festgestellt werden konnte. Aufgrund der bereits thematisierten theoretischen Annahme ist dieses methodische Defizit jedoch von zweitrangiger Bedeutung, da die einzelnen Faktoren in einen gleichgewichteten additiven Index einfließen, wodurch kein substanzieller Informationsverlust in der Varianzerklärung zu erwarten ist. Weiter ist es nicht überraschend, dass es zu keiner trennscharfen Faktorladungen in einer repräsentativen Bevölkerungsumfrage gekommen ist, da die theoretisch definierten Dimensionen, insbesondere Demokratiemisstrauen und Autoritarismus, nicht unmittelbar unterscheidungskräftig sind. Trotz dessen wurde in der allgemeinen Befragung auf höchstem Signifikanzniveau Evidenz für

die Validitätskontrollen nachgewiesen, was für eine Robustheit der Skalenkonstruktion in Bezug auf die zugrundeliegenden theoretischen Vermutungen und Annahmen spricht.

Weitere Forschung bedarf es im Bereich einer quantifizierbaren Abbildung der Dimension ideologischer Aufladung(en) der betrachteten Anfälligkeit für Radikalisierung. Erstrebenswert wäre es, nach dem Prinzip einer modularen Zusammenstellung, je nach Phänomenbereich sensible Subskalen aufzunehmen, um eine entsprechende ideologische Offenheit messbar zu machen. Auch bedarf es weiterer Forschung hinsichtlich der zugrundeliegenden Kausalitätsannahmen, da durch die nomologische Konstruktvalidität zwar ein inhaltlicher Zusammenhang begründet werden kann, jedoch lediglich auf Basis eines rein korrelativen Zusammenhangs. Das reicht nicht aus, um zu ergründen, welche Einstellungszusammenhänge zuerst gegeben waren. Deshalb muss die Untersuchung von Kausalitätsrichtungen in Bezug auf die Anfälligkeit für Radikalisierung ein weiteres zentrales Forschungsanliegen sein und sollte bspw. in Panel-Designs verwendet werden, die allgemeine Bevölkerungssamples untersuchen.

Literatur

- Abay Gaspar, H., Daase, C., Deitelhoff, N., Junk, J., & Sold, M. (2018). *Was ist Radikalisierung? - Präzisierungen eines umstrittenen Begriffs*. Leibniz-Institut Hessische Stiftung Friedens- und Konfliktforschung (HSFK).
- Adorno, T. L. W. (1950). *The authoritarian personality*. Harper & Row.
- Altemeyer, R. A., & Altemeyer, B. (1996). *The Authoritarian Specter*. Harvard University Press.
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M., & Schmidt, P. (2014). Die Kurzskala Autoritarismus (KSA-3). *GESIS-Working Papers*, 35, 32.
- Conway III, L. G., Zubrod, A., Chan, L., McFarland, J. D., & Van de Vliert, E. (2023). Is the myth of left-wing authoritarianism itself a myth? *Frontiers in Psychology*, 13. <https://www.frontiersin.org/articles/10.3389/fpsyg.2022.1041391>
- Costello, T. H., Bowes, S. M., Stevens, S. T., Waldman, I. D., Tasimi, A., & Lilienfeld, S. O. (2022). Clarifying the structure and nature of left-wing authoritarianism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 122(1), 135–170. <https://doi.org/10.1037/pspp0000341>
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281.
- Cudeck, R. (2000). 10—Exploratory Factor Analysis. In H. E. A. Tinsley & S. D. Brown (Eds.), *Handbook of Applied Multivariate Statistics and Mathematical Modeling* (pp. 265–296). Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-012691360-6/50011-2>
- Dalgaard-Nielsen, A. (2010). Violent Radicalization in Europe: What We Know and What We Do Not Know. *Studies in Conflict & Terrorism*, 33(9), 797–814. <https://doi.org/10.1080/1057610X.2010.501423>
- Frindte, W., Boehnke, K., Kreikenbom, H., & Wagner, W. (2011). *Lebenswelten junger Muslime in Deutschland*. Bundesministerium des Innern.
- Kaiser, H. F., & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark Iv. *Educational and Psychological Measurement*, 34(1), 111–117. <https://doi.org/10.1177/001316447403400115>
- Krebs, D., & Menold, N. (2019). Gütekriterien quantitativer Sozialforschung. *Handbuch Methoden Der Empirischen Sozialforschung*, 489–504.
- Kurtenbach, S. (2021). *Radikalisierung und Raum. Forschungsstand zur Untersuchung räumlicher Einflüsse auf Radikalisierungsanfälligkeit. I*. <https://doi.org/10.4119/unibi/2953901>
- Kurtenbach, S., Linßer, J., & Weitzel, G. (2020). *Anfällig für Radikalisierung? Einstellungen und Haltungen von Jugendlichen aus unterschiedlichen Lebenswelten zu den Themen*

