

## **Politische Engagementbereitschaft in Krisenszenarien: AfD-Parteiverbot vs. AfD-Regierungsbeteiligung**

Magdeburg, 04. März 2026

### Autor:innen

Paula Stolle

Prof. Dr. Rahim Hajji

Prof. Dr. Matthias Quent

### Institutsleitung

Prof.<sup>in</sup> Dr.<sup>in</sup> Katrin Reimer-Gordinskaya

Prof. Dr. Rahim Hajji

Hochschule Magdeburg-Stendal

Fachbereich Soziale Arbeit, Gesundheit und Medien

Breitscheidstraße 2

39114 Magdeburg

# Politische Engagementbereitschaft in Krisenszenarien: AfD-Parteiverbot vs. AfD-Regierungsbeteiligung

Paula Stolle, Rahim Hajji und Matthias Quent

## Abstract

Die Debatte über ein mögliches Parteiverbot der AfD sowie über eine potenzielle Regierungsbeteiligung der Partei wird in Politik und Medien regelmäßig aufgegriffen – etwa im Zusammenhang mit umstrittenen Reden von AfD-Politiker:innen, Einstufungen der Verfassungsschutzbehörden, einschlägigen Gerichtsentscheidungen oder Wahlkämpfen. Vor diesem Hintergrund untersucht die vorliegende Studie, wie Bürger:innen in beiden Szenarien auf mögliche politische Entwicklungen reagieren würden.

Hierzu wurde zwischen Juli und August 2025 eine Online-Befragung mit einer quotierten Stichprobe durchgeführt, die zentrale Bevölkerungsmerkmale Deutschlands annähernd abbildet. Nach Datenbereinigung wurden 885 Fälle in einem experimentellen Vignetten-Design analysiert. Die Ergebnisse zeigen, dass die politische Engagementbereitschaft im Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung mit 42% deutlich höher ausfällt als im Szenario eines AfD-Parteiverbots (31%).

Bi- und multivariate Analysen weisen darauf hin, dass politische Engagementbereitschaft weniger durch sozioökonomische Ressourcen als durch politische Einstellungen und zivilgesellschaftliche Einbindung geprägt ist. Ehrenamtliches Engagement wirkt in beiden Szenarien mobilisierend. AfD-Sympathie steht im Verbots-Szenario positiv, im Regierungsszenario negativ mit Engagementbereitschaft in Zusammenhang. Besonders mobilisiert zeigen sich im Verbots-Szenario AfD-sympathisierende Personen mit geringem Institutionsvertrauen, während im Regierungsszenario vor allem AfD-kritische Befragte mit hohem ehrenamtlichem Engagement, höherem Institutionsvertrauen oder geringen faschistischen Einstellungen Engagementbereitschaft äußern.

Die Ergebnisse verdeutlichen, dass politische Engagementbereitschaft vor allem dann steigt, wenn Befragte ihre politische Repräsentation oder die demokratische Ordnung als bedroht wahrnehmen.

# Politische Engagementbereitschaft in Krisenszenarien: AfD-Parteiverbot vs. AfD-Regierungsbeteiligung<sup>1</sup>

Paula Stolle, Rahim Hajji und Matthias Quent

## 1 Einleitung

Kontroverse und insbesondere extrem rechte politische Positionen innerhalb der Alternative für Deutschland (AfD; Cremer 2023), die Einstufung von AfD-Landesverbänden u.a. in Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen als gesichert rechtsextrem durch die Landesverfassungsschutzbehörden (Ministerium für Inneres und Sport des Landes Sachsen-Anhalt 2025; Sächsisches Staatsministerium des Innern und Landesamt für Verfassungsschutz Sachsen 2025; Thüringer Ministerium für Inneres, Kommunales und Landesentwicklung 2025) und die zunehmende politische Etablierung der AfD als zweitstärkste Kraft im Bundestag (Die Bundeswahlleiterin 2025; Franzmann 2021) haben eine breite öffentliche Debatte über den Umgang mit der AfD ausgelöst, die sich zwischen zwei Polen bewegt: möglichen Regierungsbeteiligungen einerseits und einem Parteiverbotsverfahren andererseits (Quent und Virchow 2024).

