



TECHNISCHE UNIVERSITÄT
CHEMNITZ

Technische Universität Chemnitz
Fakultät für Human- und Sozialwissenschaften
Institut für Psychologie
Juniorprofessur Sozialpsychologie



Die Situation in Chemnitz – Stimmungen nach dem August 2018

Frank Asbrock, Dominik Dilba, Jennifer Führer & Claas Pollmanns



CHEMNITZ
STADT DER
MODERNE

Gefördert vom



Bundesministerium
für Familie, Senioren, Frauen
und Jugend

im Rahmen des Bundesprogramms

Demokratie **leben!**

Vorbemerkung

Das Team der Juniorprofessur der Technischen Universität Chemnitz möchte sich beim Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend (BMFSFJ) einhergehend mit dem Bundesprogramm "Demokratie leben!" für die Förderung unseres Projektes bedanken. Die Veröffentlichungen stellen keine Meinungsäußerung des BMFSFJ bzw. des Bundesamtes für Familien und zivilrechtliche Aufgaben dar. Für inhaltliche Aussagen tragen die AutorInnen die Verantwortung. Weiterhin geht unser Dank an die Stadt Chemnitz für die Unterstützung des Projekts.

Impressum

Herausgeber:

Juniorprofessur Sozialpsychologie, Technische Universität Chemnitz

Unter Mitarbeit von:

Frank Asbrock, Dominik Dilba, Jennifer Führer, Dominic Geyer, Annemarie Juchler, Vera Kaiser und Claas Pollmanns

Finanziert durch: Bundesministerium für Familie, Senioren, Frauen und Jugend im Rahmen des Bundesprogramms Demokratie Leben! (Fördernummer BP3211)

Alle Rechte liegen bei den AutorInnen.

Bild Vorderseite: © Jacob Müller, TU Chemnitz

Kontakt:

Juniorprof. Dr. Frank Asbrock

Technische Universität Chemnitz

Juniorprofessur für Sozialpsychologie

09107 Chemnitz

E-Mail: frank.asbrock@psychologie.tu-chemnitz.de

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	4
Einleitung	5
Vorgehensweise.....	6
Beschreibung der Stichprobe	7
Demografie.....	7
Überlegungen zur Repräsentativität	8
Beschreibung des Antwortverhaltens der Teilnehmenden	9
Wirtschaftliche Situation und relative Deprivation	9
Politische Einstellungen, Sonntagsfrage und Einstellungen zur Demokratie.....	13
Autoritarismus.....	18
Identifikation mit Deutschland, Sachsen und Chemnitz	19
Sicherheitsempfinden am Wohnort und in der Chemnitzer Innenstadt.....	21
Wahrnehmung von AusländerInnen, Kontakterfahrungen und Bedrohungswahrnehmung	23
Einschätzungen der Ereignisse zum Chemnitzer Stadtfest 2018 und der nachfolgenden Proteste und Demonstrationen.....	29
Erklärungsfaktoren der Bereitschaft zur Teilnahme an den (Gegen-)Protesten im August/September 2018	35
Bereitschaft zum Engagement gegen die Migrationspolitik.....	36
Bereitschaft zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit	39
Fazit.....	42
Quellenverzeichnis	45
Anhang 1	49
Anhang 2.....	54

Zusammenfassung

Im August/September 2018 kam es in der Stadt Chemnitz nach einem Tötungsdelikt zu massiven Protesten und Ausschreitungen rechter und rechtspopulistischer Gruppierungen. Chemnitz geriet quasi über Nacht in den Fokus der nationalen und internationalen Medienaufmerksamkeit. Von rechten AkteurInnen organisierte Aufmärsche zogen bis zu 6000 TeilnehmerInnen aus Chemnitz, der Umgebung sowie dem gesamten Bundesgebiet an und es wurde von Angriffen auf Menschen mit vermeintlichem Migrationshintergrund berichtet.

In diesem Bericht analysieren wir die Wahrnehmung der Ereignisse durch Chemnitzer BürgerInnen. Eine repräsentativ ausgewählte Stichprobe von 500 Personen (ab 18 Jahre, ohne Migrationshintergrund) wurde zu ihrer Wahrnehmung der Proteste und Gegenproteste, Sicherheits- und Bedrohungswahrnehmungen, Kontakten zu Personen mit Migrationshintergrund und weiteren politischen sowie gesellschaftlichen Einstellungen befragt, die zur Erklärung der Ereignisse in Chemnitz und dem Umgang mit ihnen beitragen können. Wir sind in der Lage zu zeigen, dass die Wahrnehmung von MigrantInnen in Chemnitz positiver ist, als sie im Licht des Sommers 2018 erscheinen mag. 40% der Befragten gaben an, relativ häufig positive Kontakterfahrungen mit MigrantInnen gemacht zu haben, während nur 7% von negativen Erfahrungen berichteten. Allerdings gaben auch 48% der Befragten an, AusländerInnen als Bedrohung der Sicherheit wahrzunehmen. Diese Wahrnehmung von Personen mit Migrationshintergrund als Bedrohung hängt deutlich mit der Bereitschaft, sich an Protesten wie denen im Spätsommer 2018 zu beteiligen, zusammen. Hier konnten wir aber zeigen, dass positive Kontakterfahrungen und ein Gefühl von Sicherheit Faktoren sind, die negativ mit dieser Protestbereitschaft zusammenhängen. Auf der anderen Seite sind es auch diese beiden Faktoren, die mit einer erhöhten Bereitschaft zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit korrelieren. Dafür, dass es sich bei den Protesten in Chemnitz um Trauermärsche gehandelt hat, finden wir in unseren Daten keine Hinweise: Trauer hängt nicht bedeutsam mit der Bereitschaft zum Protest gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik zusammen.

Insgesamt haben sich die Wahrnehmung von Bedrohung, (positive) Kontakterfahrungen und das Gefühl von Sicherheit als die wesentlichsten Faktoren für die Einschätzungen der Ereignisse im August/September 2018 herausgestellt. Hier sehen wir Ansatzpunkte für die Verbesserung der Beziehungen zwischen verschiedenen Gruppen in Chemnitz und darüber hinaus.

Einleitung

Am Rande des Chemnitzer Stadtfestes 2018 kam es in der Nacht zum 26. August zu einem Streit zwischen mehreren Personen. Dabei handelte es sich um insgesamt sechs Personen mit unterschiedlichen Migrationshintergründen. Bei diesem Streit wurde einer der Beteiligten, der Deutschkubaner Daniel H., lebensgefährlich durch Messerstiche verwundet und starb kurze Zeit später an seinen Verletzungen. Am selben Tag noch wurden mehrere spontane Demonstrationen von rechten Netzwerken via Messengerdiensten und Social Media organisiert, die den Tod von Daniel H. für sich instrumentalisierten und Falschmeldungen über den Tathergang sowie ein zweites vermeintliches Opfer gestreut. Aus einem Protestzug, zu dem die Chemnitzer Hooligangruppe „Kaotic Chemnitz“ aufgerufen hatte, wurden mehrere Übergriffe auf vermeintliche MigrantInnen, PolizistInnen und Personen verübt, die später als „Hetzjagden“ für mediale Aufmerksamkeit sorgten und den damaligen Verfassungspräsidenten Maaßen zu Äußerungen verleiteten, die zu einer Regierungskrise und später zu seiner Versetzung in den einstweiligen Ruhestand führten.

In den darauffolgenden Wochen und Monaten fanden in Chemnitz große rechte Proteste mit teilweise mehr als 6000 TeilnehmerInnen, die aus weiten Teilen Deutschlands anreisten, statt. Besonders beunruhigend erschien in diesem Licht die schnelle Mobilisierungsfähigkeit des rechten Spektrums in Deutschland, Sachsen und Chemnitz sowie der Schulterchluss zwischen rechten AktivistInnen, PolitikerInnen und PopulistInnen sowie Neonazis, Hooligans, ReichsbürgerInnen und gemäßigten WählerInnen rechter Parteien (besorgte BürgerInnen). Die Gegenproteste waren, bis auf wenige Ausnahmen, gering ausgeprägt.

Neben einer gesellschaftspolitischen Aufarbeitung bedürfen die Ereignisse im Spätsommer 2018 einer wissenschaftlichen Analyse der Umstände, die zu diesen Ereignissen geführt haben, und der Wahrnehmung in der Chemnitzer Bevölkerung. So kann den Spekulationen über die Stimmung in der Stadt, die von außen und von innen kamen und kommen, eine wissenschaftlich fundierte Sicht entgegengestellt werden. Uns interessierte, wie die EinwohnerInnen der Stadt Chemnitz die Ereignisse bewerten und welche Faktoren diese Protestbewegungen ausgelöst hatten. Dazu haben wir eine Telefonbefragung mit 500 repräsentativ ausgewählten Personen in Chemnitz durchgeführt. Das Hauptziel der Untersuchung war somit ein Einblick in die Wahrnehmung der Ereignisse in Chemnitz im August/September 2018 durch die Bevölkerung vor Ort und in mögliche Ursachen für diese Wahrnehmung. Der

inhaltliche Schwerpunkt des Projekts lag auf der Analyse von Bedrohungswahrnehmungen, Identifikation auf Stadt-, Landes- und Bundesebene, Kontakterfahrungen mit AusländerInnen sowie ideologischen und politischen Einstellungen. Wir beschäftigten uns mit Einstellungen zu AusländerInnen, der Bewertung der Proteste im Sommer, der Wahrnehmung der Medienberichterstattung sowie der Bereitschaft zum kollektiven Handeln als wesentlich zu erklärende Konstrukte. Was unter diesen theoriegeleitet in den Fokus genommenen Konstrukten zu verstehen ist, werden wir an entsprechender Stelle im Bericht ausführen.

Dieser Bericht richtet sich explizit auch an ein nicht-wissenschaftliches Publikum. Es ist uns ein Anliegen, eine theoriegeleitete und datenbasierte Analyse zugänglich darzustellen und so einen Beitrag zur Diskussion der Ereignisse in Chemnitz und darüber hinaus zu leisten. Zudem wollen wir auch Anregungen für PraktikerInnen geben, die sich mit Rechtspopulismus und Rechtsextremismus beschäftigen und hier mögliche Anknüpfungspunkte für ihre Arbeit finden können.

Vorgehensweise

Das auf computergestützte Telefoninterviews (CATI) spezialisierte Unternehmen *Kantar Emnid* wurde mit der Erhebung einer repräsentativen Stichprobe mittels telefonischer Befragung beauftragt. Die Erhebung begann am 19.11.2018 und endete am 14.12.2018. Es konnten hierfür ausschließlich Festnetz-Telefonanschlüsse herangezogen werden, da Mobilfunknummern nicht regional zuzuordnen sind und der Fokus der Studie auf den BewohnerInnen von Chemnitz lag. Bei mehreren Personen im angerufenen Haushalt wurde die letztlich befragte Person durch einen Zufallsschlüssel ausgewählt.

Zwischen Montag und Freitag wurden die Befragten im Zeitraum von 17 bis 21 Uhr angerufen, am Samstag ab 11 Uhr. Damit sollte die Chance maximiert werden, dass auch erwerbstätige Personen an der Befragung teilnehmen konnten. Die reine Befragungszeit betrug im Durchschnitt 20 Minuten.

Sofern möglich, wurden zum gleichen Block bzw. zur gleichen Skala gehörende Items in randomisierter Reihenfolge dargeboten, um Reihenfolgeneffekte zu minimieren. Die Anordnung der Blöcke bzw. Skalen war jedoch festgelegt, sodass ein gewisser Einfluss der Fragenreihenfolge nicht gänzlich ausgeschlossen werden kann.

Beschreibung der Stichprobe

Im folgenden Abschnitt wird die dem Bericht zugrundeliegende Stichprobe kurz beschrieben. Detaillierte Angaben zu allen Antwortoptionen, Absolut- und Prozentwerten befinden sich in Anhang 1.

Demografie

Insgesamt nahmen an der telefonischen Befragung 500 Personen teil. Um für die Studie zugelassen werden zu können, mussten diese in Chemnitz leben, mindestens 18 Jahre alt sein, die deutsche Staatsangehörigkeit besitzen und Eltern mit deutscher Staatsangehörigkeit haben. Von diesen 500 Personen waren 232 männlich und 268 weiblich. Das Durchschnittsalter betrug 61.54 Jahre ($SD = 15.01$ Jahre). Detaillierte Angaben zur Altersverteilung und zu anderen demografischen Angaben finden sich in Anhang 1.

Die TeilnehmerInnen repräsentieren 38 der 39 Chemnitzer Stadtteile, wobei BewohnerInnen des Kaßbergs den größten Anteil ausmachten (44 bzw. 8.80%). Der überwiegende Teil der befragten ChemnitzerInnen wurde außerdem in Sachsen geboren (439 bzw. 87.80%).

Hinsichtlich ihrer Schulbildung gab der größte Teil der Befragten an, die fachgebundene Hochschulreife oder das Abitur zu besitzen (205 bzw. 41.25%). Die nächsthäufigeren Kategorien waren ein Abschluss nach der zehnten Klasse der Polytechnischen Oberschule (126 bzw. 25.35%), die Fachhochschulreife (57 bzw. 11.47%) und der Realschulabschluss (53 bzw. 10.66%). 266 Personen bzw. 53.30% hatten letztendlich auch ein Hochschul- oder Fachhochschulstudium abgeschlossen.

Im Einklang mit der Altersstruktur der Stichprobe stellten RentnerInnen, PensionärInnen und im Vorruhestand befindliche Personen den größten Anteil (261 bzw. 52.41%). Weitere 165 TeilnehmerInnen (33.13%) waren in Vollzeit erwerbstätig, während Teilzeitbeschäftigte die letzte größere Gruppe stellten (46 bzw. 9.24%).

Das Haushaltsnettoeinkommen wurde über Bereiche abgefragt; die größte Gruppe der StudienteilnehmerInnen gab an, über ein durchschnittliches Haushaltsnettoeinkommen von 1500 bis 2000€ im Monat zu verfügen (87 bzw. 20.91%), wobei die durchschnittliche Haushaltsgröße 2.02 Personen betrug ($SD = 0.99$).

Überlegungen zur Repräsentativität

Inwiefern die Stichprobe repräsentativ für die Chemnitzer Grundgesamtheit ist, lässt sich anhand der vorgestellten demografischen Angaben einigermaßen abschätzen:

Zuerst müssen wir darauf hinweisen, dass nur 0.24% der aktuell 208.996 ChemnitzerInnen über 18 Jahren (Stadt Chemnitz, 2018a; Daten vom 30.11.2018) befragt wurden, d.h., die Stichprobe ist verhältnismäßig klein. Auswertungen für einzelne demografische Gruppen (z.B. nach Bildungsstand, Einkommen, Stadtteilen etc.) sind damit nur eingeschränkt möglich.

Die wohl größte Limitierung der Repräsentativität dürfte in unserem Fall jedoch von der Altersverteilung herrühren: Das Durchschnittsalter in unserer Stichprobe betrug 61.54 Jahre ($SD = 15.01$), während das eigentliche Durchschnittsalter in Chemnitz 46.80 Jahre beträgt (Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, 2018; Daten vom 31.12.2017). Es muss allerdings berücksichtigt werden, dass Personen unter 18 Jahren nicht an unserer Erhebung teilnehmen durften, aber dennoch in den Altersdurchschnitt mit einfließen. Wird der Chemnitzer Altersdurchschnitt nur für über 18-Jährige bestimmt, erhalten wir einen Wert von 53.51 Jahren (basierend auf Stadt Chemnitz, 2018b; Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, 2018). Die Befragten in unserer Stichprobe sind im Durchschnitt jedoch immer noch deutlich älter.

Ein Grund für die vorliegende Altersverteilung liegt in der Beschränkung der Umfrage auf Festnetzanschlüsse. Vor allem die jüngere Generation bis 30 Jahre verzichtet mittlerweile aufgrund von Mobilfunkangeboten häufig auf einen Festnetzanschluss, weshalb die Erreichbarkeit dieser Zielgruppe erschwert ist. Dies spiegelt sich auch in unseren Daten wider.

Für unsere in diesem Bericht vorliegenden Analysen haben wir auf statistische Verfahren verzichtet, die versuchen, eine datenfaktische Repräsentativität herzustellen. Diese Methoden benutzen unter anderem Gewichtungsfaktoren, um unterrepräsentierte Gruppen häufiger in die zu berechnenden statistischen Modelle aufzunehmen. Um nicht den fälschlichen Anschein einer Altersrepräsentativität für die vorliegende Stichprobe zu geben, haben wir auf diese Gewichtungen verzichtet.

Mit dieser Datengrundlage und gewählten Analyse geht eine eingeschränkte Interpretierbarkeit der in unserem Bericht getroffenen Aussagen für die jüngeren Altersgruppen einher. Dies ist insbesondere bei den Berichten der Häufigkeiten zu beachten (ab Seite 9). Es ist davon auszugehen, dass ein höherer Anteil jüngerer Befragter die Häufigkeitsverteilungen

beeinflusst hätten. Für die Zusammenhangsanalysen, die ab Seite 35 dargestellt werden, kontrollieren wir den Einfluss der Altersstruktur. Dadurch können wir die Zusammenhänge darstellen, die sich trotz der Unterschiede im Alter der Befragten zeigen. Auch hier könnte eine jüngere Stichprobe die Effekte beeinflussen.

Wir möchten an dieser Stelle aber auch auf einen positiven Aspekt der Altersstruktur in unserer Stichprobe hinweisen: Die überwiegende Zahl (sozial-)psychologischer Studien wird mit Studierenden, also sehr jungen Menschen durchgeführt. Mit unserer Befragung können wir Annahmen, die an diesen jüngeren Stichproben getestet wurden, an einer älteren Bevölkerungsgruppe überprüfen und so die allgemeine Gültigkeit der theoretischen Annahmen bestätigen.

Beschreibung des Antwortverhaltens der Teilnehmenden

Für die wichtigsten Variablen und Einflussgrößen befindet sich in Anhang 2 eine Aufstellung der Mittelwerte und Standardabweichungen nach Alter und Geschlecht.

Wirtschaftliche Situation und relative Deprivation

Als Einstieg wurden die UmfrageteilnehmerInnen um einige Einschätzungen zur wirtschaftlichen Lage in Deutschland, zur persönlichen finanziellen Lage und zu den wahrgenommenen Zukunftsaussichten gebeten.

Wie in Abbildungen 1a und 1b zu sehen ist, wurde die wirtschaftliche Situation in Deutschland überwiegend als "eher gut" oder "sehr gut" eingeschätzt (zusammengenommen 91.85%), ebenso wie die persönliche finanzielle Situation (zusammengenommen 84.31%). Für die kommenden fünf Jahre erwartete ein Großteil der Befragten auch, dass die persönliche finanzielle und wirtschaftliche Lage ungefähr gleichbleiben würde (vgl. Abbildung 2). Von den verbleibenden Personen hatten allerdings deutlich mehr die Befürchtung, dass sich ihre finanzielle Situation in Zukunft verschlechtern würde (21.63%), im Gegensatz zu nur 11.22%, die eine Verbesserung ihrer finanziellen Situationen in fünf Jahren erwarteten.

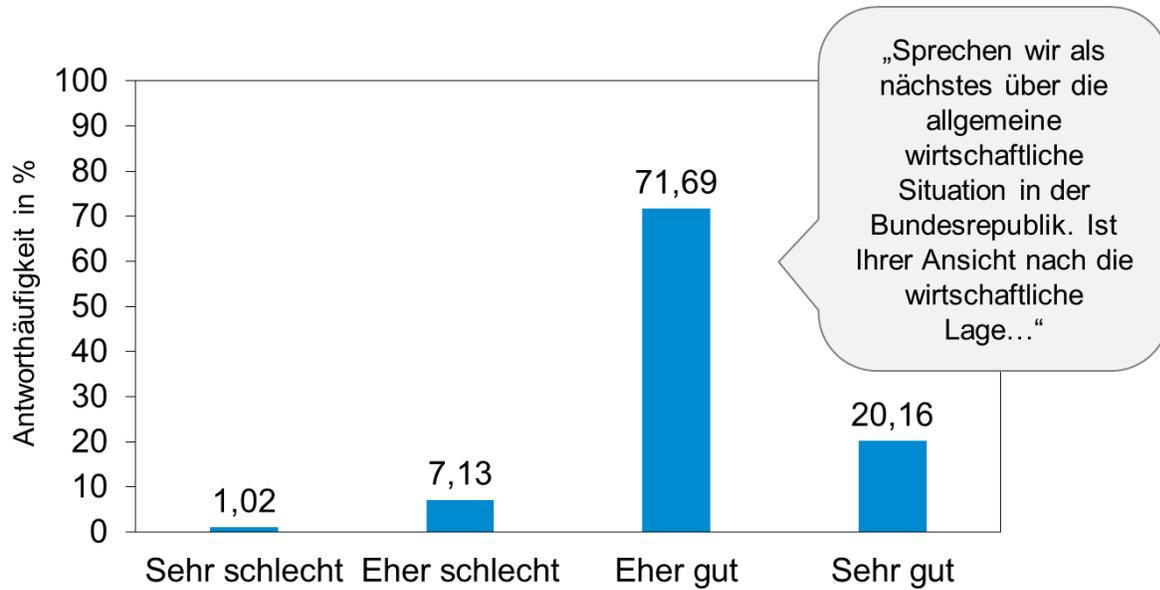


Abbildung 1a. Einschätzung der wirtschaftlichen Situation in Deutschland.