- Demokratie, Religion, Diskriminierung und Geschlecht* (Vol. 2). Bonn International Center for Conversion (BICC).
- Lyons-Padilla, S., Gelfand, M. J., Mirahmadi, H., Farooq, M., & van Egmond, M. (2015). Belonging nowhere: Marginalization & radicalization risk among Muslim immigrants. *Behavioral Science & Policy*, 1(2), 1–12. <https://doi.org/10.1353/bsp.2015.0019>
- Netemeyer, R. G., Haws, K. L., & Bearden, W. O. (Eds.). (2011). *Handbook of marketing scales: Multi-item measures for marketing and consumer behavior research* (3rd ed). SAGE.
- Nivette, A., Eisner, M., & Ribeaud, D. (2017). Developmental Predictors of Violent Extremist Attitudes: A Test of General Strain Theory. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 54(6), 755–790. <https://doi.org/10.1177/0022427817699035>
- Porst, R. (2014). *Fragebogen*. Springer Fachmedien Wiesbaden. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-02118-4>
- Reinecke, J. (2019). Grundlagen der standardisierten Befragung. *Handbuch Methoden Der Empirischen Sozialforschung*, 717–734.
- Rezaei, S., & Goli, M. (2010). *House of War: Islamic Radicalisation in Denmark*. Centre for Studies in Islamism and Radicalization (CIR), Aarhus University.
<https://forskning.ruc.dk/en/publications/house-of-war-islamic-radicalisation-in-denmark>
- Richter, K., Wohlt, S., & Frindte, W. (2018). Wie hältst Du es mit der Demokratie? Einstellungen von Jugendlichen zur Demokratie und politischen Partizipation. *Institut für Demokratie und Zivilgesellschaft*. https://www.idz-jena.de/fileadmin/user_upload/PDFS_WsD3/Text_Richter_Wohlt_Frindte.pdf
- Rubin, D. B. (Ed.). (1987). *Multiple Imputation for Nonresponse in Surveys*. John Wiley & Sons, Inc. <https://doi.org/10.1002/9780470316696>
- Sampson, R. J. (1997). Neighborhoods and Violent Crime: A Multilevel Study of Collective Efficacy. *Science*, 277(5328), 918–924. <https://doi.org/10.1126/science.277.5328.918>
- Skillicorn, D. B., Leuprecht, C., & Winn, C. (2012). Homegrown Islamist Radicalization in Canada: Process Insights from an Attitudinal Survey. *Canadian Journal of Political Science*, 45(4), 929–956. <https://doi.org/10.1017/S0008423912001023>
- Slootman, M., Demant, F., Buijs, F., & Tillie, J. (2006). *Processes of Radicalisation. Why some Amsterdam Muslims become radicals*.
- von Lersner, U., Pleger, M., Baschin, K., Morina, N., & Fydrich, T. (2015). Psychische Belastung von Jugendlichen. *Zeitschrift Für Klinische Psychologie Und Psychotherapie*, 44(3), 147–158. <https://doi.org/10.1026/1616-3443/a000306>
- Weiss, H., Ateş, G., & Schnell, P. (Eds.). (2016). *Muslimische Milieus im Wandel? Religion,*

Werte und Lebenslagen im Generationenvergleich (1. Auflage). Springer VS.