Die parlamentarische Brandmauer (bzw. der „Cordon sanitaire“) sowie die Demonstrationen gegen die AfD sind als Maßnahmen wehrhafter Demokratie Formen politischen Handelns. Die parlamentarische Brandmauer zielt darauf, staatliche Institutionen durch ihre Beschädigung oder Zerstörung durch Rechtsextreme zu schützen und die Normalisierung antidemokratischer Positionen zu unterbinden. Als Ende Januar 2025 im Deutschen Bundestag ein Antrag der Unionsparteien erstmalig durch eine politische Mehrheit der Abgeordneten mit den Stimmen der AfD verabschiedet wurde, löste das bundesweite Proteste aus, bei denen unter dem Motto „Wir sind die Brandmauer“ Tausende Menschen gegen eine politische Kooperation mit der AfD demonstrierten (Schroeder et al. 2025). Zivilgesellschaftliche Organisationen wie „Fridays for Future“ und „Eltern gegen Rechts“ riefen zur Teilnahme an den Demonstrationen auf. Sowohl die parteipolitische als auch die zivilgesellschaftliche „Brandmauer“ werden als politische Mobilisierungsprozesse wehrhafter Demokratie verstanden, die sich im Kern gegen eine politische Einflussnahme der AfD richten und damit in der Konsequenz auch gegen eine mögliche Regierungsbeteiligung der AfD. 2026 finden bundesweit sogenannte „Prüf-Demos“ mit der Forderung statt: „Alle Parteien, die vom Verfassungsschutz als rechtsextremer Verdachtsfall oder gesichert rechtsextrem eingestuft werden, sollen durch das Bundesverfassungsgericht überprüft werden“ (Semsrott 2026).

---

<sup>1</sup> KI-gestützte Werkzeuge wurden für Formulierungsvorschläge und zur Unterstützung der Analyse genutzt.

Nach unserem Kenntnisstand sind bislang kaum öffentlich dokumentierte Demonstrationen bekannt, die sich explizit gegen ein mögliches Parteiverbot der AfD richten. Vertreter:innen der AfD äußerten im Rahmen der Bundestagsdebatten über ein mögliches AfD-Parteiverbot deutliche politische Reaktionen. So argumentierte etwa Peter Boehringer, die Initiator:innen der Verbotsanträge wollten mit einem Parteiverbot einem möglichen Wahlerfolg der AfD zuvorkommen. Ein Verbot käme aus seiner Sicht faktisch einer Entwertung von rund zwölf Millionen Stimmen gleich (Deutscher Bundestag 2025). Bisweilen nutzt die AfD die Verbotsdebatte auch im Wahlkampf, um die eigene Anti-Establishment-Position zu unterstreichen. So warb beispielsweise der Thüringer AfD-Landesverband 2024 mit dem Slogan „Fast schon verboten gut“ (tagesschau.de 2024). Die Debatte um ein mögliches AfD-Parteiverbot fand auch in kulturellen und medialen Räumen Resonanz. Im Theaterstück „Prozess gegen Deutschland“ warnte 2026 der Kolumnist Harald Martenstein, ein Verbot könne „das Ende der Demokratie“ bedeuten und letztlich zur Errichtung eines „autoritären Regimes“ führen. Damit wird zum Ausdruck gebracht, dass mit einem AfD-Verbot das Vertrauen in die demokratischen Institutionen untergraben werden könne. Im selben Stück forderten Andere nachdrücklich ein Verbotsverfahren – in der Theaterinszenierung sprach sich die Jury schließlich mehrheitlich dafür aus, die Prüfung eines AfD-Verbotes durch das Bundesverfassungsgericht einzuleiten.

Mehr oder weniger unabhängig von der verfassungsrechtlichen Bewertung beschäftigt sich die politische Debatte mit der Frage nach den politischen Folgen eines Verbots oder einer Regierungsbeteiligung. Die Untersuchung der politischen Engagementbereitschaft bei einer AfD-Regierungsbeteiligung bzw. bei einem AfD-Verbot ist daher gegenwärtig eine wichtige politik- und sozialwissenschaftliche Fragestellung. Studien, die eine mögliche Regierungsbeteiligung der AfD und ein potenzielles Verbot der Partei als kontrastierende politische Szenarien vergleichend gegenüberstellen und die politische Engagementbereitschaft empirisch analysieren, fehlen. Die vorliegende Arbeit soll diese Forschungslücke schließen und damit einen Beitrag zur aktuellen gesellschaftlichen Diskussion um die AfD und zum besseren Verständnis politischer Mobilisierungsprozesse in Konfliktsituationen leisten.