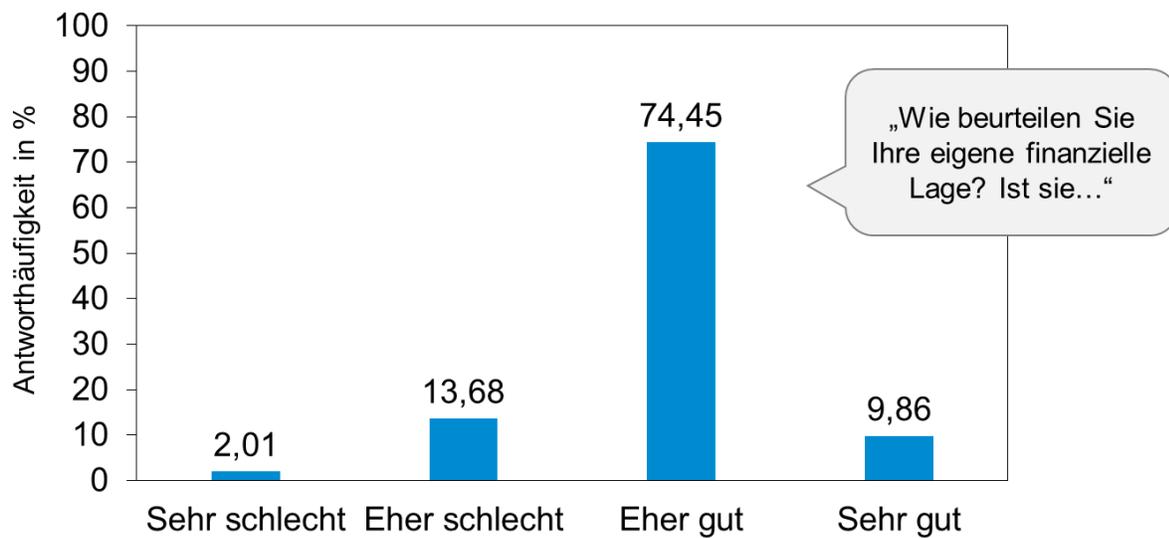


Abbildung 1b. Einschätzung der eigenen finanziellen Situation.

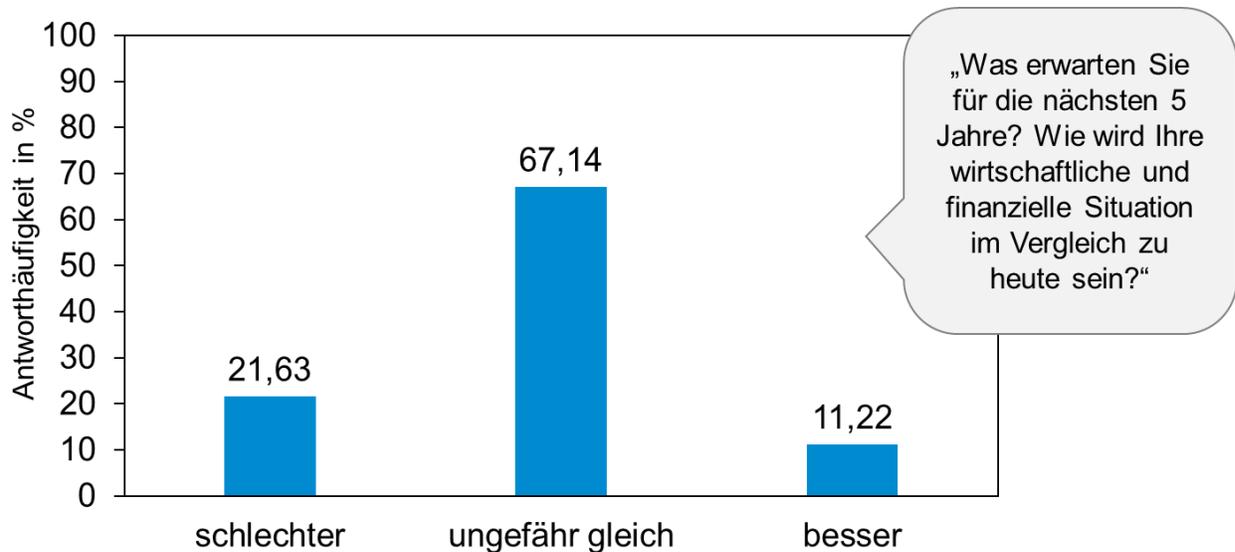


Abbildung 2. Persönliche wirtschaftliche Zukunftserwartungen.

Neben Einschätzungen der gesamten und der persönlichen wirtschaftlichen Situation waren wir auch daran interessiert, wie die Befragten ihre soziale Gruppe im Vergleich mit anderen Gruppen wahrnahmen. Im Hintergrund dieser Überlegung steht die Theorie der relativen Deprivation (siehe z.B. Smith, Pettigrew, Pippin & Bialosiewicz, 2012): Individuen oder Gruppen nehmen Vergleiche mit anderen Individuen oder Gruppen vor; sofern sie ihre eigene Gruppe ungerechtfertigterweise im Nachteil sehen, kann dies zu negativen Einstellungen gegenüber Fremdgruppen, einer Verschlechterung der Intergruppenbeziehungen und zu sozialem Protest führen. Einer der vorgenommenen Vergleiche bezog sich auf Ostdeutsche in Relation zu allen Deutschen (Abbildung 3).

Die Situation in Chemnitz

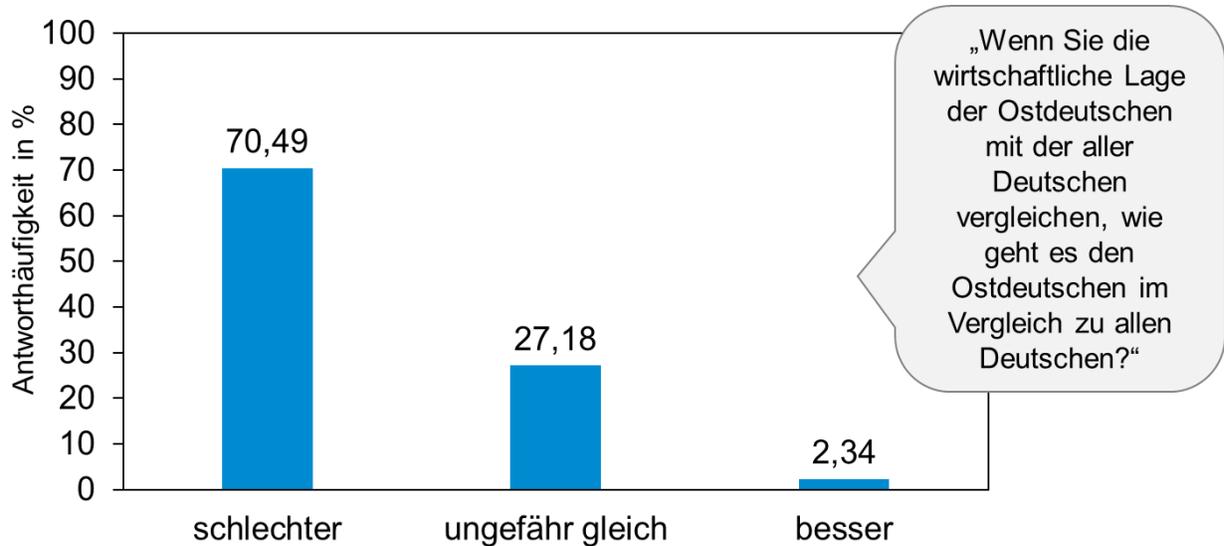


Abbildung 3. Relative Deprivation: Vergleich der wirtschaftlichen Situation von Ostdeutschen und allen Deutschen.

Hier gaben 70.49% der TeilnehmerInnen an, dass es den Ostdeutschen wirtschaftlich schlechter ginge, 27.18% sahen beide auf gleicher Höhe und 2.34% schätzten die wirtschaftliche Lage der Ostdeutschen besser ein als die der Deutschen insgesamt. Wurde dagegen die wirtschaftliche Lage der Deutschen mit der der in Deutschland lebenden AusländerInnen verglichen, zeigte sich ein beinahe umgekehrtes Bild: 69.93% der Umfrageteilnehmenden gaben an, dass es den Deutschen besser ginge als den hier lebenden AusländerInnen, 21.38% schätzten beide Gruppen als ungefähr gleich ein und 8.69% sahen die wirtschaftliche Situation der Deutschen als schlechter an als die der in Deutschland lebenden AusländerInnen (Abbildung 4).

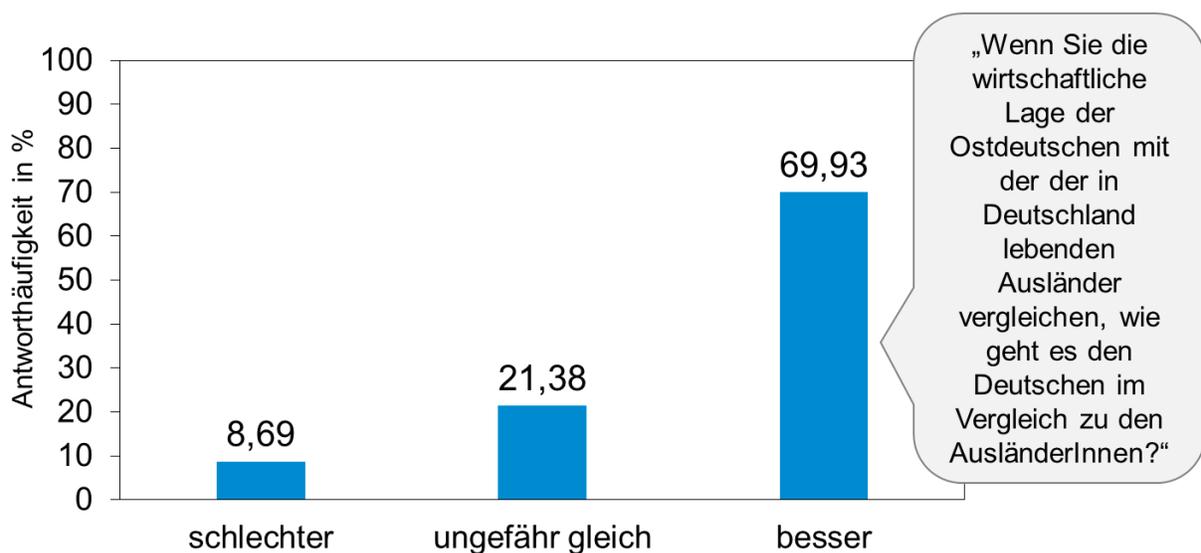


Abbildung 4. Relative Deprivation: Vergleich der wirtschaftlichen Situation von Deutschen und der in Deutschland lebenden AusländerInnen.

Des Weiteren wurden Reaktionen auf Ungerechtigkeit mit zwei Items abgefragt. Ärger darüber, dass es anderen Personen unverdient besser ginge, ist weit verbreitet (40.12% schätzten die zugehörige Frage als eher oder gänzlich zutreffend ein). Einem ähnlich hohen Prozentsatz (37.29%) mache es zu schaffen, wenn anderen Dinge "in den Schoß fallen".

Politische Einstellungen, Sonntagsfrage und Einstellungen zur Demokratie

Die BefragungsteilnehmerInnen hatten auch ihre politischen Einstellungen entlang eines Kontinuums von links nach rechts geäußert (Abbildung 5). Die Mehrheit der Befragten (56.44%) sah sich dabei "genau in der Mitte", 27.9% als "eher links" und 4.94% als "links". Auf der anderen Seite bezeichneten sich 9.44% als "eher rechts" und 1.29% als "rechts".

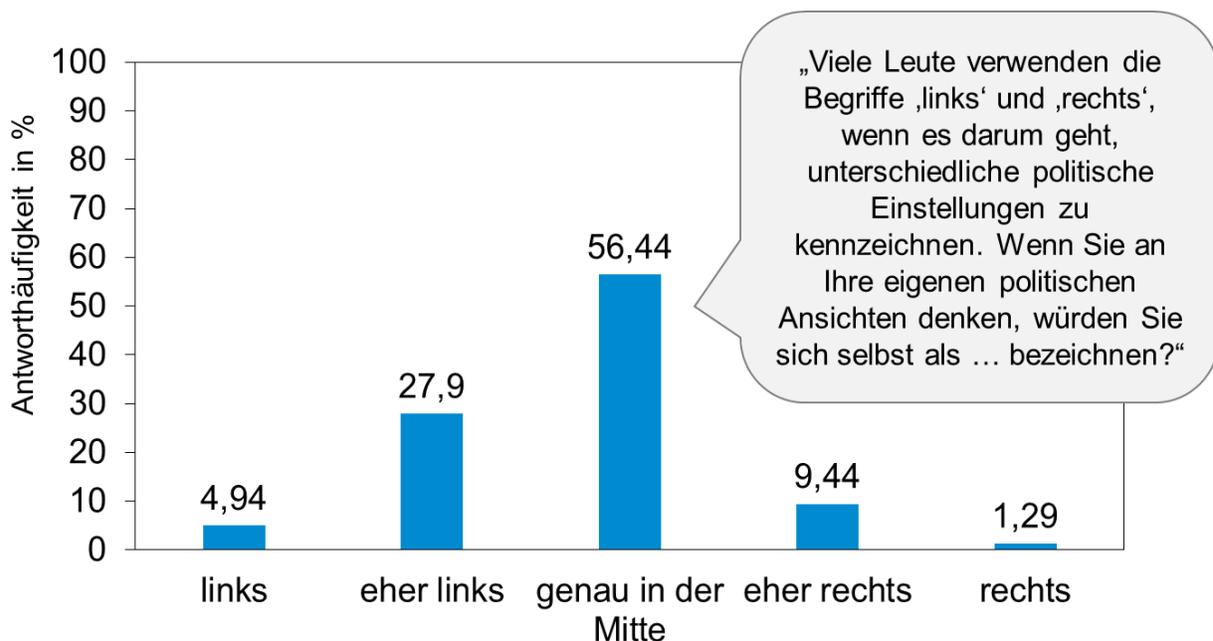


Abbildung 5. Politische Orientierung.

Hinsichtlich der Wahlintention (Abbildung 6) hatten 17.6% der UmfrageteilnehmerInnen angegeben, dass sie die CDU wählen würden, wenn am nächsten Sonntag Bundestagswahl wäre, was hier die größte Gruppe darstellt (verglichen mit 24.86% bei der Bundestagswahl 2017; Stadt Chemnitz, 2017). Es schlossen sich Die Grünen mit 13.6% an (2017: 4.67%), danach kam die Alternative für Deutschland mit 13.00% (2017: 24.31%), Die Linke mit 12.6% (2017: 19.20%), die SPD mit 8.2% (2017: 11.91%) sowie die FDP mit 6.00% (2017: 8.35%). 2% gaben an, dass sie eine andere Partei wählen würden. Weitere 15.6% der Befragten wussten nicht, welche Partei sie

wählen würden. Die verbleibenden Angaben entfielen auf die Optionen "würde nicht wählen" (5.8%), "würde ungültig wählen" (1.4%) und "keine Angabe" (4.2%). Auffällig ist hierbei die Diskrepanz im Vergleich mit der Bundestagswahl 2017, bei der verhältnismäßig mehr Stimmen auf CDU, AfD und Die Linke entfielen und deutlich weniger auf Die Grünen. Auch im Vergleich zu aktuellen Chemnitzer Wahlergebnissen der Europawahl 2019 sind Abweichungen zu beobachten. Während unsere Ergebnisse den Zuwachs für die Grünen (Europawahl 2019: 11.19%) abbilden, gibt es zum Ergebnis für die Alternative für Deutschland (23.52%) einen deutlichen Unterschied.

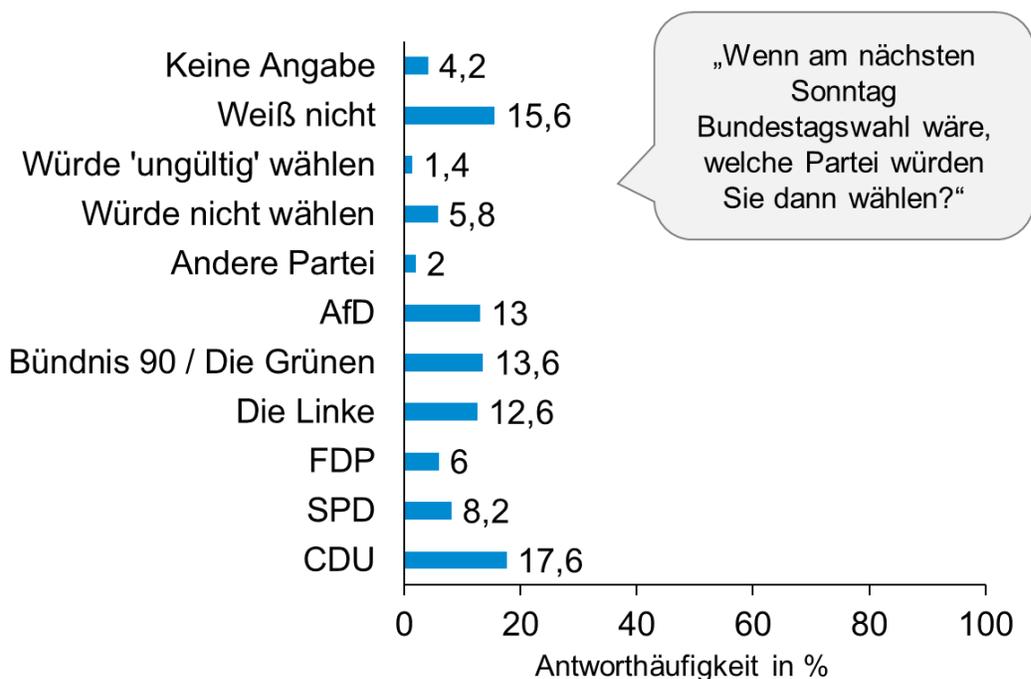


Abbildung 6. Sonntagsfrage.

Die generelle Einstellung zur Idee der Demokratie sowie die Zufriedenheit mit der in Deutschland konkret bestehenden Demokratie wurden ebenfalls mit zwei Fragen erfasst. Hier zeigte sich, dass die Idee der Demokratie grundsätzlich hohe Zustimmung erhält - 97.34% der Teilnehmenden sprachen sich "eher dafür" oder "sehr dafür" aus; nur 2.66% "eher dagegen" (Abbildung 7).

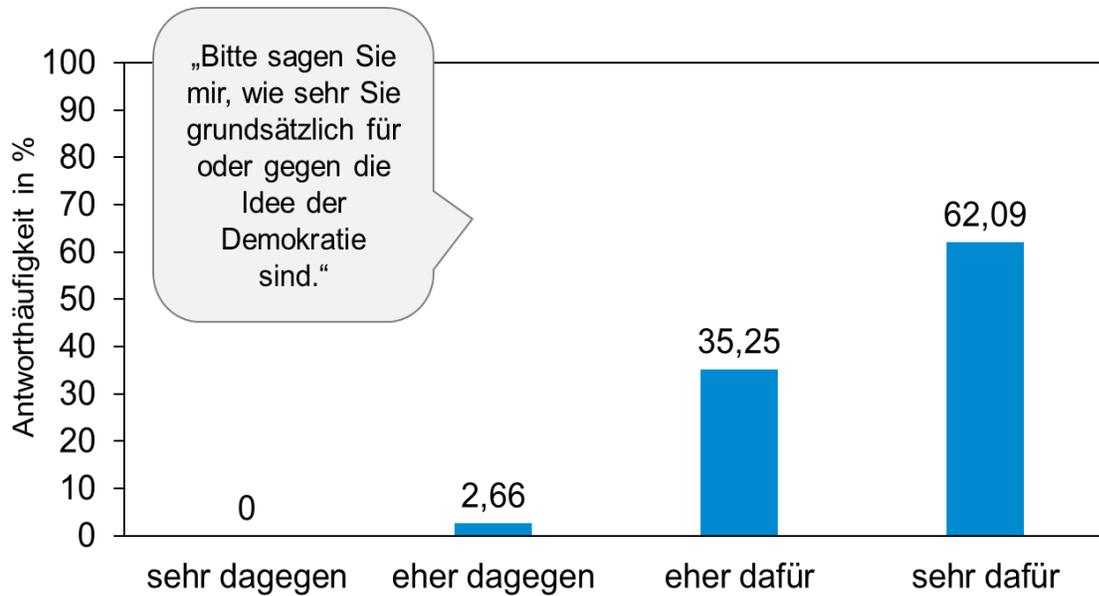


Abbildung 7. Allgemeine Zufriedenheit mit der Demokratie.

Allerdings war die Zufriedenheit mit der in Deutschland bestehenden Demokratie weniger hoch ausgeprägt; nur 5.93% der Befragten waren "sehr zufrieden". Zusammen mit dem großen Anteil der "eher zufriedenen" Personen (51.12%) gab es zwar immer noch eine Mehrheit der zufriedenen TeilnehmerInnen, aber eben auch 36.2%, die "eher unzufrieden" waren. 6.75% äußerten sich sogar als "sehr unzufrieden" (Abbildung 8).