Zick, A. (2017). Extremistische Inszenierungen: Elemente und Pfade von Radikalisierungs- und Deradikalisierungsprozessen. *Radikalisierung und terroristische Gewalt: Perspektiven aus dem Fall- und Bedrohungsmanagement*. <https://pub.uni-bielefeld.de/record/2912798>

Zick, A., Berghan, W., & Mokros, N. (2020). Jung, feindselig, rechts!? Menschenfeindliche, rechtspopulistische und -extreme Orientierungen im intergenerativen Vergleich. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 23(6), 1149–1178. <https://doi.org/10.1007/s11618-020-00975-5>

Zick, A., & Böckler, N. (2015). Radikalisierung als Inszenierung. *Extremismus Und Prävention*, 3, 6–16.

Zick, A., Küpper, B., Berghan, W., & Verlag J. H. W. Dietz Nachf. (2019). *Verlorene Mitte—Feindselige Zustände Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018*.

Ziemes, J. F., & Jasper, J. (2017). Gruppenbezogene Einstellungen. *Das Politische Mindset Der*, 135–160.

Anhang A

In den Tabellen 1 bis 3 sind zwei Faktorenanalysen sowie eine Übersicht über das Cronbachs Alpha sowie das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium in Bezug auf die beiden Faktoranalysen zu sehen. Das Vorgehen ist dabei analog zu dem Verfahren, welches im Fließtext beschrieben wurde. Es ist zu sehen, dass der nicht reduzierte Fragenpool auf sieben Faktoren lädt. Faktor zwei und vier verhalten sich dabei konform zu den theoretischen Dimensionen *Formen von Autoritarismus* sowie *Formen von Demokratiemisstrauen*. Auf Basis theoretischer Annahmen und der Informationen aus Tabelle 3 wurde sich dazu entschieden, die Itemauswahl der AnRa-Skala aus dem Fließtext für die drei Basis-Dimensionen beizubehalten. Die Variablenselektion für *Formen extremer Religiosität* fällt dabei schwieriger aus. Es wurde sich dazu entschieden, fünf Items für diese Dimension zu berücksichtigen. Dies ist vor allem durch den Einfluss der entsprechenden Variablen auf das Cronbachs Alpha in Tabelle 3 begründet. Generell ist festzuhalten, dass die Analyse auf Grundlage einer Teilstichprobe von lediglich $n = 164$ durchgeführt werden konnte, bei denen es sich um Personen handelt, die sich einer Religionsgemeinschaft zugeordnet haben. Auch ist hierbei zu betonen, dass nahezu alle dieser Personen sich einer christlichen Religionsgemeinschaft zugehörig fühlen und nur vier Personen einer muslimischen Glaubensgemeinschaft angehören. Der damit abgedeckte Phänomenbereich entspricht somit allenfalls einer Anfälligkeit für einen christlich motivierten Fundamentalismus, sollte jedoch auch nicht überinterpretiert werden, da es sich erstens um ein kleines Sample handelt, das zweitens keinen Anspruch auf Repräsentativität hat, da es sich um eine Gelegenheitsstichprobe handelt.

Tabelle 1 Faktorladungen und Eigenwerte der rotierten AnRa-Dimension inklusive Formen extremer Religiosität

<i>Variable</i>	<i>Faktor 1</i>	<i>Faktor 2</i>	<i>Faktor 3</i>	<i>Faktor 4</i>	<i>Faktor 5</i>	<i>Faktor 6</i>	<i>Faktor 7</i>	<i>Uniqueness</i>
Q15_1						0.7641		0.3459
Q15_2	0.4600					0.4548		0.3987
Q15_3	0.6641							0.4392
Q15_4	0.6697							0.2303
Q15_5	0.8185							0.2293
Q15_6	0.7825							0.3240
Q15_7	0.6656							0.4186
Q15_8	0.6511							0.4435
Q16_1			0.7702					0.3289
Q16_2					0.4867			0.3381
Q16_3			0.6561					0.3512
Q16_4						0.8798		0.2522
Q16_5			0.7346					0.1944
Q16_6						0.8141		0.2717
Q17_1					0.7360			0.3429
Q17_2					0.6575			0.5072
Q17_3				0.7971				0.2933
Q17_4				0.7437				0.4038
Q17_5				0.6893				0.2864
Q17_6				0.5392				0.1827
Q18_1		0.7410						0.3717
Q18_2		0.7704						0.3078
Q18_3		0.7814						0.2978
Q18_4		0.5996						0.3623
<i>Eigenvalues</i>	4.32117	3.55607	3.42423	3.23093	2.26963	1.79490	1.54764	