Aus den genannten Beispielen lässt sich ableiten, dass politische Engagementbereitschaft szenarienspezifisch variieren dürfte und u.a. sowohl von AfD-Sympathien, politischen Einstellungen, ehrenamtlichem Engagement als auch vom Vertrauen in Institutionen beeinflusst werden kann. Ziel der vorliegenden Studie ist es daher,

1. das Ausmaß der politischen Engagementbereitschaft in Abhängigkeit von den beiden Szenarien (Parteiverbot der AfD vs. Regierungsbeteiligung der AfD) zu bestimmen und
2. zu analysieren, wie AfD-Sympathien, faschistische Einstellungen, ehrenamtliches Engagement und Institutionsvertrauen mit der politischen Engagementbereitschaft zusammenhängen. Dadurch lassen sich politisch engagementbereite Befragte

szenarienspezifisch (Parteiverbot der AfD vs. Regierungsbeteiligung der AfD) empirisch identifizieren.

Die vorliegende empirische Studie basiert auf einer Online-Befragung mit 1.066 Teilnehmenden, die auf Grundlage eines Quotenstichprobenplans mit Annäherung an bevölkerungsrepräsentative Verteilungen nach Geschlecht, Alter, Bildung und Bundesland erhoben wurde. Die Daten wurden anschließend anhand zentraler Bevölkerungsmerkmale gewichtet. Die politische Engagementbereitschaft in zwei kontrastierenden Szenarien wurde mittels eines experimentellen Vignettendesigns erhoben. Dieses Design ermöglicht es, individuelle Merkmale – etwa AfD-Sympathie, Institutionenvertrauen, faschistische Einstellungen oder ehrenamtliches Engagement – in Beziehung zu den beiden Szenarien zu setzen und deren Zusammenhang mit der politischen Engagementbereitschaft systematisch zu untersuchen (Schlozman et al. 2018; Verba et al. 1995).

Der Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Zunächst wird der theoretische Hintergrund zur Erklärung politischer Engagementbereitschaft dargestellt und daraus die Hypothesen abgeleitet. Anschließend folgt die Beschreibung der methodischen Vorgehensweise, einschließlich der Darstellung der Datengrundlage, Variablen, Stichprobe und Analysestrategie. Danach werden die Ergebnisse der Datenanalyse präsentiert. Den Abschluss bilden die Schlussfolgerungen aus der Analyse.

## 2 Forschungsstand & Hypothesen

Woyke (2021) definiert politische Beteiligung als Aktivitäten, die Bürger:innen aus eigenem Antrieb unternehmen, um politische Entscheidungen zu beeinflussen. Bürger:innen können sich auf vielfältige Weise politisch engagieren, sowohl auf konventionellem bzw. institutionalisiertem Weg, etwa durch die Teilnahme an Wahlen oder eine Parteimitgliedschaft, als auch durch unkonventionelle bzw. nicht-institutionalisierte Formen, wie das Unterzeichnen einer Petition oder die Teilnahme an Demonstrationen (van Deth 2014). Damit Menschen ein bestimmtes Verhalten ausführen, muss sich zunächst eine Handlungsabsicht bilden (Heckhausen und Heckhausen 2025). Da Verhalten in vielen sozialpsychologischen Modellen wesentlich über Handlungsabsichten vermittelt wird (Sheeran 2002), bietet die Messung von Engagementbereitschaft einen etablierten Zugang zur Untersuchung politischer Partizipation in hypothetischen Szenarien. Unter politischer Engagementbereitschaft verstehen wir demnach den Willen, sich politisch zu beteiligen, um Interessen Ausdruck zu verleihen.

Zur Ableitung und Formulierung von empirisch prüfbareren Hypothesen für politische Engagementbereitschaft verwenden wir eines der populärsten Modelle als Rahmenmodell zur

Erklärung politischer Beteiligung. Das Civic-Voluntarism-Modell (CVM) wurde von Verba et al. (1995) entwickelt. Ausgehend von der Frage, warum manche Menschen politisch aktiv werden und andere nicht, identifizierten Verba et al. (1995) drei zentrale Gründe für ausbleibendes Engagement: Menschen beteiligen sich nicht, „because they can't“ (Mangel an Ressourcen), „because they don't want to“ (mangelnde mentale Involviertheit) oder „because nobody asked“ (fehlende Einbindung in mobilisierende Netzwerke).