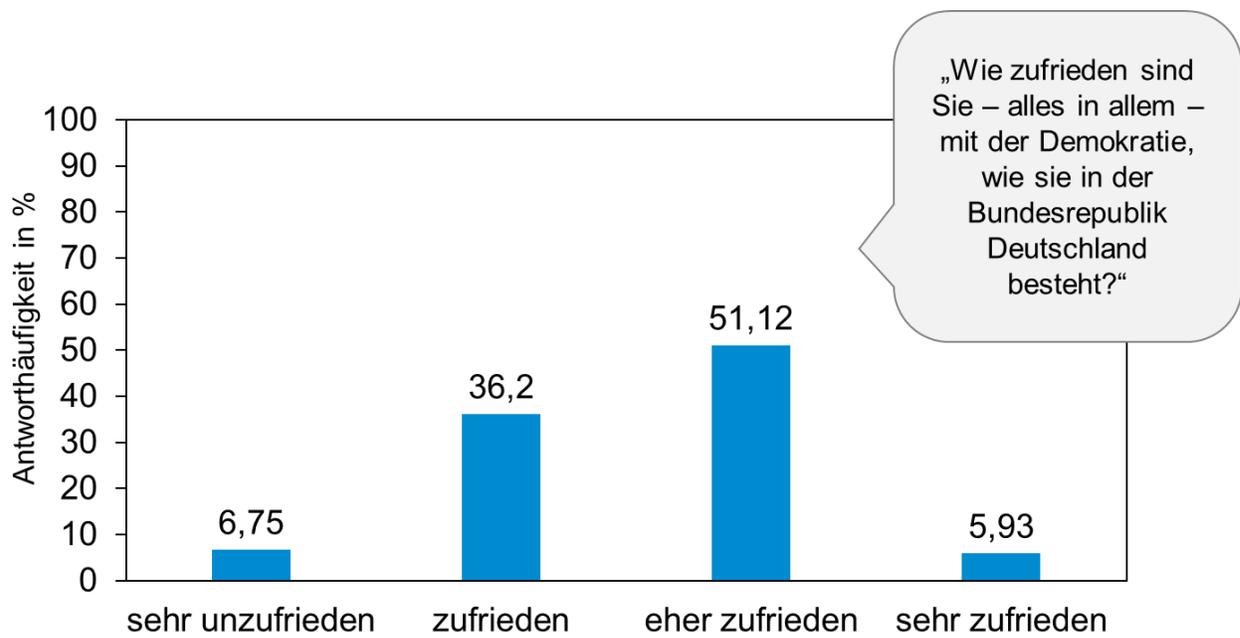


Abbildung 8. Zufriedenheit mit der Demokratie in Deutschland.

Ist diese Unzufriedenheit eventuell damit verbunden, dass die Befragten zu wenige Möglichkeiten für Einflussnahme auf die Politik und Regierung wahrnehmen? Hierzu haben wir gefragt, ob „Leute wie ich sowieso keinen Einfluss darauf [haben], was die Regierung tut“ (Abbildung 9). 27.13% der Teilnehmenden sahen diese Aussage als „voll und ganz zutreffend“ an, 37.65% hielten sie für „eher zutreffend“. Nur 35.23% befanden, dass diese Aussage überhaupt nicht oder eher nicht zutrifft.

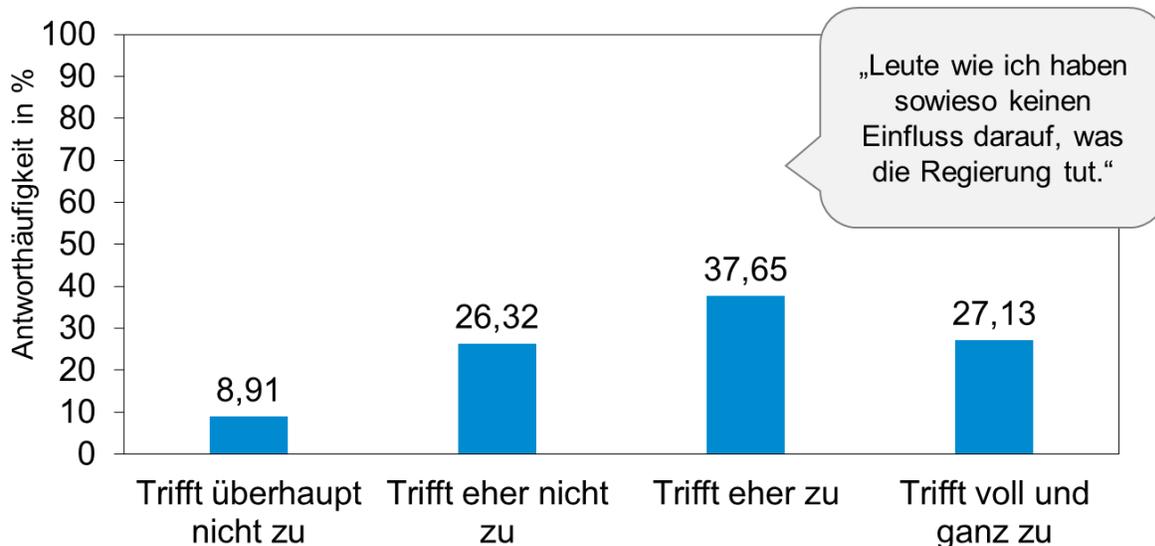


Abbildung 9. Wahrgenommener Einfluss auf Regierungshandeln.

Wir haben diese Antworten danach mit vorangegangenen Antworten zur Zufriedenheit mit der Demokratie in Deutschland in Beziehung gesetzt. Dabei kam Pearsons Korrelationskoeffizient r zum Einsatz.¹ Hier betrug $r = -0.243$ ($t(482) = -5.497$, $p < 0.001$, 95%-KI: -0.325 ; -0.157), was einem kleinen bis mittleren negativen Zusammenhang entspricht (siehe Cohen, 1988). Das heißt, wer wenig Möglichkeiten zur Einflussnahme auf die Regierung sah, war tendenziell auch weniger zufrieden mit der Demokratie in Deutschland (und umgekehrt). Wichtig ist dabei, dass wir

1 Der Wert $r = 0$ bedeutet, dass kein Zusammenhang zwischen zwei Größen besteht, $r = 1$ steht für einen perfekten positiven Zusammenhang ("Hohe Werte von x gehen mit hohen Werten von y einher") und $r = -1$ steht für einen perfekten negativen Zusammenhang ("Hohe Werte von x gehen mit niedrigen Werten von y einher und umgekehrt"). Korrelationen in Höhe von $r = 0.1$ gelten als klein, $r = 0.3$ als mittel und $r = 0.5$ als hoch (Cohen, 1988). Die weiteren angegebenen Kennzahlen dienen der inferenzstatistischen Absicherung des Korrelationskoeffizienten. Das 95%-Konfidenzintervall ist besonders zentral - das Intervall von -0.325 bis -0.157 überdeckt mit 95%iger Wahrscheinlichkeit den wahren Wert von r in der Population.

ausschließlich statistische Zusammenhänge betrachtet haben und *keine* Aussage dazu treffen können, ob und in welcher Form diese beiden Merkmale *kausal* miteinander in Zusammenhang stehen. Das bedeutet, dass wir aufgrund unserer Befragung *nicht* sagen, ob der wahrgenommene Mangel an Einflussmöglichkeiten zur Unzufriedenheit mit der Demokratie in Deutschland führt. Wir können lediglich sehen, dass es einen Zusammenhang gibt.

Als Zwischenfazit nach den Fragen zur wirtschaftlichen und politischen Situation der befragten ChemnitzerInnen können wir also folgende Schlüsse ziehen: Obwohl die allgemeine wie auch die persönliche wirtschaftliche Lage überwiegend positiv eingeschätzt wird, fühlt sich ein Großteil der Befragten als Ostdeutsche in Hinblick auf die wirtschaftliche Lage benachteiligt (relative Deprivation von Ostdeutschen im Vergleich zu Gesamtdeutschland). Gleichzeitig sieht sich nur ein minimaler Prozentsatz in wirtschaftlicher Hinsicht gegenüber Ausländern im Nachteil. Ungefähr ein Fünftel hat Bedenken bezüglich einer Verschlechterung der eigenen finanziellen Situation in den nächsten fünf Jahren.

Des Weiteren ist nur etwas mehr als die Hälfte der Befragten zufrieden mit der in Deutschland gelebten Demokratie, wobei diese Beurteilung negativ mit wahrgenommenen Möglichkeiten zur Teilhabe und Einflussnahme korreliert. Aus vorangegangenen Untersuchungen (u.a. Fritsche et al., 2013) ist bekannt, dass soziale und wirtschaftliche Bedrohungen wie Verlustängste oder relative Deprivation zu einem Gefühl mangelnder Kontrolle beitragen können (wie sich hier etwa durch den als gering eingeschätzten Einfluss auf Entscheidungen der Bundesregierung zeigt). Kollektives Handeln in sozialen Gruppen, etwa Diskriminierung und Abwertung von Fremdgruppen, kann einen Weg darstellen, diese Kontrolle zurückzuerlangen.

Ideologische Einstellungen wie Autoritarismus könnten ebenfalls eine Rolle bei den Protesten in Chemnitz gespielt haben. Entsprechend wird dieses Thema im nächsten Abschnitt betrachtet.

Autoritarismus

Autoritarismus gehört zu den am besten untersuchten und einflussreichsten basalen ideologischen Einstellungen. Das Konstrukt hängt mit einer Vielzahl politischer, sozialer und ideologischer Phänomene zusammen (z.B. Altemeyer, 1981; McFarland, 2010). So kann es auch zur Vorhersage von Vorurteilen gegenüber sozialen Gruppen genutzt werden (z.B. Sibley & Duckitt, 2008). Wir haben in unserer telefonischen Befragung eine Frage zu jeder der drei klassischen Facetten von Autoritarismus gestellt (siehe Altemeyer, 1981; Beierlein, Asbrock, Kauff & Schmidt, 2014): autoritäre Aggression (Aggression bei normverletzendem Verhalten), autoritäre Unterwürfigkeit (Gehorsam gegenüber Autoritäten und Führungspersonen) und Konventionalismus (Konformität mit etablierten Gruppennormen und -werten).

Abbildung 10 zeigt die Antwortverteilung für alle drei Aspekte. Während das Maß für autoritäre Aggression („Unruhestifter sollten deutlich zu spüren bekommen, dass sie in der Gesellschaft unerwünscht sind.“) deutliche Zustimmung erfuhr, wurde der Frage zu autoritärer Unterwürfigkeit zu beinahe zwei Dritteln „überhaupt nicht“ oder „eher nicht“ zugestimmt. Die Ansichten zu Konventionalismus waren etwas differenzierter, letztlich stimmten hier aber dennoch über 60% „eher“ oder „voll und ganz“ dafür, „bewährte Verhaltensweisen [...] nicht in Frage [zu stellen].“

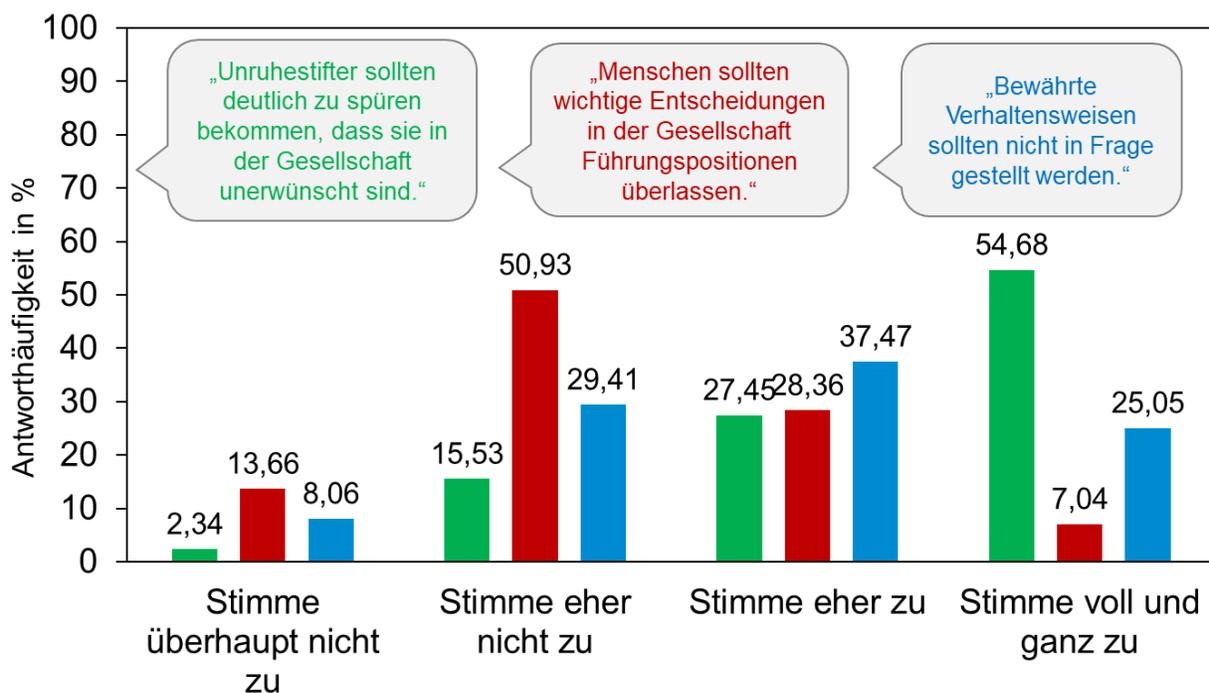


Abbildung 10. Autoritarismus mit den drei Facetten "autoritäre Aggression", "autoritäre Unterwürfigkeit" und "Konventionalismus".

Identifikation mit Deutschland, Sachsen und Chemnitz

Identifikation mit sozialen Gruppen umfasst verschiedene, eng verbundene Teilaspekte - die Zugehörigkeit zu einer Gruppe als wichtig für das eigene Selbst einzuschätzen, mit der Gruppenzugehörigkeit verbundene Zufriedenheit und positive Emotionen sowie eine Verbindung und Solidarität mit anderen Gruppenmitgliedern (Leach et al., 2008; Postmes, Haslam & Jans, 2012; Roth & Mazziotta, 2015). Soziale Identifikation kann mit sogenanntem Intergruppenbias einhergehen, der Bevorzugung der eigenen Gruppe und/oder der Abwertung anderer Gruppen (Hewstone, Rubin & Willis, 2002). Dementsprechend haben wir Identifikation auf verschiedenen Ebenen abgefragt - mit Chemnitz, Sachsen und Deutschland insgesamt.

Das in Abbildung 11 gezeigte Antwortmuster scheint für alle drei Ebenen sehr ähnlich zu sein: Ungefähr zwei Drittel der Befragten stimmten "voll und ganz zu", wenn es um ihre Identifikation mit Deutschland, Sachsen, bzw. Chemnitz ging. Weitere ca. 25% stimmten "eher zu" und nur ein kleiner Teil stimmte "eher nicht" oder "überhaupt nicht" zu.

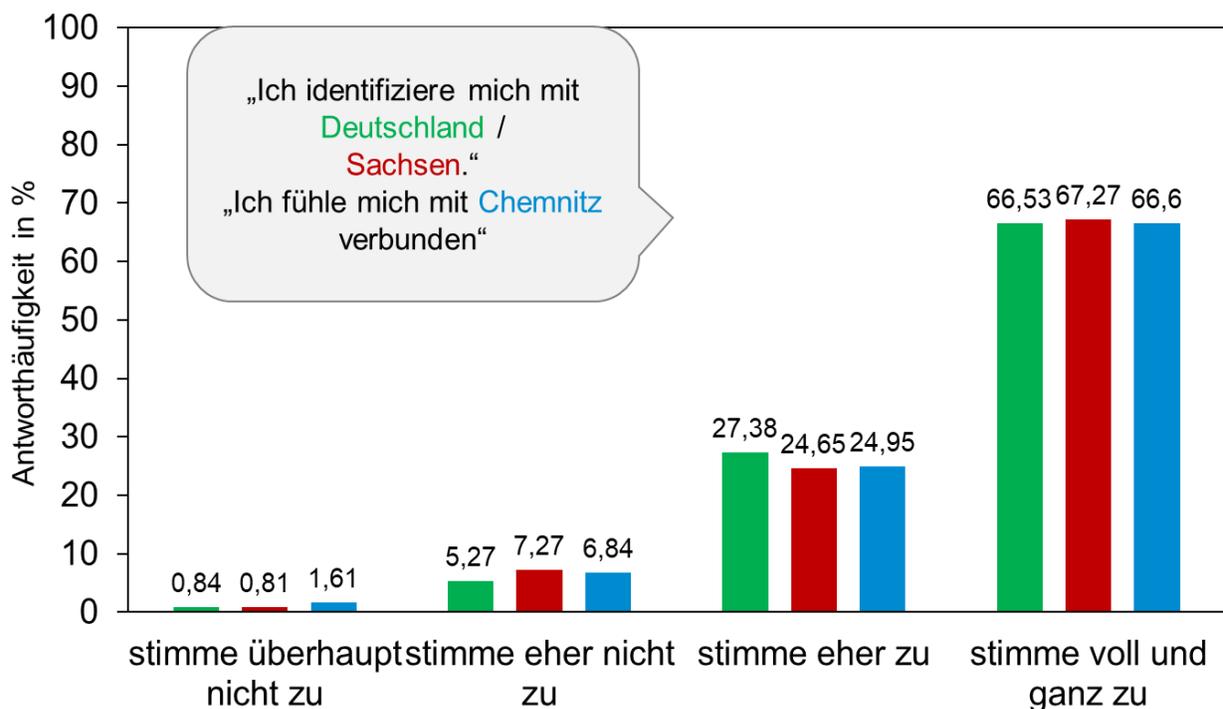


Abbildung 11. Identifikation mit Deutschland, Sachsen und Chemnitz.

Die Situation in Chemnitz

Die drei abgebildeten Antwortverteilungen ähneln sich sehr stark; es bestanden auch deutliche Zusammenhänge zwischen den Fragen (siehe Tabelle 1). Zwischen der Identifikation mit Deutschland und der Identifikation mit Sachsen fanden wir einen starken positiven Zusammenhang ($r = 0.493$, $t(489) = 12.523$, $p < 0.001$, 95%-KI: 0.423; 0.557). Zwischen der Identifikation mit Deutschland und der Identifikation mit Chemnitz bestand nur ein mittelgroßer Zusammenhang ($r = 0.316$, $t(490) = 7.378$, $p < 0.001$, 95%-KI: 0.234; 0.394); die Identifikation mit Sachsen und die mit Chemnitz hingen allerdings wieder stark zusammen ($r = 0.503$, $t(490) = 12.900$, $p < 0.001$, 95%-KI: 0.434; 0.567).

Tabelle 1

Zusammenhang der drei Identifikationsebenen

		Identifikation mit Deutschland	Identifikation mit Sachsen
Identifikation Sachsen	mit	0.493 ***	
Identifikation Chemnitz	mit	0.316 ***	0.504 ***

Anmerkung. *** $p < 0.001$

Diese Korrelationen sind allerdings nicht perfekt (ihr Betrag ist nicht eins), d.h., die große Ähnlichkeit der Antwortverteilungen (Abbildung 11) kann täuschen. Wer sich stark mit Chemnitz verbunden fühlt, identifiziert sich *tendenziell* auch stärker mit Sachsen und (in geringerem Maße) mit Deutschland. Es verbleibt jedoch noch immer eine deutliche nicht erklärte Variation in den Antwortmustern, d.h., es kommen auch stark mit Chemnitz verbundene Personen vor, die sich z.B. kaum mit Deutschland oder Sachsen identifizieren.

Sicherheitsempfinden am Wohnort und in der Chemnitzer Innenstadt

Wahrgenommene Sicherheit war nach der tödlichen Messerattacke ein relevanter Faktor für die Proteste in Chemnitz. Das Thema spielt in öffentlichen Debatten immer wieder eine entscheidende Rolle und stellt ebenso ein Kernthema rechtspopulistischer Argumentation dar.

Subjektives Sicherheitsempfinden, bzw. in der Wissenschaft häufig als Kriminalitätsfurcht bezeichnetes Phänomen, setzt sich aus drei Wirkungsebenen zusammen: kognitiv, affektiv und konativ. Während die kognitive Komponente die Beurteilung der Wahrscheinlichkeit umfasst, Opfer einer Straftat zu werden, bezieht sich die affektive Ebene insbesondere auf die daraus folgende emotionale Bewertung und die konative Ebene auf die folgende Handlungsintention. Die affektive Ebene wird klassischerweise mit der Frage untersucht „Wie sicher fühlen Sie sich nachts in der Gegend, in der Sie wohnen?“ (Bals, 2004). Dabei zeigt sich in Studien, dass die Erklärung für das Sicherheitsempfinden nicht ausschließlich auf der Grundlage von objektiver Kriminalitätsbelastung beruht: Faktoren wie allgemeiner Gesundheitszustand, Alter, Geschlecht, Bildungsstand und generelle Zukunftsängste wirken auf die Beurteilung von Sicherheitsempfinden ein. Diese Faktoren umfassen damit den Erklärungsansatz generalisierter Ängste, die sich in der Beurteilung von Sicherheitsfragen widerspiegeln (Boers, 1991).

Darüber hinaus zeigten sich in frühen Studien bereits die nicht eindeutigen Zusammenhänge von subjektivem Sicherheitsempfinden und tatsächlicher Kriminalitätsbelastung: Der generelle Trend in der Bundesrepublik zeigt immer weiter sinkende Kriminalitätsbelastung, jedoch eine steigende Sorge vor Kriminalität in der Bevölkerung. Gleichzeitig kann auch Gegenteiliges in Regionen nachgewiesen werden: sinkende Kriminalitätsfurcht bei steigender Kriminalitätsbelastung. Dieser Befund wurde als „Kriminalitätsfurchtparadoxon“ in der Literatur diskutiert und ist auch in anderen Ländern nachweisbar (Reuband, 2008). Nach diesen Befunden haben sich vor allem die Wahrnehmung von sozialer Unordnung in Form von physischen Zeichen (Graffiti, Müll, zerbrochene Fenster) sowie von der Norm abweichende Personengruppen (Obdachlose, AusländerInnen, lärmende Jugendliche, Prostituierte) als Erklärungsansatz für Kriminalitätsfurcht etabliert gemacht (Kelling & Wilson, 1982). Grundannahme dieses Erklärungsansatzes liegt darin, den Zustand des öffentlichen Raums als Spiegel normativer Ordnung zu betrachten – physische Hinweise wie Müll oder Graffiti signalisieren, dass soziale Normen in diesem Raum nicht gelten bzw. von AnwohnerInnen nicht durchgesetzt werden. Dies hat zur Folge, dass Personengruppen sich an

diesen Orten eindringen, die als bedrohlich wahrgenommen werden. Die Beurteilung von Normalität spielt bei diesem Erklärungsansatz von Kriminalitätsfurcht also eine entscheidende Rolle (Hohage, 2004; Lüdemann, 2006).