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt; nur Personen, die sich einer Religionsgemeinschaft zuordnen (n = 164); Faktorladungen <.4 nicht dargestellt; Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 im Volltext entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Tabelle 2 Faktorladungen und Eigenwerte der rotierten AnRa-Dimension inklusive Formen extremer Religiosität *nach* Reduzierung der Items

<i>Variable</i>	<i>Faktor 1</i>	<i>Faktor 2</i>	<i>Faktor 3</i>	<i>Faktor 4</i>	<i>Uniqueness</i>
Q15_3	0.7816				0.4547
Q15_4	0.7975				0.2733
Q15_5	0.8174				0.2900
Q15_6	0.8184				0.3489
Q15_7	0.6618				0.4477
Q16_1		0.8125			0.3464
Q16_2		0.3968		0.3725	0.5425
Q16_3		0.6800			0.4043
Q16_5		0.7810			0.1912
Q17_3				0.7738	0.3113
Q17_4				0.7353	0.4387
Q17_5				0.7700	0.2860
Q17_6			0.5068	0.5851	0.3244
Q18_1			0.7578		0.3862
Q18_2			0.7516		0.3204
Q18_3			0.7402		0.3460
Q18_4			0.6571		0.4415
<i>Eigenvalues</i>	3.88404	3.65414	3.38066	3.10275	

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt; nur Personen, die sich einer Religionsgemeinschaft zuordnen (n = 164); Faktorladungen <.3 nicht dargestellt; Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 im Volltext entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Tabelle 3 Cronbachs Alpha und Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizienten vor und nach dem Reduzieren der Items

<i>Variable</i>	<u>Cronbachs Alpha</u>		<u>Kaiser-Meyer-Olkin</u>	
	<i>Nicht reduziert</i>	<i>Reduziert</i>	<i>Nicht reduziert</i>	<i>Reduziert</i>
Q15_1	0.8493		0.6422	
Q15_2	0.8485		0.7311	
Q15_3	0.8482	0.8586	0.8345	0.8545
Q15_4	0.8408	0.8514	0.7681	0.7988
Q15_5	0.8415	0.8528	0.8138	0.8196
Q15_6	0.8477	0.8582	0.7198	0.7307
Q15_7	0.8422	0.8519	0.7664	0.8297
Q15_8	0.8492		0.7599	
Q16_1	0.8429	0.8523	0.8684	0.8701
Q16_2	0.8409	0.8517	0.8367	0.8313
Q16_3	0.8440	0.8521	0.8082	0.8743
Q16_4	0.8590		0.5035	
Q16_5	0.8366	0.8440	0.7969	0.8149
Q16_6	0.8560		0.5298	
Q17_1	0.8480		0.7075	
Q17_2	0.8532		0.7484	
Q17_3	0.8432	0.8532	0.7877	0.8089
Q17_4	0.8470	0.8593	0.8087	0.8381
Q17_5	0.8440	0.8558	0.7717	0.7517
Q17_6	0.8449	0.8556	0.7593	0.7487
Q18_1	0.8471	0.8577	0.8206	0.7995
Q18_2	0.8425	0.8523	0.8325	0.8363
Q18_3	0.8423	0.8518	0.8217	0.8105
Q18_4	0.8467	0.8578	0.7630	0.8109
<i>Gesamt</i>	<i>0.8517</i>	<i>0.8614</i>	<i>0.7738</i>	<i>0.8114</i>

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt; nur Personen, die sich einer Religionsgemeinschaft zuordnen (n = 164); Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 im Volltext entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt.