Die vorliegende Analyse zielt darauf ab, die politische Engagementbereitschaft im Falle eines möglichen Parteiverbots der AfD und einer potenziellen Regierungsbeteiligung der AfD unter Berücksichtigung motivationaler Faktoren (Institutionenvertrauen, faschistische Einstellungen, AfD-Sympathie) und der Einbindung in mobilisierende Netzwerke (ehrenamtliches Engagement) empirisch zu erklären. Im Folgenden werden deshalb Erklärungsansätze skizziert, um empirisch prüfbare Hypothesen abzuleiten. Die sozioökonomischen Ressourcen (Bildungsabschluss, Einkommen) werden als Kontrollvariablen berücksichtigt.

**Vertrauen in Institutionen** ist gekennzeichnet durch die Überzeugung, dass politische und gesellschaftliche Institutionen gemeinhin im Interesse der Bürger:innen handeln (Barrett und Brunton-Smith 2014). In der Demokratietheorie gilt dieses Vertrauen als Kernelement politischer Unterstützung, da politische Systeme ohne ein Mindestmaß an Vertrauen langfristig weder stabil noch funktionsfähig bleiben können (Hebenstreit et al. 2025). Zugleich profitiert ein demokratisches System von einem gewissen Maß an Skepsis gegenüber politischen Akteur:innen und Institutionen. Insofern fungiert politisches Misstrauen als Schutz vor Machtmissbrauch und hält politische Entscheidungsträger:innen dazu an, ihr Handeln offenzulegen und zu rechtfertigen (Zmerli 2019). Einerseits zeigen Studien, dass ein höheres Vertrauen in Institutionen die politische Beteiligung fördert (Kim 2014; Lee und Schachter 2019). So weisen auch Hooghe und Marien (2013) nach, dass ein höheres Institutionenvertrauen positiv mit der Wahlbeteiligung sowie mit institutionalisierten Formen politischer Partizipation wie Parteimitgliedschaft oder der Mitarbeit in politischen Aktionsgruppen zusammenhängt. Andererseits kann Skepsis gegenüber politischen Institutionen ein Motiv für politisches Engagement darstellen, insbesondere für alternative Partizipationsformen. So zeigen Hooghe und Marien (2013) ebenfalls, dass geringeres Institutionenvertrauen die Beteiligung an nicht-institutionalisierten Partizipationsformen wie dem Unterzeichnen von Petitionen, der Teilnahme an Demonstrationen oder Boykotten begünstigt. Auch Braun und Hutter (2016) finden diesen Effekt. Grande und Saldivia Gonzatti (2024) zeigen, dass politisches Misstrauen mit einer höheren Protestbereitschaft einhergeht, weisen aber darauf hin, dass Protestbewegungen keineswegs ausschließlich von misstrauischen Bürger:innen getragen werden. Zur Erklärung des Zusammenhangs zwischen Institutionsvertrauen und politischer Engagementbereitschaft lassen sich

folglich widersprüchliche Hypothesen aus dem Forschungsstand ableiten, die zu überprüfen sind:

H1a: Je höher das Institutionsvertrauen, desto höher die politische Engagementbereitschaft.

H1b: Je niedriger das Institutionsvertrauen, desto höher die politische Engagementbereitschaft.

**Ehrenamtliches bzw. freiwilliges Engagement** umfasst Aktivitäten, die freiwillig, kooperativ, außerhalb von Beruf und Familie im öffentlichen Raum ausgeübt werden, nicht auf materiellen Gewinn abzielen und gemeinwohlorientiert sind (Fritzsche et al. 2025; Simonson et al. 2022). Arriagada und Tesch-Römer (2022) zeigen, dass Personen, die sich freiwillig engagieren, eher politisch aktiv sind. Gabriel (2022) weist ebenfalls auf einen positiven Zusammenhang zwischen dem Engagement in Freiwilligenorganisationen und politischer Partizipation hin.