Für diese Umfrage interessierten uns daher vor allem das Sicherheitsempfinden nachts am eigenen Wohnort als Dimension affektiver Kriminalitätsfurcht und das Sicherheitsempfinden nachts in der Chemnitzer Innenstadt. Dabei stellte sich heraus, dass sich ein Großteil der befragten ChemnitzerInnen im Ortsteil, in dem sie wohnen, "eher sicher" oder "sehr sicher" fühlte (77.39%; siehe Abbildung 12). Nachts in der Innenstadt fühlen sich dagegen nur 3.81% "sehr sicher", und nur 29.76% "eher sicher"; etwa zwei Drittel der Befragten fühlten sich "eher unsicher" oder sogar "sehr unsicher". 74 UmfrageteilnehmerInnen konnten zu dieser Frage keine Angabe machen, weil sie aus persönlichen Gründen (genannt wurden etwa hohes Alter oder die große Entfernung zwischen Wohnort und Stadtzentrum) nachts nie die Chemnitzer Innenstadt besuchten.

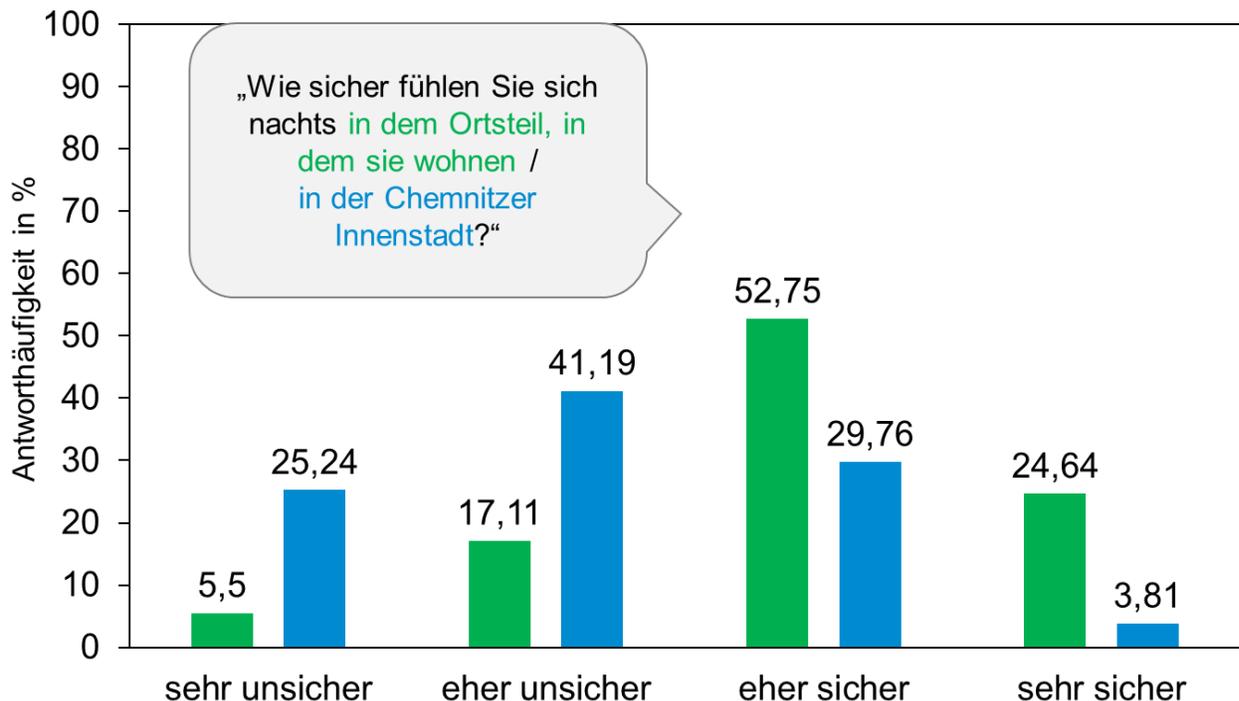


Abbildung 12. Sicherheitsempfinden in Chemnitz.

Für diese beiden Fragen ist natürlich relevant, in welchem Stadtteil die Befragten wohnen. Aufgrund dessen haben wir als weitere demographische Angabe den Stadtteil der Befragten erfragt. Mit der hier vorliegenden Stichprobengröße von maximal 500 Personen sollten Untersuchungen und Vergleiche zwischen Stadtteilen allerdings nur extrem vorsichtig interpretiert werden, da für einige Stadtteile nur sehr geringe Fallzahlen vorliegen.

Wir konnten auf Basis einer sogenannten Mehrebenenanalyse² feststellen, dass ca. 10% des Sicherheitsempfindens am Wohnort durch den Stadtteil der Befragten erklärt werden konnten, in dem die befragten Personen wohnten ($ICC1(37, 453) = 0.096, p < 0.001$). Das bedeutet, dass die Befragten aus unterschiedlichen Stadtteilen sich dort unterschiedlich sicher fühlten. Der eigene Wohnort beeinflusste dagegen nicht in statistisch bedeutsamem Maße, wie sicher sich die TeilnehmerInnen nachts im Zentrum fühlten ($ICC1(37, 382) = 0.027, p = 0.117$). Vergleichen wir nun Personen, die im Zentrum wohnen mit denen, die nicht im Zentrum wohnen, dann fühlten sich die BewohnerInnen des Zentrums dort ein wenig sicherer als die anderen (Differenz der Mittelwerte = 0.400, $t(24.021) = 2.448, p = 0.022$, 95%-KI der Differenz: 0.063; 0.736, entspricht $r = 0.107$, also ein kleiner Effekt). Dies liegt möglicherweise daran, dass BewohnerInnen des Zentrums dieses häufiger als nicht gefährlich erleben, während diese direkte Erfahrung bei Personen aus anderen Stadtteilen eher fehlt.

Welche Merkmale eines Stadtteils für das Sicherheitsempfinden eine Rolle spielen (möglicherweise Kriminalität, Arbeitslosigkeit, Ausländeranteil, Altersstruktur etc.), könnte in späteren Analysen genauer betrachtet werden, allerdings ist die Stichprobengröße hier ein stark limitierender Faktor. Gleichzeitig deuten die hier vorgestellten Befunde aber auch an, dass das Sicherheitsempfinden zu einem großen Teil von individuellen Variablen mitbestimmt wird.

Wahrnehmung von AusländerInnen, Kontakterfahrungen und Bedrohungswahrnehmung

Zentrales Thema der rechten Proteste ist die Kritik an der Migrations- und Asylpolitik der Bundesregierung sowie der Angst vor Überfremdung im eigenen Land durch AusländerInnen.

2 Bei diesem Verfahren werden Zusammenhänge zwischen verschiedenen Größen untersucht, wobei u.a. berücksichtigt werden kann, dass Personen aus dem gleichen Stadtteil in der Regel ähnlichere Antworten geben, als Personen aus gänzlich verschiedenen Stadtteilen. Aus diesen Berechnungen lässt sich auch die sog. Intra-Klassen-Korrelation 1 (ICC1) bestimmen - diese wird größer, wenn sich Angaben aus dem gleichen Stadtteil sehr stark ähneln und zwischen den Stadtteilen deutliche Unterschiede bestehen.

Demonstrationen von PEGIDA, AfD, PRO-Parteien und anderen rechtsgerichteten Bündnissen verweisen dabei immer wieder auf die Bedrohung der deutschen Werte und Identität durch die Auswirkungen von Migration. Hinter diesen Forderungen vermuten wir aus der sozialpsychologischen und Intergruppenforschung bekannte Einstellungs-, Wahrnehmungs- und Bewertungsmuster gegenüber AusländerInnen, die wir im Folgenden aufzeigen wollen sowie deren Bedeutung für die Bewertung der Proteste und der Teilnahme an Veranstaltungen.

Die Kontakthypothese besagt, dass positiver Intergruppenkontakt zu mehr Toleranz, weniger Vorurteilen und mehr positiver Bewertung der Mitglieder von Fremdgruppen führt (Allport, 1954). Mittlerweile durch eine Vielzahl von Studien bestätigt (s. Pettigrew & Tropp, 2006, für eine Metaanalyse mit über 500 Studien), lässt sich zeigen, dass vor allem positiver Intergruppenkontakt negativ mit Vorurteilen gegenüber anderen Gruppen zusammenhängt und sogar harmonischere Intergruppenbeziehungen nach sich ziehen kann. Gleichzeitig sorgen negative Kontakterfahrungen aber auch für negative Intergruppeneinstellungen (z.B. Paolini, Harwood & Rubin, 2010; Pettigrew, Tropp, Wagner & Christ, 2011). Graf, Paolini und Rubin (2014) konnten in ihrer Studie aufzeigen, dass positiver Kontakt weniger stark ausgeprägten Einfluss auf Einstellungen gegenüber Mitgliedern anderer Gruppen hat im Vergleich zu den negativen Folgen negativen Kontaktes. Sie konnten aber auch belegen, dass positiver Intergruppenkontakt signifikant häufiger auftritt. Einen besonders deutlichen Prädiktor für positive Intergruppenbeziehungen stellen Intergruppenfreundschaften dar, da diese positiven Kontakterfahrungen meist langandauernd, gleichberechtigt und intensiv sind (Davies, Tropp, Aron, Pettigrew & Wright, 2011).

Ein weiterer zentraler Gesichtspunkt für die Wahrnehmung von AusländerInnen und Fremdgruppen allgemein ist der Aspekt der wahrgenommenen Bedrohung (Asbrock & Fritsche, 2017; Stephan et al., 2002). Dabei meint Bedrohung allgemein die Erwartung, dass etwas Unangenehmes passieren könnte. Entsprechend der Unterscheidung im Rahmen der Integrated Threat Theory (Stephan & Stephan, 2000), haben wir in der vorliegenden Befragung drei Ebenen von wahrgenommener Bedrohung erfasst: Realistische Bedrohung richtet sich gegen Wohlstand, Ressourcen und Macht der eigenen Gruppe, symbolische Bedrohung gegen die von der eigenen Gruppe geteilten Werte und Normen sowie Sicherheitsbedrohung gegen die körperliche Unversehrtheit und Sicherheit. Die Forschung zeigt, dass kollektive Bedrohung all dieser Facetten (d.h., eine Bedrohung meiner gesamten Gruppe, z.B. aller Deutschen) einen guten Prädiktor für Vorurteile und negativen Intergruppenkontakt darstellt (Asbrock & Fritsche, 2017). Darüber hinaus

steht Bedrohungswahrnehmung in enger Verbindung zu rechtsgerichteten ideologischen Einstellungen. So nehmen Personen mit stärkerer Autoritarismusneigung Fremdgruppen oder Ereignisse eher als bedrohlich wahr als andere (Duckitt & Sibley, 2010) bzw. die Wahrnehmung von Bedrohung zieht einen Anstieg autoritärer Einstellungen nach sich (Asbrock & Fritsche, 2013; Duckitt & Fisher, 2003).

Zuerst haben wir festgestellt, dass die Befragten in unserer Stichprobe AusländerInnen zum großen Teil neutral bewerteten bzw. ihre Gefühle AusländerInnen gegenüber als neutral beschreiben (jeweils ungefähr 60%, siehe Abbildungen 13 und 14).

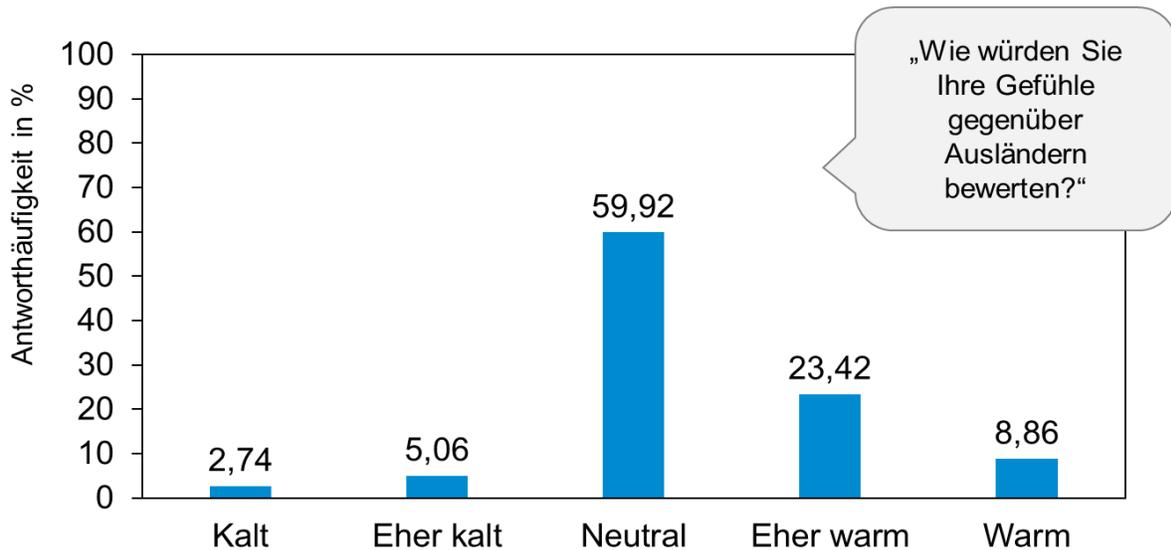


Abbildung 13. Bewertung von AusländerInnen (warm - kalt).

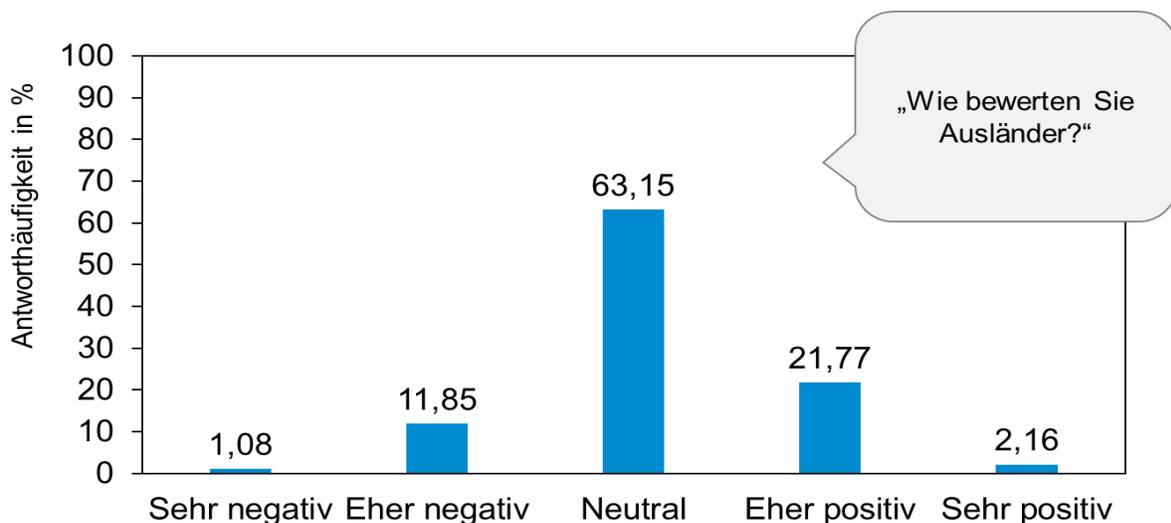


Abbildung 14. Bewertung von AusländerInnen (positiv - negativ).

Ausländische Freunde oder Bekannte hatten jedoch nur wenige Personen: 38.43% gaben "gar keine" an und 52.52% "eher wenige" (Abbildung 15). Dennoch hatten beinahe 40% bereits "oft" oder "sehr oft" positive persönliche Erfahrungen mit AusländerInnen; nur 16.74% gaben an, "nie" solche Erfahrungen gemacht zu haben (Abbildung 16). Negative Kontakterfahrungen waren vergleichsweise selten; nur 6.68% der Befragten teilten mit, dass sie "oft" oder "sehr oft" negative persönliche Erfahrungen mit AusländerInnen gemacht hätten.

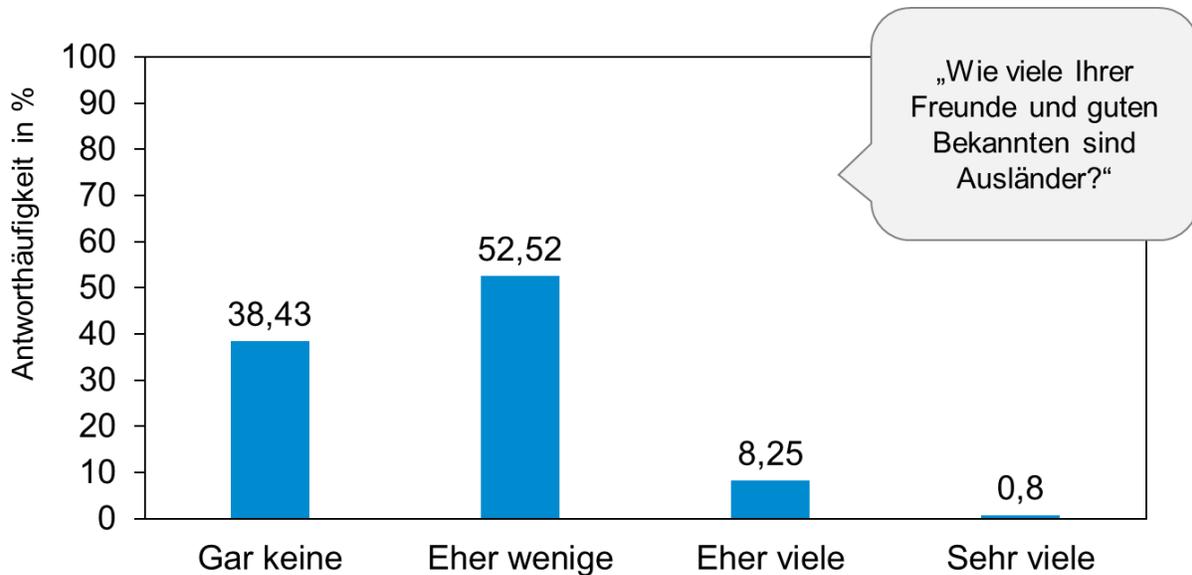


Abbildung 15. AusländerInnen im Freundes- oder Bekanntenkreis.

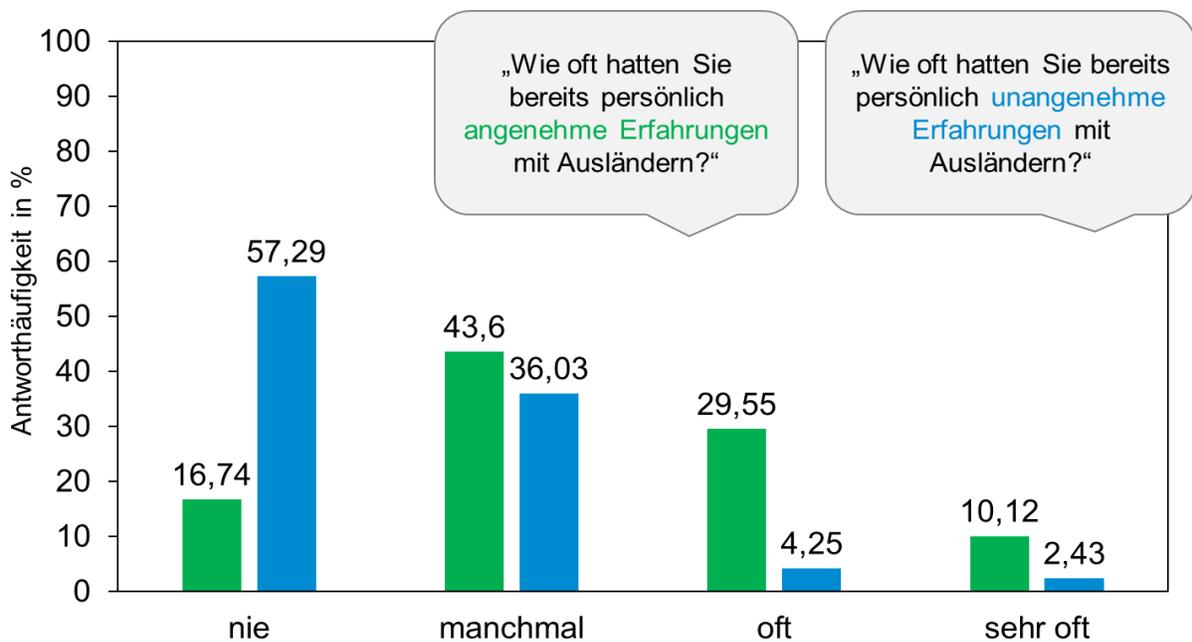


Abbildung 16. Positive und negative Kontakterfahrungen mit AusländerInnen.

Teilt man den Antwortoptionen Zahlenwerte zu (1 = Nie ... 4 = Sehr oft) und vergleicht die Mittelwerte, findet sich deutlich mehr positiver als negativer Kontakt ($M_{\text{pos}} = 2.331$, $M_{\text{neg}} = 1.518$, $t_{\text{abhängig}}(481) = 17.12$, $p < 0.001$, 95%-KI der Differenz: 0.720; 0.907³).

Einschätzungen der Integrationsbereitschaft von AusländerInnen variierten, mit 60.96% gab die Mehrheit der Befragten an, dass ihrer Ansicht nach die in Deutschland lebenden AusländerInnen "zum Teil" bereit seien, sich zu integrieren (Abbildung 17). Weitere 25.67% gingen davon aus, dass dies nur in "sehr geringem" oder "geringem Maß" der Fall sei. Ein "hohes" oder "sehr hohes Maß" an Integrationsbereitschaft wurde von 13.36% angenommen.