Anhang B

	Q16_1	Q16_2	Q16_3	Q16_5	Q17_3	Q17_4	Q17_5	Q17_6	Q18_1	Q18_2	Q18_3	Q18_4	¹ Dim1	² Dim2	³ Dim3	AnRa
Q16_1	1.0000															
Q16_2	0.3560*	1.0000														
Q16_3	0.3999*	0.3766*	1.0000													
Q16_5	0.6353*	0.5020*	0.5391*	1.0000												
Q17_3	0.3491*	0.3922*	0.2287*	0.3523*	1.0000											
Q17_4	0.2632*	0.3175*	0.2528*	0.3348*	0.5974*	1.0000										
Q17_5	0.2701*	0.4205*	0.2206*	0.3057*	0.6316*	0.5016*	1.0000									
Q17_6	0.2564*	0.4114*	0.2835*	0.3102*	0.5150*	0.5170*	0.6418*	1.0000								
Q18_1	0.1379	0.0605	0.2346*	0.2520*	0.1929	0.2698*	0.2065	0.3637*	1.0000							
Q18_2	0.2057	0.1573	0.2703*	0.3212*	0.2712*	0.2733*	0.3355*	0.3927*	0.4686*	1.0000						
Q18_3	0.2323*	0.1908	0.2811*	0.4059*	0.3269*	0.3247*	0.3746*	0.4357*	0.4446*	0.6947*	1.0000					
Q18_4	0.1749	0.0833	0.2696*	0.3696*	0.0526	0.1217	0.1268	0.2247*	0.4482*	0.3865*	0.3870*	1.0000				
¹ Dim1	0.3374*	0.5341*	0.2593*	0.3665*	0.8508*	0.7369*	0.8677*	0.7831*	0.2485*	0.3731*	0.4345*	0.0494	1.0000			
² Dim2	0.7841*	0.6258*	0.6900*	0.9311*	0.3827*	0.3330*	0.3151*	0.3183*	0.1831	0.2579*	0.3272*	0.3391*	0.3919*	1.0000		
³ Dim3	0.1806	0.0630	0.3314*	0.3981*	0.1896	0.2770*	0.2843*	0.4465*	0.7473*	0.8267*	0.8097*	0.6933*	0.2923*	0.2983*	1.0000	
AnRa	0.5854*	0.5494*	0.5755*	0.7620*	0.6384*	0.6041*	0.6579*	0.6941*	0.5284*	0.6535*	0.7046*	0.4854*	0.7554*	0.7598*	0.7131*	1.0000

Note: Datengrundlage Pre-Test Bremen, bereinigt (n = 343); Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 im Volltext entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt; Variablen mit einem * versehen entsprechen einem Signifikanzniveau von $p < 0.001$.

¹Dim1 entspricht der Dimension: *Formen von Demokratiemisstrauen*.

²Dim2 entspricht der Dimension: *Formen von wahrgenommen Diskriminierung*.

³Dim3 entspricht der Dimension: *Formen von Autoritarismus*.

Tabelle 2 Korrelationstabelle der Variablen im Zusammenhang mit dem AnRa-Konstrukt