Einerseits wird der positive Effekt sozialer Netzwerke auf politische Mobilisierung auf das „Gefragt werden“ innerhalb dieser Netzwerke zurückgeführt (Schlozman et al. 2018). Andererseits stellen die Netzwerke Sozialisationsinstanzen dar, in denen Individuen partizipative Werte, Normen und Kompetenzen erwerben, die Anreize zu politischer Beteiligung vermitteln (Gabriel 2022). Gleichwohl problematisiert Roth (2004) mit den „dunklen Seiten der Zivilgesellschaft“, dass diese Strukturen kein homogenes demokratisches Feld sind, sondern auch antidemokratischen Positionen Raum bieten können. So können Engagementstrukturen leicht zum Ziel extrem rechter Einflussnahme werden (Krüger 2022). Folgende Hypothese wird getestet:

H2: Je stärker die Personen in ehrenamtlichen Strukturen eingebunden sind, desto höher ist die politische Engagementbereitschaft.

**Faschistische Einstellungen** stehen in Zusammenhang mit der Zustimmung zu autoritären, antidemokratischen und nationalistischen Vorstellungen (Häusler und Fehrenschild 2020). Diese Haltung ist mit der Vorstellung verknüpft, politische und gesellschaftliche Probleme ließen sich durch eine starke Führung, eine diktatorische Herrschaft oder ein Einparteiensystem lösen (Pickel et al. 2024). Politische Beteiligung wird von Menschen mit faschistischen Einstellungen weniger als staatsbürgerliche Pflicht oder legitimes Mittel politischer Einflussnahme wahrgenommen, vielmehr wird politische Verantwortung nach Sauermann und Weigelt (2023) an Führungsfiguren delegiert. Folglich ist davon auszugehen, dass faschistische Persönlichkeiten eine deutlich geringere Bereitschaft zur aktiven und selbstständigen politischen Einflussnahme zeigen. Den Überlegungen von Sauermann und Weigelt (2023) folgend wird

angenommen, dass faschistische Einstellungen mit einer geringeren politischen Engagementbereitschaft verbunden sind. Daraus ergibt sich folgende Hypothese:

H3: Je stärker faschistische Einstellungen vertreten werden, desto geringer ist die politische Engagementbereitschaft.

Alaminos-Fernández et al. (2025) verstehen unter **Parteiensympathie** die Verbindung von positiven Gefühlen und Einstellungen zu einer Partei, die sich auch in einem Gefühl der Zugehörigkeit und der Identifikation mit der Partei niederschlägt. Untersuchungen zeigen, dass Menschen, die mit der AfD sympathisieren, eher unzufrieden mit der politischen Lage sind, Geflüchtete ablehnen sowie ein geringeres Vertrauen in Institutionen und Medien haben (Lengfeld und Dilger 2023; Pickel 2019). Die soziale Identifikation, das Gefühl der Ungerechtigkeit und die Wahrnehmung einer kollektiven politischen Wirksamkeit sind nach dem Modell der sozialen Identität für kollektives Handeln (van Zomeren et al. 2008) relevante Faktoren für politische Beteiligung. Fritsche et al. (2018) erweitern, dass Modell und berücksichtigen neben der Identifikation mit der Gruppe die Wahrnehmung von Bedrohungen als Einflussfaktor auf die politische Beteiligung. Daraus lässt sich ableiten, dass Sympathie mit der AfD in Abhängigkeit des Szenarios entweder politische Engagementbereitschaft fördert oder mindert. Im Szenario eines AfD-Parteiverbots ist zu erwarten, dass AfD-Sympathisant:innen eine Bedrohung ihrer politischen Präferenzen wahrnehmen und daher eine erhöhte politische Engagementbereitschaft zeigen, während bei AfD-kritischen Befragten geringere Mobilisierungseffekte auftreten dürften. Dagegen ist im Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung zu erwarten, dass AfD-Sympathisant:innen eine geringere politische Engagementbereitschaft aufweisen, während AfD-kritische Befragte eine höhere politische Engagementbereitschaft zeigen dürften.

H4a Je höher die Parteiensympathie für die AfD ist, desto höher ist die politische Engagementbereitschaft im AfD-Parteiverbotsszenario.

H4b Je niedriger die Parteiensympathie für die AfD ist, desto höher ist die politische Engagementbereitschaft im AfD-Regierungsbeteiligungsszenario.