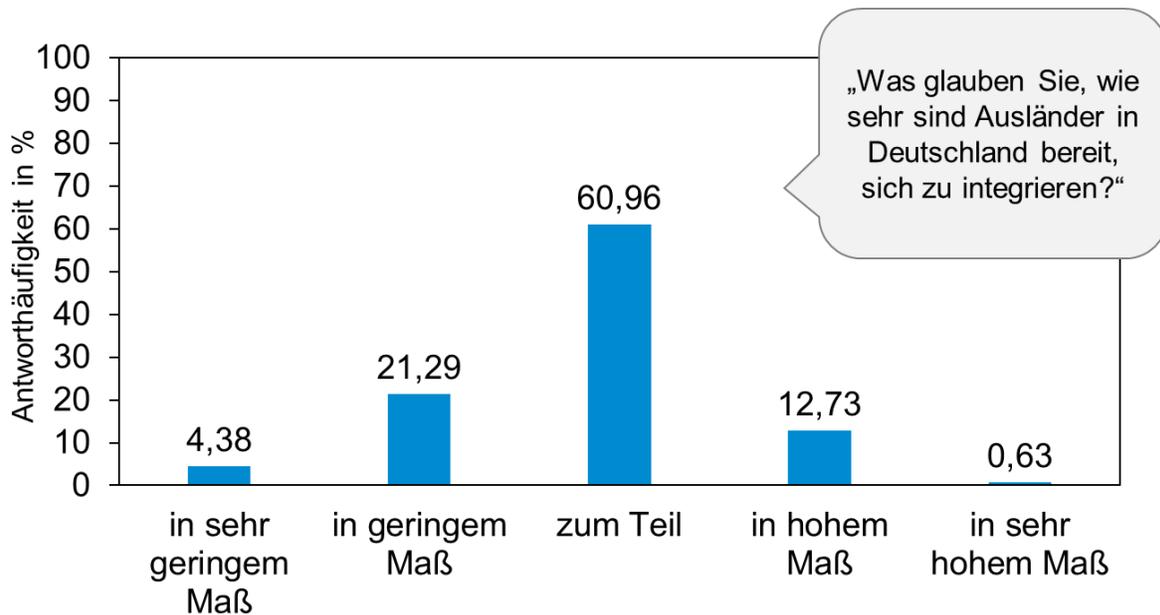


Abbildung 17. Wahrgenommene Integrationsbereitschaft von AusländerInnen in Deutschland.

3 Hier wurde ein sog. t-Test für abhängige Stichproben berechnet. Dieser vergleicht Mittelwerte für zwei Fragen, wenn beide Fragen von den jeweils gleichen Personen ausgefüllt wurden. Das Intervall, welches die wahre Differenz in der Population mit 95%iger Wahrscheinlichkeit überdeckt, schließt den Wert 0 nicht mit ein. Damit können wir sagen, dass der durchschnittliche Unterschied zwischen beiden Fragen statistisch bedeutsam von 0 verschieden ist.

Als Bedrohung für die hiesige Lebensweise und den Wohlstand wurden AusländerInnen zwar tendenziell "eher nicht" eingeschätzt (47.15% bzw. 50.95%; siehe Abbildung 18), zwischen einem Viertel und einem Drittel der Befragten sahen diese Aspekte jedoch zu einem gewissen Grad als bedroht an. Ein etwas anderes Antwortmuster zeigte sich beim Thema Sicherheit. Hier stimmten 48.60% der Befragten "eher" oder "voll und ganz zu", dass AusländerInnen "unsere Sicherheit bedroh[t]en". 45.36% gaben an, dass dies "eher nicht" zutraf, was hier die häufigste Antwort darstellte. Dieses Ergebnis zeigt – gerade vor dem Hintergrund der Ereignisse im August/September 2018 – dass die Bevölkerung MigrantInnen eher als Bedrohung der Sicherheit wahrnimmt, die Wahrnehmung einer „kulturellen Überfremdung“ oder Wohlstandsbedrohung aber eher gering ausgeprägt ist.

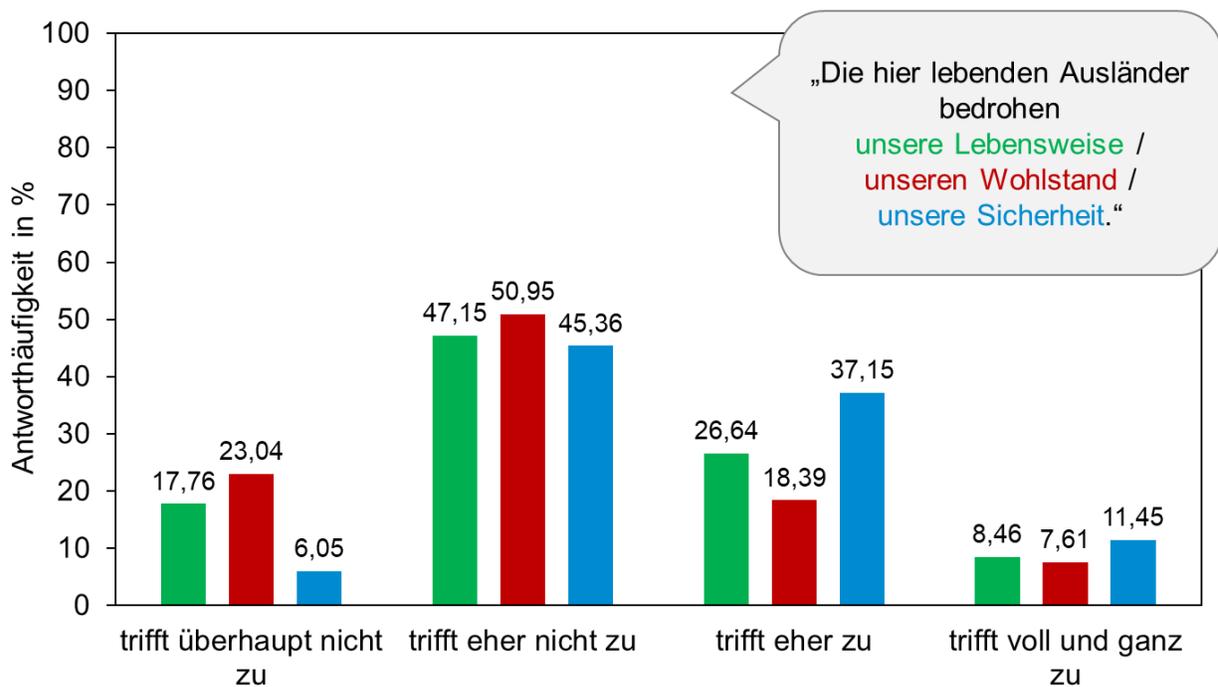


Abbildung 18. Wahrgenommene Bedrohung durch AusländerInnen.

Einschätzungen der Ereignisse zum Chemnitzer Stadtfest 2018 und der nachfolgenden Proteste und Demonstrationen

Zum Abschluss des deskriptiven Teils dieses Berichts möchten wir das Antwortverhalten der Befragten hinsichtlich der Ereignisse nach dem Chemnitzer Stadtfest 2018 beschreiben. Dabei interessierten uns die Beurteilung der Protestbewegungen (Proteste gegen die Migrationspolitik und „Trauermärsche“ bzw. die Gegendemonstrationen und Proteste gegen Fremdenfeindlichkeit) und die Bereitschaft, sich selbst zu engagieren, die Wahrnehmung der Mediendarstellung von Chemnitz sowie die emotionalen Reaktionen auf die Geschehnisse. Dies erscheint nicht nur aufgrund der rechtspopulistischen Vereinnahmung der Tötung in Form von sogenannten Trauermärschen interessant, deren psychologische Plausibilität es zu untersuchen galt, sondern auch in Hinblick auf die Befunde der Forschung zu kollektivem Verhalten, Protest und sozialen Bewegungen (Beck, 2008; van Stekelenburg & Klandermans, 2013; Van Zomeren & Iyer, 2009).

Emotionen können in Handlungsprozessen als Beschleuniger und in der Motivbildung als Verstärker wirken (van Troost, van Stekelenburg & Klandermans, 2013). Wut richtet sich gegen Ursachen für wahrgenommene Ungerechtigkeit sowie Hindernisse und erhöht die Bereitschaft, sich an sozialem Protest zu beteiligen (Becker & Tausch, 2015). Dahingegen wirkten Emotionen wie Angst und Trauer in früheren Studien hemmend auf die Teilnahme an politischen oder kollektiven Veranstaltungen. Unser Augenmerk lag daher vor allem auf den Emotionen Wut, Angst und Trauer.

Für die Emotionen „traurig“ und „wütend“ waren auf die Frage „Wie sehr haben Sie nach den Ereignissen vom 26.08 folgende Emotionen verspürt?“ alle Ausprägungen von „überhaupt nicht“ bis „sehr“ vertreten. Über 47% der Befragten gaben an, ziemlich oder sehr wütend gewesen zu sein, über 57% ziemlich oder sehr traurig. Damit waren sowohl eine aktivierende als auch eine eher handlungshemmende Emotion über alle Personen hinweg gleich stark ausgeprägt. Davon unterschied sich deutlich die erlebte Angst: Hier gaben nur 8.21% an „ziemlich“ und nur 9.24% an „sehr ängstlich“ gewesen zu sein (Abbildung 19).

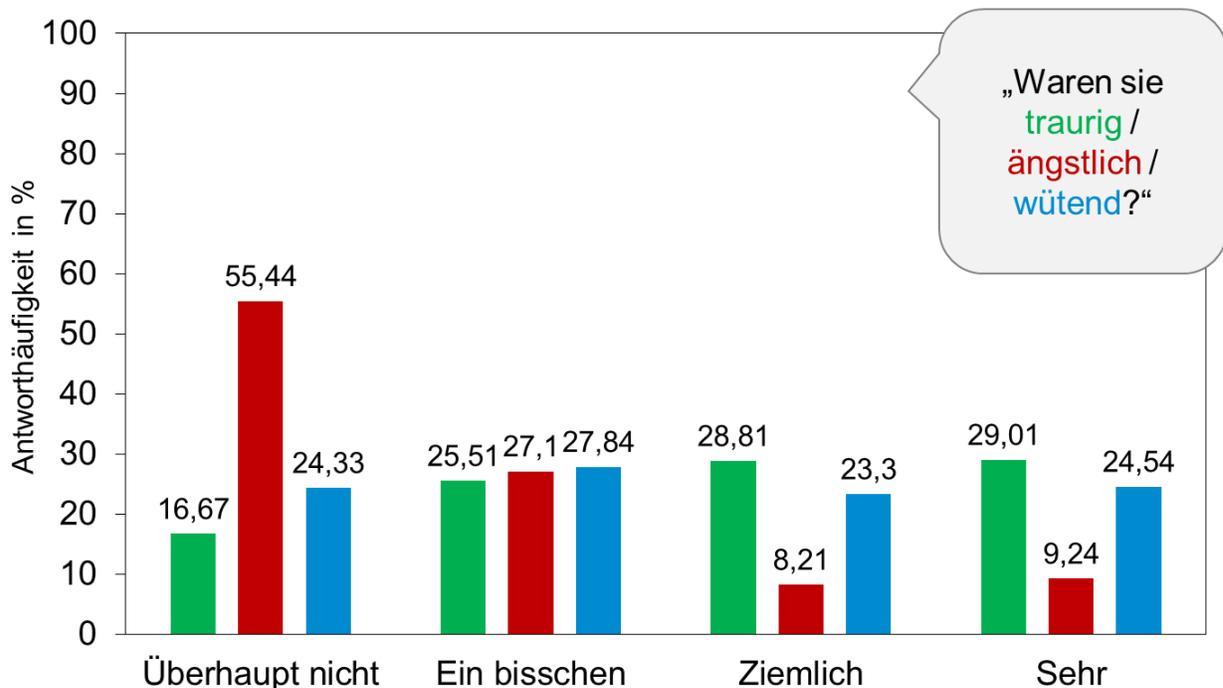


Abbildung 19. Empfundene Emotionen nach dem tödlichen Messerangriff während des Chemnitzer Stadtfestes.

Des Weiteren wurde gefragt, wie die Proteste in den nachfolgenden Wochen wahrgenommen wurden, sowohl die Proteste gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik als auch die gegen Fremdenfeindlichkeit. Wir haben diese Formulierungen für die Aussagen gewählt, um ein möglichst breites Spektrum an Protesten, zu denen es in Chemnitz im August und September 2018 gekommen ist, mit je einem Item abzubilden. In beiden Fällen waren alle Antwortoptionen mit einem substantiellen Anteil vertreten (Abbildung 20); tendenziell wurden Proteste gegen Fremdenfeindlichkeit als etwas stärker gerechtfertigt angesehen ($M = 2.514$) als Proteste gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik ($M = 2.317$; $t(473) = 3.039$, $p = 0.003$, 95%-KI der Differenz: 0.073; 0.340).

Die Situation in Chemnitz

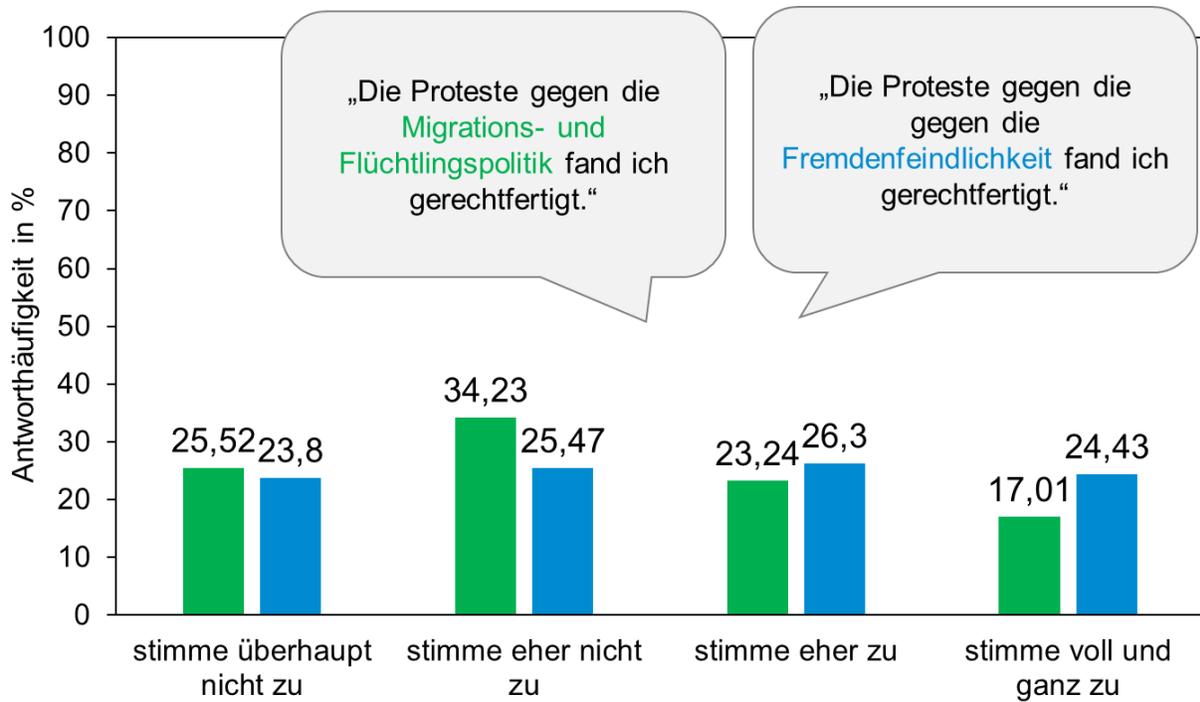


Abbildung 20. Bewertung der Proteste in Chemnitz.

In diesem Kontext wurde auch erhoben, inwiefern die die Befragten in Chemnitz Probleme mit Rechtsextremismus, Linksextremismus und Probleme mit AusländerInnen wahrnahmen

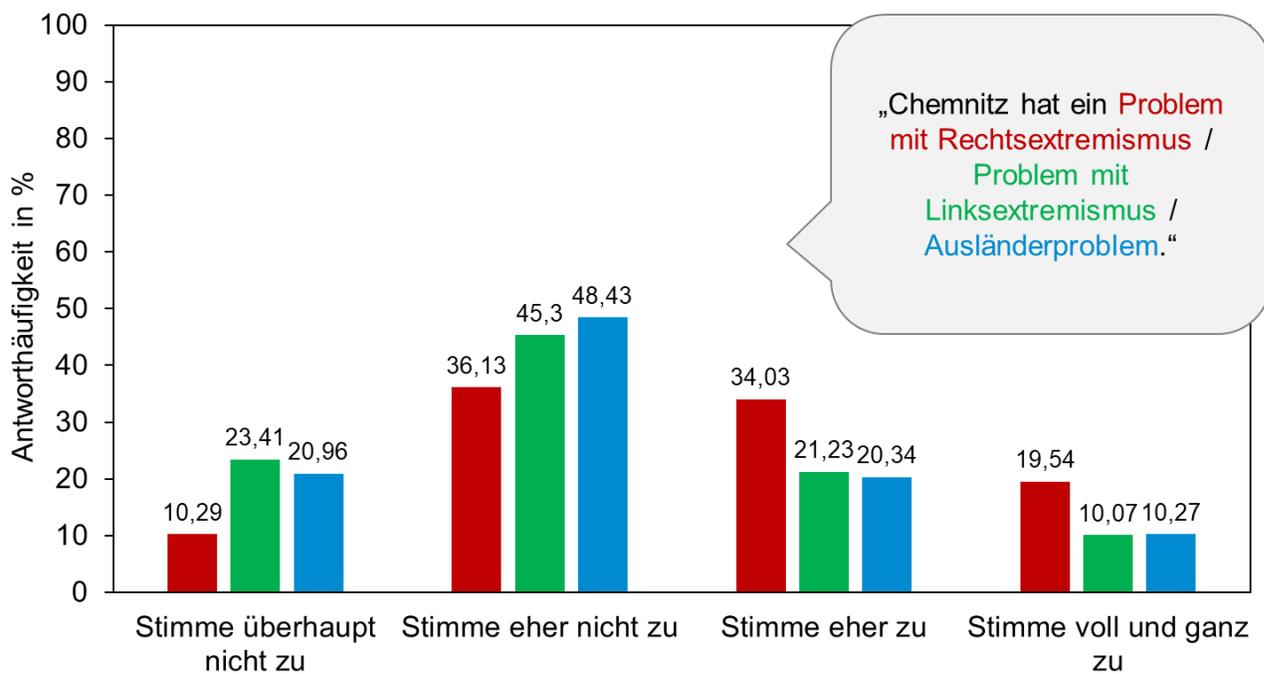


Abbildung 21. Wahrnehmung von Problemen mit Rechtsextremismus, Linksextremismus und AusländerInnen in Chemnitz.

Die Situation in Chemnitz

(Abbildung 21). 53.57% stimmten "eher" oder "voll und ganz zu", dass Chemnitz ein Rechtsextremismusproblem habe; für ein Linksextremismusproblem lag dieser Wert bei 31.30%, während 30.61% angaben, dass Chemnitz ein Ausländerproblem habe. Vergleicht man wieder die Durchschnittswerte, wurde ein Rechtsextremismusproblem damit von den Befragten stärker wahrgenommen als die anderen beiden Probleme (Vergleich Rechts- vs. Linksextremismusproblem: $M_{\text{rechts}} = 2.623$, $M_{\text{links}} = 2.179$, $b = -0.447$, $se = 0.052$, $t = -8.625$, 95%-KI für b : -0.547; -0.345 | Vergleich Rechtsextremismusproblem vs. Probleme mit AusländerInnen: $M_{\text{rechts}} = 2.623$, $M_{\text{ausl}} = 2.199$, $b = -0.432$, $se = 0.051$, $t = -8.431$, 95%-KI für b : -0.533; -0.332⁴).

Zusätzlich zur eigenen Wahrnehmung der UmfrageteilnehmerInnen hinsichtlich Problemen mit Rechtsextremismus, Linksextremismus oder AusländerInnen, wurden auch ihre Eindrücke in Bezug auf die Medienberichterstattung zu diesen Themen erhoben (Abbildung 22). Im Zuge der Ereignisse haben sich viele nationale und internationale Medien auf die Darstellung der rechten Proteste und Ausschreitungen im August/September 2018 fokussiert. Obwohl in der

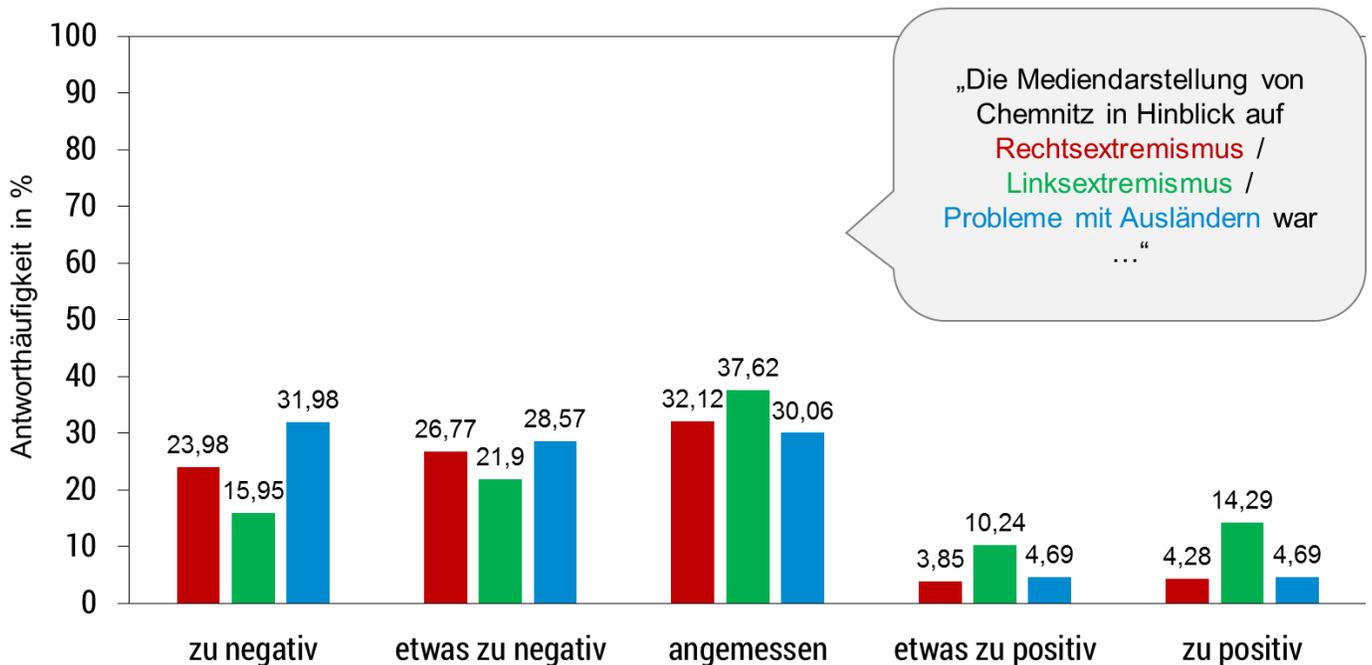


Abbildung 22. Bewertung der Mediendarstellung der Ereignisse in Chemnitz.