	Q16_1	Q16_2	Q16_3	Q16_5	Q17_3	Q17_4	Q17_5	Q17_6	Q18_1	Q18_2	Q18_3	Q18_4	¹ Dim1	² Dim2	³ Dim3	AnRa
Q16_1	1.0000															
Q16_2	0.2641*	1.0000														
Q16_3	0.4508*	0.2449*	1.0000													
Q16_5	0.6588*	0.3885*	0.6274*	1.0000												
Q17_3	0.1385*	0.4184*	0.2251*	0.2535*	1.0000											
Q17_4	0.2494*	0.2530*	0.3682*	0.3913*	0.4353*	1.0000										
Q17_5	0.0373	0.3611*	0.1477*	0.1278*	0.6037*	0.2672*	1.0000									
Q17_6	0.1585*	0.2134*	0.3227*	0.3260*	0.3578*	0.4513*	0.4183*	1.0000								
Q18_1	0.1640*	0.0679	0.2653*	0.2758*	0.0628	0.2435*	0.0578	0.4150*	1.0000							
Q18_2	0.1011*	0.0501	0.2118*	0.1731*	0.1125*	0.2373*	0.1757*	0.3756*	0.4819*	1.0000						
Q18_3	0.0451	0.2691*	0.1399*	0.1209*	0.4521*	0.1371*	0.4295*	0.2680*	0.2082*	0.3979*	1.0000					
Q18_4	0.1073*	-0.0389	0.2207*	0.1922*	-0.1508*	0.1280*	-0.1367*	0.1827*	0.4943*	0.3161*	0.0242	1.0000				
¹ Dim1	0.1084*	0.5176*	0.2600*	0.2698*	0.8631*	0.4703*	0.8476*	0.5558*	0.1507*	0.3088*	0.6380*	-0.1736*	1.0000			
² Dim2	0.8095*	0.4473*	0.7354*	0.9429*	0.2920*	0.4531*	0.1216*	0.3235*	0.2593*	0.1205*	0.0744*	0.1969*	0.2727*	1.0000		
³ Dim3	0.1212*	0.0096	0.3396*	0.2821*	0.0476	0.3199*	0.0996*	0.5447*	0.8499*	0.7559*	0.3459*	0.7068*	0.2026*	0.2445*	1.0000	
AnRa	0.4957*	0.4627*	0.6352*	0.7118*	0.5694*	0.5901*	0.5052*	0.6749*	0.5976*	0.5613*	0.5004*	0.3470*	0.6982*	0.7228*	0.6861*	1.0000

Note: Datengrundlage Deutschland-Sample, bereinigt (n = 2002); Bezeichnungen der Variablen können Tabelle 4 im Volltext entnommen werden; positiv formulierte Items wurden umgepoolt; Variablen mit einem * versehen entsprechen einem Signifikanzniveau von $p < 0.001$.

¹Dim1 entspricht der Dimension: *Formen von Demokratiemisstrauen*.

²Dim2 entspricht der Dimension: *Formen von wahrgenommen Diskriminierung*.

³Dim3 entspricht der Dimension: *Formen von Autoritarismus*.

Armin Küchler ist wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Fachhochschule Münster im Projekt "Radikalisierende Räume" und Doktorand an der Bielefeld Graduate School in History and Sociology (BGHS) der Universität Bielefeld. Zudem studierte er an der Universität Bielefeld Soziologie und Politikwissenschaften im Bachelor sowie politische Soziologie im Master. Seine Arbeitsschwerpunkte liegen unter anderem im Bereich der Radikalisierungs- und Populismusforschung.

Stand: August 2023

Impressum

Armin Küchler

Messung der Anfälligkeit für Radikalisierung, Bielefeld/Münster: Institut für interdisziplinäre Konflikt- und Gewaltforschung (IKG) der Universität Bielefeld/Fachbereich Sozialwesen der FH Münster, 2023

Schriftenreihe „Radikalisierende Räume“

DOI: <https://doi.org/10.4119/unibi/2982459>

URN: urn:nbn:de:0070-pub-29824590

Tel: + 49 251 83-65745/ Fax: + 49 251 83-65702

E-Mail: info@radikalisierende-raeume.de

„Schriftenreihe Radikalisierende Räume“

General Editor: Prof. Dr. Andreas Zick/Prof. Dr. Sebastian Kurtenbach

ISSN 2748-1654



Soweit nicht anders angegeben, wird diese Publikation unter der Lizenz Creative Commons Namensnennung - Nicht kommerziell - Keine Bearbeitungen 4.0 International (CC BY-NC-ND) veröffentlicht. Weitere Informationen finden Sie unter: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de> und <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/legalcode.de>

Prof. Dr. Andreas Zick
Universität Bielefeld
Institut für interdisziplinäre Konflikt- und
Gewaltforschung (IKG)
Universitätsstr. 25
33615 Bielefeld

Tel: +49 521 106-3124
E-Mail: zick.ikg@uni-bielefeld.de
[https://www.uni-bielefeld.de/\(de\)/ikg/institut.html](https://www.uni-bielefeld.de/(de)/ikg/institut.html)

Prof. Dr. Sebastian Kurtenbach
FH Münster
- University of Applied Sciences -
Friesenring 32
48147 Münster

Tel: + 49 251 83-65745
E-Mail: kurtenbach@fh-muenster.de
www.fh-muenster.de/index.php