Politische Engagementbereitschaft dürfte nicht allein vom Szenario und den individuellen Merkmalen abhängen, sondern auch davon, wie dieses Szenario durch Sympathien/Antipathien zur AfD in Kombination mit ehrenamtlichem Engagement, faschistischen Einstellungen und Institutionsvertrauen interpretiert wird. Neben den Haupteffekten, könnten demnach auch Interaktionseffekte bedeutsam sein.

Im Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung ist anzunehmen, dass insbesondere AfD-kritische Befragte mit starkem ehrenamtlichem Engagement und geringer Zustimmung zu faschistischen Einstellungen eine Bedrohung wahrnehmen und daher eher politisch aktiv werden. Im Szenario eines AfD-Parteiverbots könnte dagegen bei AfD-Sympathisant:innen – insbesondere bei starkem ehrenamtlichem Engagement, faschistischen Einstellungen oder geringem Institutionsvertrauen – eine erhöhte politische Engagementbereitschaft auftreten. Daher untersuchen wir, inwieweit AfD-Sympathie die Effekte der genannten Faktoren moderiert.

H5: AfD-Sympathie moderiert den Zusammenhang zwischen ehrenamtlichem Engagement und politischer Engagementbereitschaft.

H6: AfD-Sympathie moderiert den Zusammenhang zwischen Institutionsvertrauen und politischer Engagementbereitschaft.

H7: AfD-Sympathie moderiert den Zusammenhang zwischen faschistischen Einstellungen und politischer Engagementbereitschaft.

### 3 Methodische Herangehensweise

#### 3.1 Datenerhebung und Stichprobenbeschreibung

Die Datenerhebung für die vorliegende Studie erfolgte mittels eines Online-Access-Panels des Bilendi-Instituts. Panelteilnehmende erhalten Incentives für die Beantwortung der Fragen. Insgesamt nahmen 1.066 Personen im Alter von 18 bis 74 Jahren zwischen dem 17. Juli und dem 4. August 2025 an der Befragung freiwillig und anonym teil. Die Quotierung der Befragungspersonen erfolgte unter Berücksichtigung ausgewählter Merkmale zur Abbildung der Grundgesamtheit Deutschlands. Dazu zählten Geschlecht, Alter, Bildung und Bundesland.

Nach Ausschluss fehlender oder inkonsistenter Angaben verbleiben 885 valide Fälle in der Analytestichprobe. Gewichtungsfaktoren wurden anhand der Randverteilung der Stichprobe und der Grundgesamtheit gebildet. Die Gewichtungvariable berücksichtigt dabei die Randverteilung für Geschlecht, Alter, Bildung und Bundesland, um die Analytestichprobe an bekannte Bevölkerungsrandverteilungen Deutschlands anzunähern. Der Mittelwert der Gewichtungvariable ist 1 (SD=0,22), das Minimum liegt bei 0,5 und das Maximum bei 1,75. Die Verteilung der Gewichtungsfaktoren deutet darauf hin, dass nur moderate Anpassungen erforderlich waren.

In der Analytestichprobe liegt der Anteil der männlichen Befragten bei 49% und der Anteil der weiblichen Befragten bei 51%. Der Altersdurchschnitt liegt bei 47,4 (SD=15,33). 41% verfügen über einen hohen schulischen Bildungsabschluss. Dazu zählt das fachgebundene und das

allgemeine Abitur. 59% sind verheiratet oder leben in Partnerschaft, 25% sind ledig und 11% sind getrennt bzw. geschieden. Erwerbstätig sind 55%, arbeitslos sind 9%, in Rente befinden sich 19% und 10% befinden sich in schulischer, akademischer oder beruflicher Ausbildung. 50% geben an, sich dem christlichen Glauben zugehörig zu fühlen, 5% geben eine andere Glaubenszugehörigkeit an und 45% fühlen sich keiner Glaubensgemeinschaft zugehörig. 28% verdienen 3.000 Euro Netto und mehr, 28% zwischen 2.000 und 2.999 Euro und 44% weniger als 1.999 Euro. 32% leben in Orten mit einer Bevölkerungszahl von mehr als 100.000, 25% leben in Orten mit 20.000 bis 100.000 Einwohner:innen und 43% leben in Orten mit weniger als 20.000 Einwohner:innen.