4 Realisiert über ein Mehrebenenmodell, wobei die drei Fragen innerhalb der befragten Personen geschachtelt waren.

Konfidenzintervalle basierend auf Bootstrap mit 10000 Wiederholungen.

vorangegangenen Frage viele TeilnehmerInnen ein Problem mit Rechtsextremismus in Chemnitz wahrgenommen hatten, überwog bei der Medienberichterstattung der Eindruck, dass zu negativ über dieses Thema berichtet wurde. 32.98% fanden die Berichte "zu negativ" und weitere 26.77% "etwas zu negativ", während 32.12% von "angemessen[er]" Berichterstattung sprachen. Die Darstellung von Chemnitz mit Blick auf Linksextremismus wurde recht unterschiedlich wahrgenommen: 37.85% sahen diese als "zu negativ" oder "etwas zu negativ" an, 24.53% als "eher zu positiv" oder "zu positiv". Als "angemessen" wurde die Medienberichterstattung von 37.62% empfunden. Die Darstellung von Problemen mit AusländerInnen wurden überwiegend als "(etwas) zu negativ" empfunden (beide Kategorien zusammen 60.55%). Weitere 30.06% sahen diese als "angemessen" an und die verbleibenden 9.38% als "etwas zu positiv" bzw. als "zu positiv".

Zum Schluss haben wir uns bei den Befragten erkundigt, wie wahrscheinlich sie an verschiedenen Veranstaltungen teilnehmen würden: An einer "Veranstaltung gegen Fremdenfeindlichkeit" teilzunehmen wurde von 62.45% als "eher" oder "sehr unwahrscheinlich" eingeschätzt; nur 10.55% hielten dies für "sehr wahrscheinlich" (Abbildung 23). Bei "Veranstaltungen gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung" war der

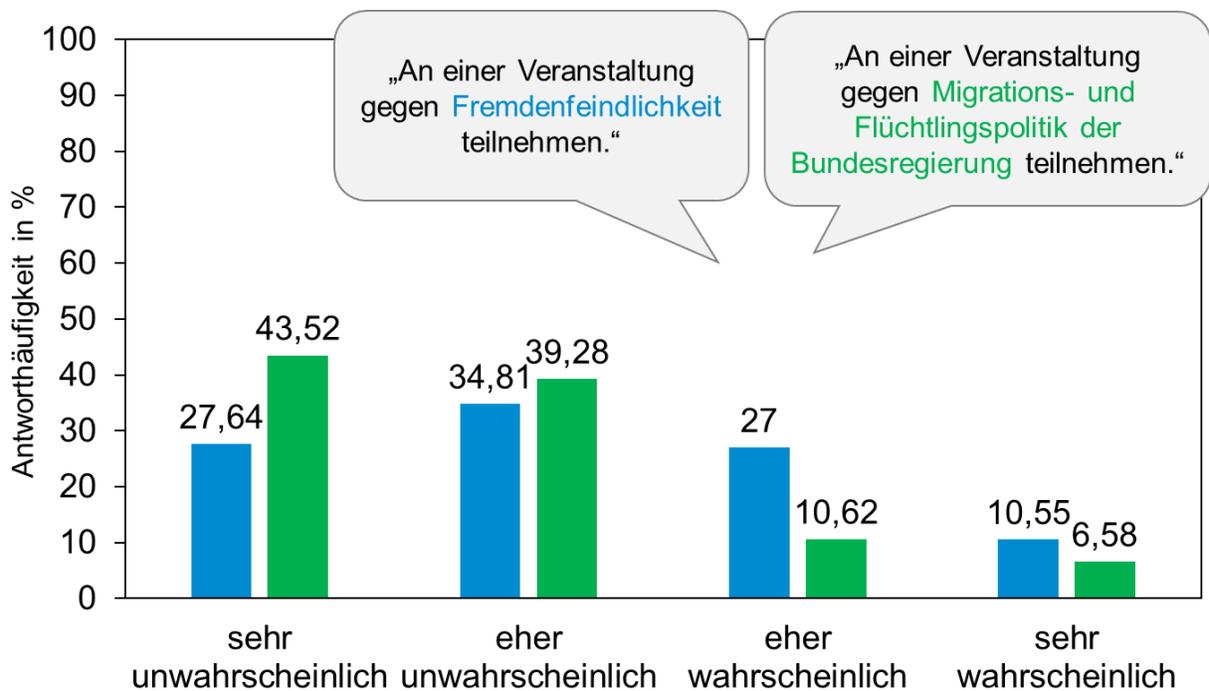


Abbildung 23. Bereitschaft zur Teilnahme an Protesten.

Anteil derjenigen, die eine Teilnahme als "eher" oder "sehr unwahrscheinlich" einstufen, noch deutlich größer (82.80%). Entsprechend fanden wir auch einen statistisch bedeutsamen Mittelwertsunterschied bezüglich dieser beiden Aussagen ($M_{\text{gegenFremdenfeindl}} = 2.205$, $M_{\text{gegenMigrationspolitik}} = 1.803$, $t(469) = 6.748$, $p < 0.001$, 95%-KI der Differenz: 0.288; 0.525).

Die naheliegende Vermutung, dass diese insgesamt schwach ausgeprägte Bereitschaft, an sozialen Protesten teilzunehmen, Besonderheiten unserer Stichprobe geschuldet war, z.B. dem relativ hohen Alter vieler Befragten, fand nur wenig Bestätigung: Das Alter hing mit der Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an Veranstaltungen gegen Fremdenfeindlichkeit nur geringfügig negativ zusammen ($r = -0.157$, $t(472) = -3.444$, $p < 0.001$, 95%-KI: 0.0243; -0.067), d.h., es gab nur eine leichte Tendenz in diese Richtung, mit der Wahrscheinlichkeit der Teilnahme an Veranstaltungen gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung gar nicht ($r = -0.013$, $t(469) = -0.282$, $p = 0.778$, 95%-KI: -0.103; 0.077). Diese Befunde weisen darauf hin, dass es nicht das hohe Alter und eventuell damit verbundene Mobilitätseinschränkungen sind, die die Befragten tendenziell davon abhalten, selbst an politischen Veranstaltungen und Demonstrationen teilzunehmen.

Mit einer zweiten Frage wollten wir erfassen, ob die Befragten über Demonstrationsteilnehmen hinaus irgendeine Art von Engagement zeigen wollten. Dieses allgemeine Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit wurde von 60.85% als "eher" oder "sehr unwahrscheinlich" eingestuft (Abbildung 24); Engagement gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung sahen 80.62% als "eher" oder "sehr unwahrscheinlich". Auch hier gab es wieder einen statistisch bedeutsamen Mittelwertsunterschied hinsichtlich der beiden Fragen ($M_{\text{gegenFremdenfeindl}} = 2.270$, $M_{\text{gegenMigrationspolitik}} = 1.906$, $t(485) = 7.279$, $p < 0.001$, 95%-KI der Differenz: 0.278; 0.483), Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit ist also etwas wahrscheinlicher als Engagement gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der

Bundesregierung.

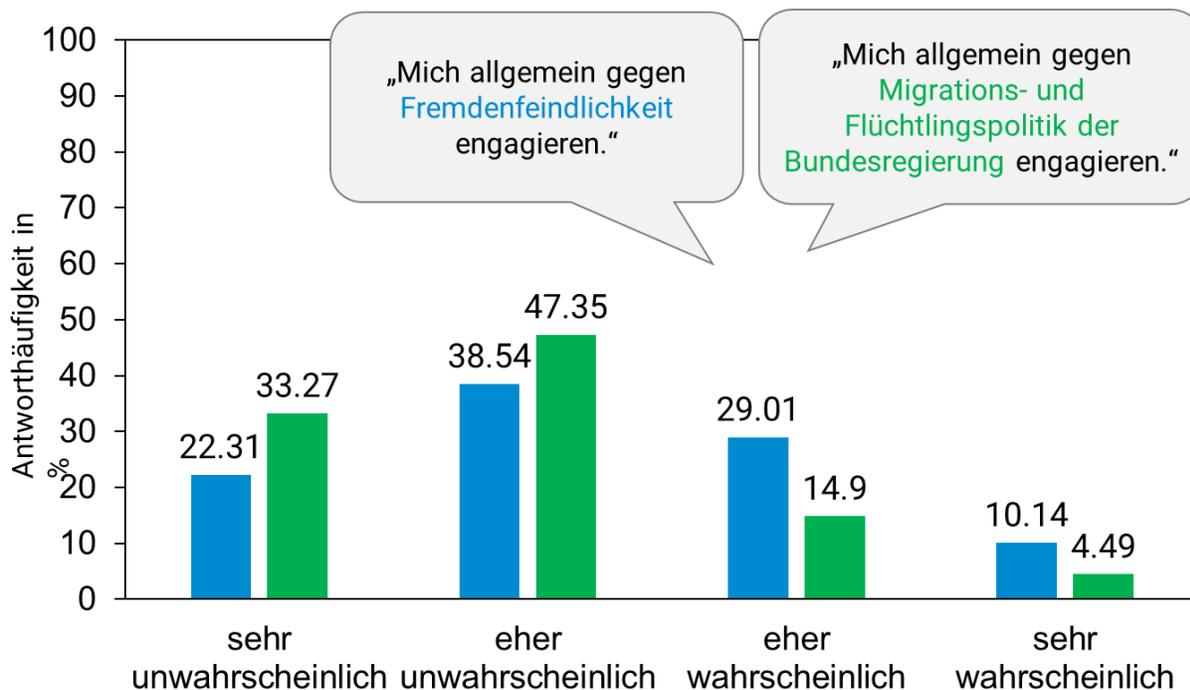


Abbildung 24. Bereitschaft zu Engagement gegen die Flüchtlings- und Migrationspolitik oder gegen Fremdenfeindlichkeit.

Insgesamt zeigt sich für die Bereitschaft zu kollektivem Verhalten eine eher schwache Ausprägung, die nicht dem Alter der Befragten geschuldet ist. Es ist in der befragten Bevölkerung zwar auf der einen Seite Empörung über die Ereignisse und die Wahrnehmung, das Chemnitz ein Problem mit Rechtsextremismus hat, festzustellen, aber auf der anderen Seite schlägt diese Wahrnehmung nicht in sozialen Protest gegen Fremdenfeindlichkeit um. Ein möglicher Grund könnte hier die Hemmung durch die relativ stark ausgeprägte erlebte Angst sein, die die Befragten im Zuge der Ereignisse angaben.

Erklärungsfaktoren der Bereitschaft zur Teilnahme an den (Gegen-)Protesten im August/September 2018

Über die bisherige Beschreibung der Ausprägung verschiedener Einstellungen und Verhaltensintentionen hinaus waren wir daran interessiert zu erklären, welche psychologischen Faktoren dazu beigetragen haben, dass es zu den rechten Protesten und den Gegenprotesten kommen konnte. Die für diese Analyse wesentlichen Faktoren haben wir bereits oben beschreiben, im Folgenden werden wir sie miteinander in Verbindung setzen. Die sozialpsychologische Forschung zu sozialen Protesten zeigt, dass vor allem drei Faktoren für die Bereitschaft, zu

protestieren oder sich zu engagieren entscheidend sind: Die Identifikation mit der betroffenen Gruppe, die Wahrnehmung einer Ungerechtigkeit, gegen die protestiert werden soll und die Wahrnehmung, dass die Gruppe handlungsfähig ist (Van Zomeren, Spears & Leach, 2008). In diesem Prozess spielen auch Emotionen eine Rolle, so z.B. Wut und Ärger, die, wie oben beschrieben, aktivierende Emotionen sind und sich gegen die als ungerecht empfundene Situation richten. Weiterhin hat sich Intergruppenkontakt als wichtig für die Bereitschaft zum Engagement in sozialem Protest herausgestellt: positive Kontakterfahrungen erhöhen die Bereitschaft einer Mehrheit, sich für eine Minderheit zu engagieren, negative Kontakte können diese Bereitschaft hemmen (Reimer et al., 2017).

Bereitschaft zum Engagement gegen die Migrationspolitik

Wir haben die Zustimmung zu zwei Aussagen erhoben, die die Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik der Bundesregierung zu engagieren, erfassen sollten („Ich würde an einer Veranstaltung gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung teilnehmen.“; „Ich würde mich allgemein gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung engagieren.“). Über diese Aussagen wurde ein Mittelwert gebildet. Dieser Mittelwert kann so interpretiert werden, dass ein höherer Wert eine stärkere Bereitschaft zu Engagement gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik ausdrückt. In einem Pfadmodell haben wir dann die Variablen aufgenommen, von denen wir aufgrund der bisherigen Protestforschung (z.B. Van Zomeren et al., 2008) annahmen, dass Sie erklären können, wann sich Menschen gegen die Migrationspolitik engagieren. Dazu gehörten die Identifikation mit Chemnitz, Sachsen und Deutschland, Indikatoren der Wahrnehmung von Ungerechtigkeit (relative Deprivation, Sicherheitsempfinden, Mangel an Fairness), positiver und negativer Kontakt mit AusländerInnen, Emotionen (Angst, Wut, Trauer), die Wahrnehmung von Bedrohung durch AusländerInnen und Einstellungen gegenüber AusländerInnen. Zusätzlich wurden die politische Selbsteinschätzung der Befragten und einige demografische Faktoren mit in die Analyse aufgenommen.

Unsere Analysen zeigen, dass nicht alle Prädiktoren Effekte auf die Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik der Bundesregierung zu engagieren, hatten. Abbildung 25 zeigt die Prädiktoren, die statistisch bedeutsam mit der Bereitschaft zusammenhingen. Zunächst ist zu sehen, dass weder die handlungshemmenden Emotionen Angst und Trauer noch Wut einen Effekt auf die Bereitschaft zum Protest gegen die Migrationspolitik hatten. Dafür ist die Wahrnehmung von Ausländern als Bedrohung (erfasst über den Mittelwerte der drei oben beschriebenen

Bedrohungsindikatoren) eine zentrale Variable im Modell: je stärker sich die Personen als politisch rechts einschätzen ($\beta = 0.25$),⁵ je mehr sie sich mit Sachsen identifizieren ($\beta = 0.16$), je stärker sie die Deutschen gegenüber Ausländern im Nachteil sehen ($\beta = 0.13$), je stärker sie Fairnessmängel wahrnehmen ($\beta = 0.17$) und je mehr negative Kontakterfahrungen sie mit AusländerInnen angeben ($\beta = 0.26$), desto stärker fühlen sie sich bedroht. Die Wahrnehmung von Bedrohung hat deshalb so eine zentrale Rolle, weil über sie alle genannten Faktoren indirekt auf die Bereitschaft zum Protest gegen die Migrationspolitik wirken. Das bedeutet, dass die wahrgenommene Bedrohung den Zusammenhang zwischen den genannten Faktoren (negativer Kontakt, relative Deprivation, Identifikation mit Sachsen etc.) vermittelt. Der psychologische Prozess, der sich hier abbildet, ist also der, dass verschiedene Faktoren mit der Wahrnehmung von Bedrohung durch AusländerInnen zusammenhängen und über diese Wahrnehmung auch mit der Bereitschaft, sich gegen die vermeintliche Bedrohung zu engagieren. Negativer Kontakt und politische Orientierung wirken darüber hinaus direkt auf das Engagement gegen die Migrationspolitik: je mehr negative Erfahrungen die Befragten mit AusländerInnen angeben ($\beta = 0.19$) und je weiter rechts sie sich politisch einordnen ($\beta = 0.11$), desto eher sind sie zu Engagement gegen die Migrationspolitik bereit. Die Abbildung zeigt auch, dass die Bedrohungswahrnehmung sich für Frauen und Männer nicht unterscheidet, aber Männer eher bereit sind, sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren. Neben diesen verstärkenden Faktoren für die Wahrnehmung von Bedrohung können wir aber auch zwei hemmende Faktoren identifizieren, die Ansatzpunkte für Intervention und Maßnahmen gegen rechtspopulistische Aktivitäten bieten können: Je positiver der Kontakt zu AusländerInnen ($\beta = -0.21$) und je stärker ausgeprägt das eigene Sicherheitsempfinden ($\beta = -0.16$), desto weniger stark fühlen sich die Befragten durch AusländerInnen bedroht und desto weniger sind sie dadurch bereit, sich gegen die Migrationspolitik der Bundesregierung zu engagieren (indirekter Effekt für positiven Kontakt: $b = -0.067$, 95%-KI: $-0.103, -0.040$; für Sicherheitsempfinden: $b = -0.058$, 95%-KI: $-0.100, -0.026$).

⁵ Der standardisierte Regressionskoeffizient β gibt die Stärke eines Zusammenhangs zwischen zwei Variablen an. Ein positiver Wert gibt einen positiven Zusammenhang an (je höher A, desto höher B), ein negativer Wert einen negativen (je höher A, desto niedriger B). je näher der Wert an 0 ist, desto schwächer ist der Zusammenhang.

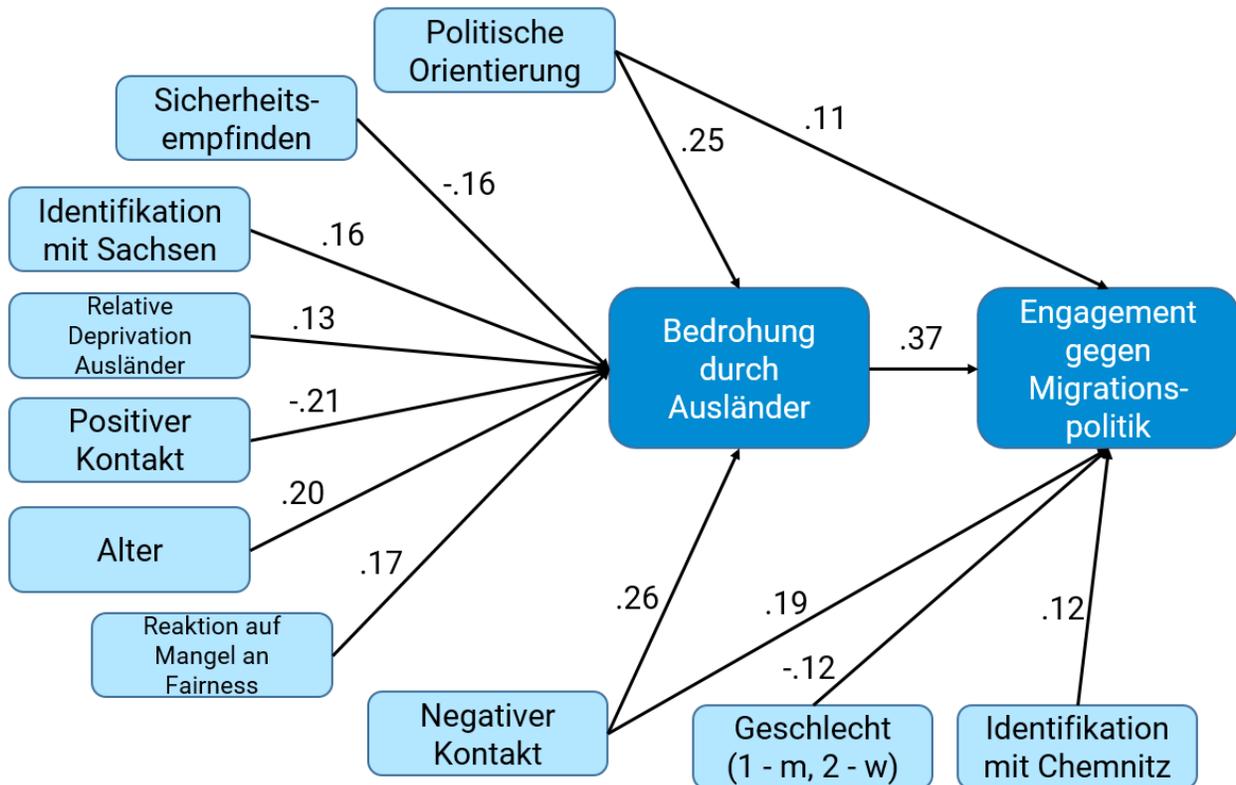


Abbildung 25. Pfadmodell: Prädiktoren der Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik der Bundesrepublik zu engagieren. Nur statistisch signifikante ($p < .05$) standardisierten Regressionspfade (β). Modellgüte: $\chi^2(8) = 12.058$, $p = .15$; RMSEA = .036, 95%-KI: .00, 0.074, CFI = .989, SRMR = .014.

Insgesamt macht diese Analyse deutlich, dass die Wahrnehmung einer Bedrohung durch AusländerInnen zentral für die Bereitschaft zur Teilnahme an Protesten gegen die Migrationspolitik ist. Damit bestätigt das Ergebnis, vorherige Forschung zur wichtigen Rolle von Bedrohungswahrnehmung für Intergruppenkonflikte (z.B. Stephan et al., 2002; Fritsche et al. 2011). Wichtig ist hier, dass auch solche Faktoren mit der Wahrnehmung von AusländerInnen als bedrohlich zusammenhängen, die nicht direkt das Verhältnis von Deutschen und AusländerInnen ansprechen, z.B. das subjektive Sicherheitsempfinden, Reaktionen auf einen Mangel an Fairness und die Identifikation mit Sachsen. Insbesondere der Zusammenhang zum Sicherheitsempfinden macht deutlich, dass eine allgemeine Sorge um die eigene Sicherheit sich auf die Wahrnehmung des Unbekannten und Fremden als bedrohlich auswirken könnte. An dieser Stelle muss aber nochmals daran erinnert werden, dass in der vorliegenden Studie keine kausalen Effekte dieser Art getestet werden konnten, sondern lediglich die ungerichteten Zusammenhänge.

Ein weiteres wichtiges Ergebnis ist der negative Zusammenhang von positivem Intergruppenkontakt und Bedrohung bzw. Engagement gegen die Migrationspolitik. Damit fügen

wir der umfangreichen Forschung zu den positiven Effekten von Intergruppenkontakt ein weiteres, wichtiges Ergebnis hinzu. Über 60 Jahre Forschung zeigen, dass positiver Kontakt nicht nur negativ mit Feindseligkeit gegenüber Fremdgruppen zusammenhängt, sondern dass positiver Kontakt tatsächlich auch Feindseligkeiten und Bedrohungswahrnehmung reduziert (z.B. Lemmer & Wagner, 2015). Unser Ergebnis ist auch im Rahmen der aktuellen Forschung zu Kontakt und sozialem Protest relevant: Wir können zeigen, dass negativer Kontakt direkt und indirekt mit mehr Engagement gegen die Migrationspolitik zusammenhängt, positiver Kontakt dem aber entgegenwirkt. Dies interpretieren wir als ein starkes Argument für das Schaffen von Möglichkeiten für positiven Intergruppenkontakt.

Ein weiterer erwähnenswerter Punkt ist der mangelnde Zusammenhang zwischen empfundener Trauer und der Bereitschaft sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren. Dieser mangelnde Zusammenhang in unserem Modell sollte nicht voreilig so interpretiert werden, dass es *gar keinen* Zusammenhang zwischen Trauer im Rahmen der Ereignisse vom August 2018 und dem Engagement gegen die Migrationspolitik gibt. Regressionsgewichte sind in statistischen Analysen auch immer von den anderen Variablen in einem Modell abhängig und es ist möglich, dass der Zusammenhang zwischen Trauer und Engagement zwar vorhanden, aber weniger stark ist. Betrachtet man nur die Korrelation, also den einfachen Zusammenhang zwischen Trauer und dem Engagement gegen die Migrationspolitik, findet sich allerdings auch nur eine schwache Beziehung ($r = .091, p = .046$). Mit der spezifischen Aussage „Ich würde an einer Veranstaltung gegen die Migrations- und Flüchtlingspolitik der Bundesregierung teilnehmen“, die noch etwas näher an der Teilnahme an den Protesten und „Trauermärschen“ im August 2018 liegt, hängt Trauer in unserer Stichprobe *nicht* statistisch signifikant zusammen ($r = .076, p = .105$). Das bedeutet, dass die vorliegenden Daten keinen Hinweis darauf geben, dass es sich bei den rechten Protesten im August/September 2018 in Chemnitz, um einen Ausdruck von Trauer gehandelt haben könnte.

Bereitschaft zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit

Bei der Analyse des Engagements gegen Fremdenfeindlichkeit sind wir analog zu der vorhergehenden Analyse vorgegangen. Wir haben die beiden Indikatoren zur Bereitschaft des Engagements gegen Fremdenfeindlichkeit („Ich würde an einer Veranstaltung gegen Fremdenfeindlichkeit teilnehmen.“; „Ich würde mich allgemein gegen Fremdenfeindlichkeit engagieren.“) zu einem Indikator zusammengefasst. Ein höherer Wert drückt eine stärkere

Bereitschaft zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit aus. Auch hier haben wir in einem Pfadmodell die gleichen Faktoren aufgenommen, wie in der Analyse der Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren: die Identifikation mit Chemnitz, Sachsen und Deutschland, Indikatoren der Wahrnehmung von Ungerechtigkeit (relative Deprivation, Sicherheitsempfinden, Mangel an Fairness), positiver und negativer Kontakt mit AusländerInnen, Emotionen (Angst, Wut, Trauer), die Wahrnehmung von Bedrohung durch AusländerInnen und Einstellungen gegenüber AusländerInnen. Wieder nahmen wir aufgrund theoretischer Vorüberlegungen an, dass diese Faktoren Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit beeinflussten.

Abbildung 26 zeigt die Prädiktoren, die in unseren Analysen einen Effekt auf die Bereitschaft zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit hatten. In diesem Fall ist nicht die Wahrnehmung von AusländerInnen als Bedrohung die zentrale vermittelnde Variable, sondern die Einstellung gegenüber AusländerInnen: je positiver die allgemeine Einstellung der Befragten zu AusländerInnen, d.h., je weniger fremdenfeindlich die Befragten sich äußerten, desto eher wären sie bereit, sich gegen Fremdenfeindlichkeit zu engagieren ($\beta = 0.20$). Diese Einstellung war umso positiver, je mehr positive Kontakterfahrungen die Befragten angaben ($\beta = 0.34$), je sicherer sie sich fühlten ($\beta = 0.17$) und je weiter politisch links sie sich selbst verorteten ($\beta = -0.26$). Negative Kontakterfahrungen hatten hier, wenig überraschend, einen negativen Einfluss auf die Einstellung ($\beta = -0.22$). Alle Effekte wurden über die Einstellung vermittelt und trugen so indirekt zur Bereitschaft, sich gegen Fremdenfeindlichkeit zu engagieren bei. Das bedeutet, dass eine positive Einstellung eine entscheidende, vermittelnde Variable für das Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit ist und dass diese Einstellung deutlich von (positiven wie negativen) Kontakterfahrungen und dem eigenen Sicherheitsempfinden beeinflusst wird. Über diese Faktoren hinaus zeigen andere, aus der Literatur bekannte Prädiktoren für Fremdenfeindlichkeit, wie z.B. relative Deprivation, in unserer Studie keinen statistisch bedeutsamen Zusammenhang. Neben diesen indirekten Effekten über Einstellungen zu Ausländern zeigen sich auch direkte Pfade von positivem Kontakt ($\beta = 0.15$) sowie politischer Orientierung ($\beta = -0.25$) zum Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit, die in die gleiche Richtung gehen, wie die indirekten Effekte. Die Identifikation mit Sachsen ($\beta = -0.14$) und das Alter der Befragten ($\beta = -0.14$) zeigten hier, im Gegensatz zur Analyse der Bereitschaft sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren, negative Zusammenhänge mit dem Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit: je mehr die Befragten sich mit Sachsen identifizieren und je älter sie sind, desto weniger sind sie zu Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit bereit.

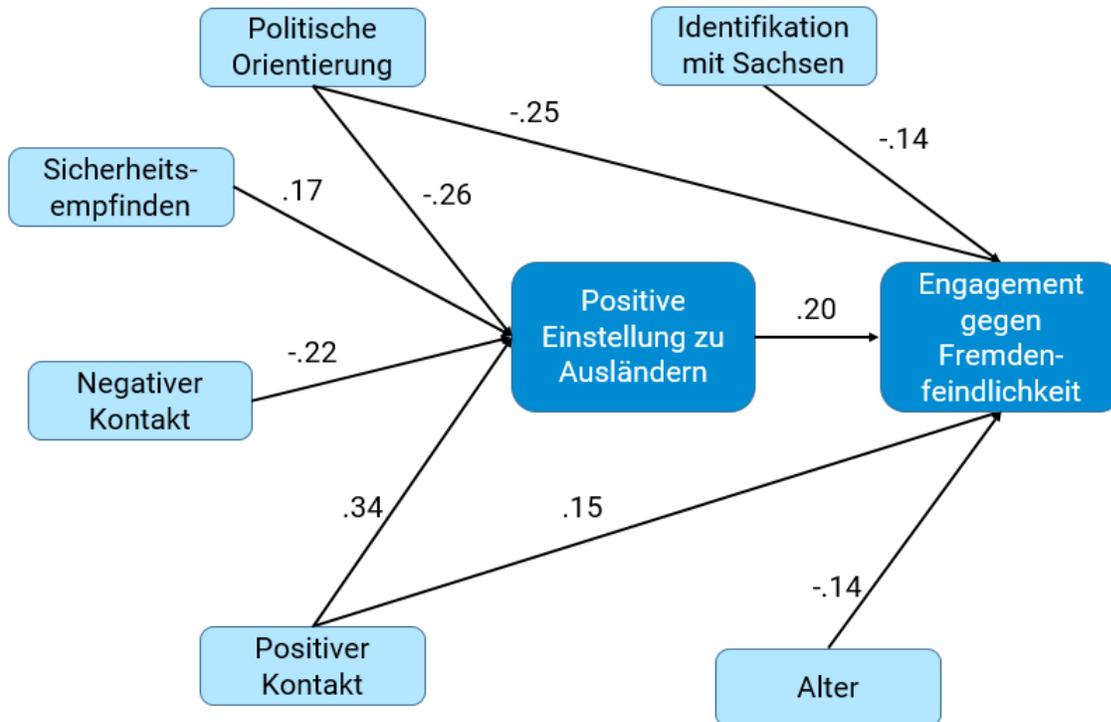


Abbildung 26. Pfadmodell: Prädiktoren der Bereitschaft, sich gegen Fremdenfeindlichkeit zu engagieren. Nur statistisch signifikante ($p < .05$) standardisierten Regressionspfade (β). Modellgüte: $\chi^2(4) = 0.377$, $p = .98$; $RMSEA = .000$, $CFI = 1.000$, $SRMR = .003$.

Auch für die Analyse der Bereitschaft, sich gegen Fremdenfeindlichkeit zu engagieren, hat sich Intergruppenkontakt in unserer Analyse als ein entscheidender Faktor herausgestellt. Positive Kontakterfahrungen hängen mit der Bereitschaft zum Engagement sowohl direkt als auch indirekt über eine positive Einstellung zu AusländerInnen zusammen. Allerdings können negative Kontakterfahrungen zu mehr Fremdenfeindlichkeit und zu weniger Engagement beitragen. Damit fügt sich auch dieses Ergebnis in die aktuellen Befunde zur Kontaktforschung ein und unterstreicht noch mal die wichtige Rolle, die Intergruppenkontakt für Beziehungen zwischen Gruppen einnimmt. Auch dieses Ergebnis interpretieren wir als eine deutliche Bestätigung der Bemühungen, die Möglichkeiten für positive Kontakterfahrungen zwischen verschiedenen Gruppen, in diesem Fall zwischen Personen mit und ohne Migrationshintergrund, auszubauen und zu fördern. Wie unsere Analysen zeigen, werden mehr positive als negative Kontakterfahrungen mit AusländerInnen gemacht (oft oder sehr oft Kontakt: ca. 40% positiv vs. ca. 7% negativ). Dieses Ergebnis bestätigt vorhergehende Forschung, nach der negativer Kontakt zwar stärkeren Einfluss auf die Einstellungsbildung hat, positiver Kontakt aber häufiger erlebt wird und dadurch effektiv

ist (Graf et al., 2014). Positiver Kontakt kann auch die Effekte von negativem Kontakt abmildern (Paolini et al., 2014).

Auch an dieser Stelle ist wieder der positive Einfluss wahrgenommener Sicherheit zu betonen. Wenn die Befragten angaben, sich sicher zu fühlen, fühlten sie sich nicht nur weniger durch AusländerInnen bedroht und zeigten sich weniger bereit, gegen die Migrationspolitik zu protestieren, sie zeigten auch positivere Einstellungen gegenüber AusländerInnen und mehr Bereitschaft zu Engagement gegen Fremdenfeindlichkeit. Die Wahrnehmung von Sicherheit ist nicht nur ein zentrales Thema in der öffentlichen Diskussion in Chemnitz, sondern auch insgesamt für Intergruppenkonflikte von Bedeutung. Es gibt viele Hinweise darauf, dass wahrgenommene Unsicherheit und Bedrohung, auch solche, die nicht direkt mit der Wahrnehmung von Fremdgruppen zusammenhängt, einen starken Einfluss auf die Abwertung von Fremdgruppen hat. Durch diese Abwertung kann ein Gefühl von Handlungsfähigkeit, Kontrolle und Unsicherheitsreduktion hergestellt werden – auch dann, wenn das eigentliche Problem nicht beseitigt wird (Jonas et al., 2014).

Fazit

Welche Situation finden wir jetzt, ein Jahr nach den Ereignissen in Chemnitz, vor? Zum einen ist eine Beruhigung der Situation in der Stadt eingetreten, durch die Diskussionen wieder vermehrt möglich sind. Beim sogenannten Sachsengespräch in Chemnitz am 19.6.2019 konnte der sächsische Ministerpräsident Kretschmer mit Chemnitzer BürgerInnen diskutieren, was beim Termin vor ca. einem Jahr – in der aufgeheizten Stimmung nach dem Tötungsdelikt am 26.8.2018 – überhaupt nicht möglich war. Auf der anderen Seite darf nicht der Eindruck entstehen, dass eine gewisse Beruhigung mit einer Verbesserung der Ausgangssituation einhergeht. Ein vollkommen unreflektierter Umgang des Chemnitzer FC mit der Hooliganszene der Stadt im März 2019 und eine hohe Stimmenanzahl für (mindestens) rechtspopulistische Parteien bei der Europa- und Kommunalwahl im Mai 2019 zeigen, dass in Chemnitz ein großes rechtspopulistisches bis menschenfeindliches Potenzial vorhanden ist.

In der vorliegenden Studie, deren Stichprobenszusammensetzung zwar keine generalisierbaren Aussagen für die jüngere Generation ChemnitzerInnen zulässt (siehe Seite 8, Überlegungen zur Repräsentativität), jedoch einen guten Einblick in die Einstellungsmuster der befragten Altersgruppen gibt, zeigen sich die diesem Klima zugrundeliegenden psychologischen Faktoren. Kernaspekte sind die Wahrnehmung von Bedrohung durch AusländerInnen, das

Sicherheitsgefühl sowie Intergruppenkontakt. Emotionen wie Wut und Angst, spielen für die Ereignisse in Chemnitz zwar eine Rolle, ihr Einfluss ist aber nicht so groß, wie wir im Vorfeld angenommen hatten. Insbesondere Trauer scheint nach unseren Analysen für sozialen Protest irrelevant zu sein. Da Trauer jedoch auch keine Emotion ist, die zu Protesten und zu nach außen gekehrtem Verhalten antreibt, wurde dies von unserer Seite auch nicht erwartet. Von rechten AkteurInnen wurden die Proteste im August/September 2018 jedoch immer wieder als „Trauermärsche“ bezeichnet und bedienten damit eine Opfermentalität. Ob Trauer sich so ausdrückt, wie die Bilder aus Chemnitz gezeigt haben, ist zumindest anzuzweifeln. In unseren Daten finden wir keinen Hinweis darauf, dass Protest, wie er in Chemnitz nach dem 26.8.2018 stattfand, durch Trauer motiviert ist.

Vielmehr hat sich gezeigt, dass die Wahrnehmung von Bedrohung durch AusländerInnen zentral zu sein scheint für die Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren. Insbesondere die Einschätzung von AusländerInnen als Bedrohung der Sicherheit war relativ stark ausgeprägt und macht nochmals deutlich, wie zentral der Aspekt der Sicherheitswahrnehmung für die vorliegende Studie ist. Wie bereits erwähnt, stellt die Wahrnehmung von Bedrohung einen zentralen Aspekt für Abwehrreaktionen, wie Feindseligkeiten gegenüber Fremdgruppen oder auch Protest gegen diese Gruppen dar. Damit bestätigen unsere Ergebnisse vorherige Forschung und machen die praktische Relevanz dieser Arbeiten deutlich: Eine Reduktion von Bedrohungswahrnehmungen sollte ein zentraler Aspekt in der Arbeit gegen Rechtspopulismus sein.

Eine Möglichkeit, Bedrohungswahrnehmungen zu reduzieren, Einstellungen gegenüber Fremdgruppen zu verbessern und damit letztendlich auch rechtsgerichtete Proteste abzuschwächen, ist nach unseren Ergebnissen im Einklang mit vorheriger Forschung positiver Intergruppenkontakt. Auch, wenn wir aus unseren querschnittlichen Daten nicht direkt den Schluss ziehen können, dass positiver Kontakt Intergruppenbeziehungen verbessert, so legen längsschnittliche Daten diesen Schluss nahe (z.B. Brown, Eller, Leeds & Stace, 2007). Darüber hinaus zeigt die Forschung, dass auf positivem Intergruppenkontakt basierende Interventionen Intergruppeneinstellungen verbessern können (Lemmer & Wagner, 2015). Wir möchten aber nicht ignorieren, dass negativer Kontakt mit einer Fremdgruppe, auch in der vorliegenden Studie, die Intergruppenbeziehungen verschlechtern kann und mit vermehrter Bedrohungswahrnehmung, negativeren Einstellungen und mehr Bereitschaft zu Engagement gegen die Migrationspolitik zusammenhängt. Positiver Kontakt kann aber, so zeigen Studien, die Effekte negativer

Erfahrungen abfedern (Paolini et al., 2014). Daher sprechen unsere Ergebnisse insgesamt dafür, Kontaktmöglichkeiten zwischen Majorität und Minoritäten einer Gesellschaft herzustellen und so positive Kontakte zu ermöglichen. Gerade in einer Stadt wie Chemnitz ist diese Aufgabe nicht einfach, da der derzeitige Anteil ausländischer Personen mit 8.5% (Stadt Chemnitz, 2019) noch weit unter dem Bundesdurchschnitt von 11.7% (Statistisches Bundesamt, 2018) liegt.

Die vorliegende Studie zeigt, wie differenziert die Wahrnehmung der Ereignisse in Chemnitz von dem von uns untersuchten Teil der BewohnerInnen der Stadt gesehen werden. Es gibt deutliche Hinweise darauf, dass „Fremde“ als umso bedrohlicher wahrgenommen werden, je mehr die Befragten sich mit Ihrer sächsischen Herkunft identifizieren. Diese Wahrnehmung erhöht die Bereitschaft, sich gegen die Migrationspolitik zu engagieren. Dies kann erklären, welche psychologischen Faktoren zu den Protesten und Ausschreitungen im August/September 2018 beigetragen haben können. Wir haben aber auch gesehen, dass positive Einstellungen und positiver Intergruppenkontakt mit Engagement *gegen* Fremdenfeindlichkeit zusammenhängen. Ein Fokus auf die Verbesserung von Intergruppenkontakten und auf die Reduktion von Bedrohung und Unsicherheit kann auf lange Sicht in Chemnitz und darüber hinaus positive Folgen für die Entwicklung einer harmonischen diversen Gesellschaft haben und dazu beitragen, dass Ereignisse, wie sie im August/September 2018 in Chemnitz stattfanden, zumindest unwahrscheinlicher werden.