### 3.2 Operationalisierung

In Tabelle 1 ist die Operationalisierung der Theoriebegriffe dargestellt. Die Untersuchung basiert auf einem experimentellen Vignettendesign, mit dem die Bereitschaft zum politischen Engagement der Befragten erhoben wurde. Dabei wurden zwei unterschiedliche Szenarien von den Befragungspersonen bewertet, um die szenariospezifische Bereitschaft für politisches Engagement zu erheben: eine mögliche Beteiligung der AfD an der Regierung und ein potenzielles Verbot der Partei. Beide Szenarien wurden allen Befragten in identischer Reihenfolge präsentiert. Damit kann ein möglicher Einfluss von Reihenfolge- und Kontexteffekten nicht vollständig ausgeschlossen werden. Die Befragungspersonen hatten vier Antwortkategorien zur Auswahl. Die szenariospezifische politische Engagementbereitschaft wurde mit der Kategorie „Ich würde mich politisch stärker einsetzen.“ erhoben und als dichotome Variable erfasst.

Die Skalen zur Messung des Institutionsvertrauens und der faschistischen Einstellungen basieren jeweils auf mehreren Items. Für beide Skalen wurde zur Prüfung der internen Konsistenz Cronbachs Alpha berechnet. Werte von  $\alpha \geq .70$  gelten in der sozialwissenschaftlichen Forschung als akzeptable Untergrenze für die Reliabilität (Danner 2015). Sowohl die Skala zum Institutionsvertrauen ( $\alpha = .90$ ) als auch die Skala zu faschistischen Einstellungen ( $\alpha = .75$ ) erreichen zufriedenstellende Reliabilitätswerte. Für die übrigen Variablen, die jeweils mit Einzelitems erhoben wurden, kann keine interne Konsistenz anhand von Cronbachs Alpha bestimmt werden.

**Tabelle 1: Operationalisierung**

<b>Theoriebegriff</b>	<b>Frage/Aussage</b>	<b>Antwortkategorien / Rekodierung</b>	<b>Reliabilität</b>
AfD-Verbot	Welche der folgenden Aussagen beschreibt am besten, wie Sie voraussichtlich handeln würden, wenn die Partei AfD künftig verboten würde?	Ich würde mich politisch stärker einsetzen. Ich würde politische Nachrichten und Gespräche meiden und mich aus dem politischen Geschehen zurückziehen.	Einzelitem, nicht berechenbar
AfD-Regierung	Welche der folgenden Aussagen beschreiben am besten, wie Sie voraussichtlich handeln würden, wenn die AfD künftig an der Regierung beteiligt wäre?	Ich würde nichts ändern. Ich würde mich anpassen, um Probleme zu vermeiden.	
Institutionenvertrauen	Wie sehr vertrauen Sie den folgenden Institutionen? politischen Parteien Bundesregierung Bundestag Bundesverfassungsgericht Wissenschaft öffentlich-rechtliche Medien Nichtregierungsorganisationen (Vereine, Verbände, Stiftungen u.ä.)	überhaupt kein Vertrauen geringes Vertrauen großes Vertrauen sehr großes Vertrauen verweigert weiß nicht keine Angabe	0,90
Faschistische Einstellungen	Im nationalen Interesse ist unter bestimmten Umständen eine Diktatur die bessere Staatsform. Wir sollten einen Führer haben, der Deutschland zum Wohle aller mit starker Hand regiert.	stimme überhaupt nicht zu stimme eher nicht zu stimme eher zu stimme völlig zu weiß nicht keine Angabe	0,75
AfD-Sympathie	Wie sympathisch bzw. unsympathisch sind Ihnen die folgenden Parteien oder politischen Gruppierungen?	sehr sympathisch eher sympathisch eher unsympathisch sehr unsympathisch verweigert weiß nicht keine Angabe	Einzelitem, nicht berechenbar