Quellenverzeichnis

- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. New York, NY: Addison.
- Altemeyer, B. (1981). *Right-wing authoritarianism*. Winnipeg, Kanada: University of Manitoba Press.
- Asbrock, F. & Fritsche, I. (2017). Reaktionen auf terroristische Bedrohung und das Bedürfnis nach Sicherheit. In A. Yendell, G. Pickel & K. Dörner (Hrsg.), *Innere Sicherheit in Sachsen. Beiträge zu einer kontroversen Debatte* (S. 66-74) . Leipzig: Edition Leipzig.
- Asbrock, F. & Fritsche, I. (2013). Authoritarian reactions to terrorist threat: Who is being threatened, the Me or the We? *International Journal of Psychology*, 48, 35-49.
<https://doi.org/10.1080/00207594.2012.695075>
- Bals, N. (2004): Kriminalität als Stress – Bedingungen der Entstehung von Kriminalitätsfurcht. *Soziale Probleme*, 15, 54-76. Abgerufen von <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-248654> am 13.06.2019
- Beck, C. J. (2008), The Contribution of Social Movement Theory to Understanding Terrorism. *Sociology Compass*, 2, 1565-1581. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9020.2008.00148.x>
- Becker, J. C. & Tausch, N. (2015). A dynamic model of engagement in normative and non-normative collective action: Psychological antecedents, consequences, and barriers. *European Review of Social Psychology*, 26, 43–92.
<https://doi.org/10.1080/10463283.2015.1094265>
- Beierlein, C., Asbrock, F., Kauff, M. & Schmidt, P. (2014). Die Kurzskala Autoritarismus-3 (KSA-3): Ein ökonomisches Messinstrument zur Erfassung dreier Subdimensionen autoritärer Einstellungen. *GESIS Working Papers*. Köln: GESIS.
http://www.gesis.org/fileadmin/kurzskalen/working_papers/KSA3_WorkingPapers_2014-35.pdf
- Boers, K. (1991). *Kriminalitätsfurcht. Über den Entstehungszusammenhang und die Folgen eines sozialen Problems*. Pfaffenweiler: Centaurus-Verlag.
- Brown, R., Eller, A., Leeds, S. & Stace, K. (2007). Intergroup contact and intergroup attitudes: a longitudinal study. *European Journal of Social Psychology*, 37, 692-703.
<https://doi.org/10.1002/ejsp.384>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2. Ausgabe). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Davies, K., Tropp, L. R., Aron, A., Pettigrew, T. F. & Wright, S. C. (2011). Cross-group friendships and intergroup attitudes: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, 15, 332-351. <https://doi.org/10.1177/1088868311411103>
- Duckitt, J. & Fisher, K. (2003). The impact of social threat on worldview and ideological attitudes. *Political Psychology*, 24, 199-222. <https://doi.org/10.1111/0162-895X.00322>

- Duckitt, J. & Sibley, C. G. (2010). Right-wing authoritarianism and social dominance orientation differentially moderate intergroup effects on prejudice. *European Journal of Personality*, 24, 583–601. <https://doi.org/10.1002/per.772>
- Fritsche, I., Jonas, E., Ablasser, C., Beyer, M., Kuban, J., Manger, A.-M. & Schultz, M. (2013). The power of we: Evidence for group-based control. *Journal of Experimental Social Psychology*, 49, 19-32. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2012.07.014>
- Graf, S., Paolini, S. & Rubin, M. (2014). Negative intergroup contact is more influential, but positive intergroup contact is more common: Assessing contact prominence and contact prevalence in five Central European countries. *European Journal of Social Psychology*, 44, 536–547. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2052>
- Hewstone, M., Rubin, M. & Willis, H. (2002). Intergroup bias. *Annual Review of Psychology*, 53, 575-604. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.53.100901.135109>
- Hohage, C. (2004). „Incivilities“ und Kriminalitätsfurcht. *Zeitschrift für soziale Probleme und soziale Kontrolle*, 1, 77-95. Abgerufen von <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-248664> am 13.06.2019
- Jonas, E., McGregor, I., Klackl, J., Agroskin, D., Fritsche, I., Holbrook, C., ... Quirin, M. (2014). Threat and defense. From anxiety to approach. *Advances in Experimental Social Psychology*, 49, 219–286. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-800052-6.00004-4>
- Kelling, G. & Wilson, J. (1982). The Police and neighborhood safety: Broken windows. *Atlantic monthly*, 127, 29-38
- Leach, C. W., Van Zomeren, M., Zebel, S., Vliek, M. L. W., Pennekamp, S. F., Doosje, B., Ouwerkerk, J. W. & Spears, R. (2008). Group-level self-definition and self-investment: A hierarchical (multicomponent) model of in-group identification. *Journal of Personality and Social Psychology*, 95, 144-165. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.95.1.144>
- Lemmer, G. & Wagner, U. (2015). Can we really reduce ethnic prejudice outside the lab? A meta-analysis of direct and indirect contact interventions. *European Journal of Social Psychology*, 45, 152-168. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2079>
- Lüdemann, C. (2006). Kriminalitätsfurcht im urbanen Raum. Eine Mehrebenenanalyse zu individuellen und sozialräumlichen Determinanten verschiedener Dimensionen von Kriminalitätsfurcht. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 2, 285-306. <https://doi.org/10.1007/s11575-006-0056-z>
- McFarland, S. (2010). Authoritarianism, social dominance, and other roots of generalized prejudice. *Political Psychology*, 31, 453–477. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9221.2010.00765.x>
- Paolini, S., Harwood, J. & Rubin, M. (2010). Negative intergroup contact makes group memberships salient: Explaining why intergroup conflict endures. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 36, 1723-1738. <https://doi.org/10.1177/0146167210388667>
- Paolini, S., Harwood, J., Rubin, M., Husnu, S., Joyce, N. & Hewstone, M. (2014). Positive and extensive intergroup contact in the past buffers against the disproportionate impact of

- negative contact in the present. *European Journal of Social Psychology*, 44, 548-562.
<https://doi.org/10.1002/ejsp.2029>
- Pettigrew, T. F. & Tropp, L. R. (2006). A meta-analytic test of intergroup contact theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 90, 751-783. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.90.5.751>
- Pettigrew, T. F., Tropp, L.R., Wagner, U. & Christ, O. (2011). Recent advances in intergroup contact theory. *International Journal of Intercultural Relations*, 35, 271-280.
<https://doi.org/10.1016/j.ijintrel.2011.03.001>
- Postmes, T., Haslam, S. A. & Jans, L. (2012). A single-item measure of social identification: Reliability, validity, and utility. *British Journal of Social Psychology*, 52, 597-617.
<https://doi.org/10.1111/bjso.12006>
- Reimer, N. K., Becker, J. C., Benz, A., Christ, O., Dhont, K., Klocke, U., Neji, S., Rychlowska, M., Schmid, K. & Hewstone, M. (2016). Intergroup contact and social change: Implications of negative and positive contact for collective action in advantaged and disadvantaged groups. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 43, 121-136.
<https://doi.org/10.1177/0146167216676478>
- Reuband, K.-H. (2008). Kriminalitätsfurcht. Erscheinungsformen, Trends und soziale Determinanten. In H.-J. Lange, H. P. Ohly, J. Reichertz (Hrsg.), *Auf der Suche nach neuer Sicherheit. Fakten, Theorien und Folgen* (S. 233-251). Wiesbaden: VS Verl. für Sozialwissenschaften. https://doi.org/10.1007/978-3-531-91212-7_14
- Roth, J. & Maziotta, A. (2015). Adaptation and validation of a German multidimensional and multicomponent measure of social identification. *Social Psychology*, 46, 277-290.
<https://doi.org/10.1027/1864-9335/a000243>
- Sibley, C. G. & Duckitt, J. (2008). Personality and prejudice: A meta-analysis and theoretical review. *Personality and Social Psychology Review*, 12, 248-279.
<https://doi.org/10.1177/1088868308319226>
- Smith, H. J., Pettigrew, T. F., Pippin, G. M. & Bialosiewicz, S. (2012). Relative deprivation: A theoretical and meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, 16, 203-232. <https://doi.org/10.1177/1088868311430825>
- Stadt Chemnitz (2017). *Bundestagswahl 2017. Endgültige Ergebnisse*. Abgerufen von https://www.chemnitz.de/chemnitz/media/aktuell/publikationen/downloads/bundestagswahl_17%2epdf am 07.02.2019
- Stadt Chemnitz (2018a). *Bevölkerung* (Stand: 30.11. 2018). Abgerufen von <https://www.chemnitz.de/chemnitz/de/unsere-stadt/stadtportrait/zahlen-und-fakten/bevoelkerung.html> am 01.02.2019
- Stadt Chemnitz (2018b). *Statistische Information Stadtteile 2017*. Abgerufen von https://www.chemnitz.de/chemnitz/media/aktuell/publikationen/downloads/stadtteile_2017.pdf am 01.02.2019

- Stadt Chemnitz (2019). *Bevölkerung* (Stand: 30.03.2019). Abgerufen von <https://www.chemnitz.de/chemnitz/de/unsere-stadt/stadtportrait/zahlen-und-fakten/bevoelkerung.html> am 13.06.2019
- Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen (2018). *Bevölkerung im Freistaat Sachsen*. Abgerufen von https://www.statistik.sachsen.de/download/010_GB-Bev/K_Tabellen_2017.pdf am 01.02.2019
- Statistisches Bundesamt (2018). *Bevölkerung in Deutschland: 82,8 Millionen zum Jahresende 2017*). Abgerufen von https://www.destatis.de/DE/Presse/Pressemitteilungen/2018/09/PD18_347_12411.html am 13.06.2019
- Stephan, W. G., Boniecki, K. A., Ybarra, O., Bettencourt, A., Ervin, K. S., Jackson, L. A., McNatt, P. S. & Renfro, C. L. (2002). The role of threats on the racial attitudes of blacks and whites. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28, 1242-1254. <https://doi.org/10.1177/01461672022812009>
- Stephan, W. G. & Stephan, C. W. (2000). An integrated threat theory of prejudice. In S. Oskamp (Hrsg.), *Reducing prejudice and discrimination* (Vol. 1, pp. 23-46). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum.
- van Stekelenburg, J. & Klandermans, B. (2013). The social psychology of protest. *Current Sociology*, 61, 886–905. <https://doi.org/10.1177/0011392113479314>
- van Troost, D., van Stekelenburg, J. & Klandermans, B. (2013). Emotions of Protest. In N. Demertzis (Hrsg.), *Emotions in Politics* (S. 186–203). London: Palgrave Macmillan UK. https://doi.org/10.1057/9781137025661_10
- Van Zomeren, M., Spears, R. & Leach, C. W. (2010). Exploring psychological mechanisms of collective action: Does relevance of group identity influence how people cope with collective disadvantage? *British Journal of Social Psychology*, 47, 353-372. <https://doi.org/10.1348/014466607X231091>
- Van Zomeren, M. & Iyer, A. (2009). Introduction to the Social and Psychological Dynamics of Collective Action. *Journal of Social Issues*, 65, 645-660. doi:10.1111/j.1540-4560.2009.01618.x

Anhang 1

Detaillierte Demografische Beschreibung der Stichprobe.

Geschlecht

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Männlich	232	46.4
Weiblich	268	53.6
Divers	0	0.0
Summe	500	100.0

Alter

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
18-20 Jahre	5	1.0
21-30 Jahre	14	2.8
31-40 Jahre	36	7.2
41-50 Jahre	51	10.2
51-60 Jahre	109	21.8
61-70 Jahre	149	29.8
71-80 Jahre	98	19.6
81-90 Jahre	36	7.2
91-100 Jahre	2	0.4
Summe	500	100.0

Die Situation in Chemnitz

Bundesland

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Baden-Württemberg	3	0.6
Bayern	2	0.4
Berlin	5	1.0
Brandenburg	5	1.0
Hamburg	1	0.2
Hessen	1	0.2
Mecklenburg-Vorpommern	4	0.8
Niedersachsen	5	1.0
Nordrhein-Westfalen	4	0.8
Rheinland-Pfalz	2	0.4
Sachsen	439	87.8
Sachsen-Anhalt	12	2.4
Thüringen	17	3.4
Summe	500	100.0

Stadtteile

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Furth	1	0.2
Glösa-Draisdorf	15	3.0
Borna-Heinersdorf	8	1.6
Ebersdorf	12	2.4
Hilbersdorf	12	2.4
Euba	2	0.4
Sonnenberg	16	3.2
Lutherviertel	8	1.6
Yorckgebiet	12	2.4
Gablenz	37	7.4
Adelsberg	22	4.4
Kleinolbersdorf-Altenhain	4	0.8

Die Situation in Chemnitz

Altchemnitz	16	3.2
Bernsdorf	23	4.6
Reichenhain	9	1.8
Erfenschlag	6	1.2
Harthau	5	1.0
Einsiedel	5	1.0
Klaffenbach	6	1.2
Helbersdorf	14	2.8
Markersdorf	19	3.8
Morgenleite	4	0.8
Hutholz	8	1.6
Zentrum	22	4.4
Schloßchemnitz	26	5.2
Kappellenberg	13	2.6
Kappel	13	2.6
Schönau	11	2.2
Stelzendorf	0	0.0
Siegmar	18	3.6
Reichenbrand	18	3.6
Mittelbach	10	2.0
Kaßberg	44	8.8
Altendorf	19	3.8
Rottluff	1	0.2
Rabenstein	11	2.2
Grüna	16	3.2
Röhrsdorf	4	0.8
Wittgensdorf	10	2.0
Summe	500	100.0

Die Situation in Chemnitz

Schulbildung

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Kein Schulabschluss	1	0.2
Hauptschule / Volksschule	18	3.6
Abschluss POS nach 8./9. Klasse	36	7.2
Realschulabschluss	53	10.7
Abschluss POS nach 10. Klasse	126	25.4
Fachhochschulreife	57	11.5
Abitur und fachgebundene Hochschulreife	205	41.2
Sonstiger Abschluss	1	0.2
Summe	497	100.0

Studium

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Kein abgeschlossenes Studium	266	53.3
Abgeschlossenes Hochschul- oder Fachhochschulstudium	233	46.7
Summe	499	100.0

Die Situation in Chemnitz

Erwerbssituation

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Erwerbstätig (Vollzeit)	165	33.1
Erwerbstätig (Teilzeit)	46	9.2
Bundesfreiwilligendienst, Mutterschafts- / Erziehungsurlaub oder sonstige Beurlaubung	1	0.2
Zur Zeit arbeitslos	7	1.4
RentnerIn, PensionärIn, im Vorruhestand	261	52.4
Nicht berufstätig, z.B. Hausmann/Hausfrau	9	1.8
In Berufsausbildung	2	0.4
In Schulausbildung, in Hochschulausbildung, an Universitäten	7	1.4
Summe	498	100.0

Monatliches Haushaltsnettoeinkommen, in Klassen

Antwortoption	Häufigkeit	Prozentwert
Unter 500 €	2	0.5
500€ - 1000€	27	6.50
1000€ - 1500€	51	12.3
1500€ - 2000€	87	20.9
2000€ - 2500€	65	15.6
2500€ - 3000€	61	14.7
3000€ - 3500€	32	7.7
3500€ - 4000€	35	8.4
4000€ - 4500€	18	4.3
4500€ - 5000€	11	2.6
5000€ - 10000€	27	6.5
Über 10000€	0	0.0
Summe	416	100.0

Anhang 2

Mittelwerte für zentrale Variablen mit Standardabweichung in Klammern, aufgeteilt nach Altersgruppen.

Variablen	Bis 20 Jahre		21-40 Jahre		41-60 Jahre		61-80 Jahre		Über 80 Jahre	
Polit. Orient. (rechts)	2.6 ^a	(0.5)	2.6 ^a	(0.8)	2.9 ^a	(0.7)	2.7 ^a	(0.7)	2.6 ^a	(0.8)
Idee Demokratie	3.4 ^a	(0.5)	3.7 ^a	(0.5)	3.6 ^a	(0.5)	3.6 ^a	(0.6)	3.6 ^a	(0.5)
Demokratie in Deutschland	2.6 ^a	(0.5)	2.7 ^a	(0.8)	2.5 ^a	(0.7)	2.6 ^a	(0.7)	2.8 ^a	(0.5)
Autorit. Aggression	2.6 ^{ab}	(0.5)	3.0 ^a	(0.8)	3.1 ^a	(0.9)	3.5 ^b	(0.7)	3.6 ^b	(0.6)
Autorit. Unterwürfigkeit	2.4 ^{ab}	(0.5)	2.3 ^{ab}	(0.7)	2.2 ^a	(0.8)	2.3 ^{ab}	(0.8)	2.7 ^b	(0.8)
Konventionalismus	2.4 ^{ab}	(0.5)	2.3 ^a	(0.8)	2.6 ^a	(0.8)	3.0 ^b	(0.9)	3.1 ^b	(1.0)
Identifikation Deutschland	3.0 ^{ab}	(0.7)	3.3 ^a	(0.7)	3.5 ^{ab}	(0.7)	3.7 ^{bc}	(0.6)	3.9 ^c	(0.3)
Identifikation Sachsen	3.0 ^{ab}	(0.7)	3.2 ^a	(0.8)	3.6 ^b	(0.7)	3.6 ^b	(0.6)	3.8 ^b	(0.4)
Identifikation Chemnitz	3.2 ^{ab}	(0.8)	3.2 ^a	(0.9)	3.6 ^b	(0.7)	3.6 ^b	(0.7)	3.7 ^b	(0.5)
Sicherheitsempf. Wohnort	3.0 ^a	(0.7)	3.0 ^a	(0.8)	3.0 ^a	(0.7)	3.0 ^a	(0.8)	3.1 ^a	(0.9)
Sicherheitsempf. Zentrum	1.8 ^{ab}	(0.4)	2.5 ^a	(1.0)	2.1 ^b	(0.8)	2.0 ^b	(0.8)	2.2 ^{ab}	(0.9)
Pos. Kontakt AusländerInnen	2.4 ^{ab}	(0.5)	2.9 ^a	(0.8)	2.4 ^b	(0.8)	2.2 ^b	(0.9)	2.1 ^b	(0.8)
Neg. Kontakt AusländerInnen	2.6 ^a	(0.9)	1.8 ^{ab}	(0.9)	1.6 ^b	(0.7)	1.4 ^c	(0.6)	1.2 ^c	(0.4)
Gefühle AusländerInnen	3.2 ^a	(0.4)	3.5 ^a	(0.8)	3.2 ^a	(0.8)	3.3 ^a	(0.8)	3.6 ^a	(0.9)
Bedr. Kultur Ausl.	2.0 ^{ab}	(0.8)	2.0 ^a	(0.9)	2.2 ^{ab}	(0.9)	2.4 ^b	(0.9)	2.2 ^{ab}	(0.6)
Bedr. Wohlstand Ausl.	1.5 ^{ab}	(0.6)	1.6 ^a	(0.7)	2.2 ^b	(0.8)	2.2 ^b	(0.9)	2.1 ^b	(0.7)
Bedr. Sicherheit Ausl.	2.3 ^{ab}	(1.0)	2.2 ^a	(0.7)	2.5 ^{ab}	(0.8)	2.6 ^b	(0.8)	2.4 ^{ab}	(0.6)
Trauer nach Stadtfest 2018	2.2 ^a	(0.8)	2.7 ^a	(1.1)	2.8 ^a	(1.1)	2.7 ^a	(1.0)	2.4 ^a	(1.1)
Angst nach Stadtfest 2018	2.2 ^a	(0.8)	1.9 ^a	(1.0)	1.9 ^a	(1.1)	1.6 ^a	(0.9)	1.4 ^a	(0.7)
Wut nach Stadtfest 2018	2.4 ^a	(1.1)	2.2 ^a	(1.1)	2.5 ^a	(1.1)	2.6 ^a	(1.1)	2.3 ^a	(1.1)
Bew. Protest geg. Migration	2.4 ^a	(0.9)	2.1 ^a	(1.0)	2.4 ^a	(1.0)	2.3 ^a	(1.1)	2.3 ^a	(0.9)
Bew. Protest geg. Fremdfendl.	2.8 ^a	(1.1)	2.6 ^a	(1.2)	2.5 ^a	(1.1)	2.5 ^a	(1.1)	2.3 ^a	(1.0)
Mediendarstellung Rechtsextr.	1.8 ^{ab}	(1.1)	2.4 ^{ab}	(1.0)	2.0 ^a	(1.0)	2.2 ^{ab}	(1.1)	2.8 ^b	(1.2)
Mediendarstellung Linksextr.	2.5 ^a	(1.3)	3.0 ^a	(1.2)	3.0 ^a	(1.4)	2.8 ^a	(1.1)	2.7 ^a	(0.9)
Teiln. Protest geg. Migration	2.6 ^a	(1.1)	2.4 ^a	(1.1)	2.3 ^a	(0.9)	2.1 ^a	(0.9)	2.2 ^a	(1.1)
Teiln. Protest geg. Fremdfendl.	2.0 ^a	(0.7)	1.6 ^a	(0.9)	1.9 ^a	(1.0)	1.8 ^a	(0.8)	1.8 ^a	(0.7)

Anmerkung. Altersklassen mit den gleichen annotierten Buchstaben unterscheiden sich nicht statistisch bedeutsam voneinander (basierend auf ANOVA mit Tukeys HSD als Post-Hoc-Test).

Die Situation in Chemnitz

Mittelwerte für zentrale Variablen mit Standardabweichung in Klammern, aufgeteilt nach Geschlecht.

Variablen	Weiblich		Männlich	
Polit. Orient. (rechts)	2.7 ^a	(0.7)	2.8 ^a	(0.8)
Idee Demokratie	3.5 ^a	(0.6)	3.7 ^b	(0.5)
Demokratie in Deutschland	2.5 ^a	(0.7)	2.6 ^b	(0.7)
Autorit. Aggression	3.3 ^a	(0.8)	3.4 ^a	(0.8)
Autorit. Unterwürfigkeit	2.2 ^a	(0.8)	2.3 ^a	(0.8)
Konventionalismus	2.8 ^a	(0.9)	2.8 ^a	(0.9)
Identifikation Deutschland	3.6 ^a	(0.6)	3.6 ^a	(0.6)
Identifikation Sachsen	3.6 ^a	(0.6)	3.5 ^a	(0.7)
Identifikation Chemnitz	3.6 ^a	(0.7)	3.5 ^a	(0.7)
Sicherheitsempf. Wohnort	2.8 ^a	(0.8)	3.1 ^b	(0.7)
Sicherheitsempf. Zentrum	1.9 ^a	(0.8)	2.3 ^b	(0.9)
Pos. Kontakt AusländerInnen	2.2 ^a	(0.9)	2.4 ^b	(0.8)
Neg. Kontakt AusländerInnen	1.5 ^a	(0.7)	1.5 ^a	(0.7)
Gefühle AusländerInnen	3.4 ^a	(0.7)	3.3 ^a	(0.9)
Bedr. Kultur Ausl.	2.3 ^a	(0.8)	2.2 ^a	(0.9)
Bedr. Wohlstand Ausl.	2.1 ^a	(0.9)	2.1 ^a	(0.8)
Bedr. Sicherheit Ausl.	2.6 ^a	(0.8)	2.5 ^a	(0.8)
Trauer nach Stadtfest 2018	2.8 ^a	(1.1)	2.6 ^b	(1.1)
Angst nach Stadtfest 2018	1.9 ^a	(1.1)	1.5 ^b	(0.8)
Wut nach Stadtfest 2018	2.5 ^a	(1.1)	2.4 ^a	(1.1)
Bew. Protest geg. Migration	2.3 ^a	(1.0)	2.4 ^a	(1.1)
Bew. Protest geg. Fremdfendl.	2.4 ^a	(1.1)	2.6 ^a	(1.1)
Mediendarstellung Rechtsextr.	2.1 ^a	(1.0)	2.3 ^a	(1.1)
Mediendarstellung Linksextr.	2.7 ^a	(1.2)	3.0 ^a	(1.3)
Teiln. Protest geg. Migration	2.2 ^a	(1.0)	2.2 ^a	(0.9)
Teiln. Protest geg. Fremdfendl.	1.7 ^a	(0.8)	1.9 ^a	(0.9)

Anmerkung. Stehen bei beiden Geschlechtern die gleichen annotierten Buchstaben, dann unterscheiden sie sich nicht statistisch bedeutsam voneinander (basierend auf t-Test).