**Tabelle 1: Operationalisierung (Fortsetzung)**

<b>Theoriebegriff</b>	<b>Frage/Aussage</b>	<b>Antwortkategorien / Rekodierung</b>	<b>Reliabilität</b>
Ehrenamtliches Engagement	Es gibt vielfältige Möglichkeiten, außerhalb von Beruf und Familie irgendwo mitzumachen, beispielsweise in einem Verein, einer Initiative oder festen Gruppe, einem Rettungsdienst, im religiösen Bereich, bei einer Selbsthilfegruppe, in einer Internetcommunity oder in anderen Gemeinschaften.  Wie häufig trifft das auf sie zu?	mehrmals pro Woche mehrmals pro Monat seltener gar nicht keine Angabe weiß nicht	Einzelitem, nicht berechenbar
Geschlecht	Welches Geschlecht haben Sie?	Männlich; Weiblich	Einzelitem, nicht berechenbar
Alter	Bitte nennen Sie Monat und Jahr Ihrer Geburt.	Altersgruppen: 18–29; 30–39; 40–49; 50–59; 60–74	Einzelitem, nicht berechenbar
Bildung	Welchen höchsten allgemeinbildenden Schulabschluss haben Sie?	niedrig (kein Abschluss/Hauptschule); mittel (Realschule); hoch (Fachabitur/Abitur)	Einzelitem, nicht berechenbar
Familienstand	Welchen Familienstand haben Sie?	Verh./Bez.; Getr./gesch.; Verwitwet; Ledig	Einzelitem, nicht berechenbar
Tätigkeitsstatus	Was machen Sie zurzeit hauptsächlich?	Schule/Studium; Ausbildung; Erwerbstätig; Selbstständig; Rente; Arbeitslos/erwerbsunfähig; Hausfrau/-mann	Einzelitem, nicht berechenbar
Religion	Welcher Religion fühlen Sie sich zugehörig?	Christlich (evangelisch/katholisch); Andere Religion; Keine Religion	Einzelitem, nicht berechenbar
Einkommen	Wie hoch ist Ihr monatliches Nettoeinkommen?	≤ 1.999 €; 2.000–2.999 €; ≥ 3.000 €	Einzelitem, nicht berechenbar
Ortsgröße	Wie groß ist der Ort, in dem Sie wohnen?	< 20.000; 20.000–100.000; ≥ 100.000 Einwohner:innen	Einzelitem, nicht berechenbar

### 3.3 Analysestrategie

Im ersten Schritt wurden univariate Verfahren eingesetzt, um die politische Engagementbereitschaft in den jeweiligen Szenarien deskriptiv zu beschreiben. Anschließend erfolgten bivariate Analysen, um Zusammenhänge zwischen der politischen Engagementbereitschaft und ausgewählten Variablen zu untersuchen. Abschließend wurde die Vignettenanalyse mittels eines bayesianischen Mehrebenen-Logit-Modells mit zufälligen Interzepten auf Personenebene unter Nutzung des R-Pakets `brms` analysiert (Bürkner 2017). Auf diese Weise konnten die Effekte der experimentellen Bedingungen unter Kontrolle weiterer Einflussfaktoren und unter Berücksichtigung der Mehrebenenstruktur der Daten geschätzt und die aufgestellten Hypothesen empirisch überprüft werden. Diese Analyse basiert auf 1.770 Beobachtungen (zwei Szenarien pro Person) und 885 Personen.

## 4 Ergebnisse

### 4.1 Uni- und bivariate Ergebnisse

Die politische Engagementbereitschaft der Befragten liegt im Falle eines Verbots der AfD bei 31%, während der Anteil derjenigen, die sich im Falle einer Regierungsbeteiligung der AfD engagieren würden, bei 42% liegt (Cramer's V im Folgenden:  $CV=0,11$ ;  $p<0,001$ ;  $df=1$ ).

Es gibt zwei signifikante Zusammenhänge, die sich zwischen politischer Engagementbereitschaft und den soziodemographischen/-ökonomischen Merkmalen im AfD-Parteiverbotsszenario beobachten lassen (siehe Tabelle 2). Statistisch auffällig ist der Zusammenhang zwischen schulischer Bildung und Engagement ( $CV=0,11$ ;  $p=0,01$ ;  $df=2$ ). Dabei zeigt sich, dass Befragte mit einem mittleren Bildungsniveau im Fall eines AfD-Verbots eher dazu neigen, sich politisch zu engagieren als Befragte mit einem hohen oder niedrigen schulischen Bildungsniveau. Darüber hinaus zeigt sich, dass der Tätigkeitsstatus im AfD-Verbotsszenario statistisch signifikant ist ( $CV=0,16$ ;  $p<0,001$ ;  $df=6$ ). Selbständige, Auszubildende und Rentner:innen neigen eher zum politischen Engagement als beispielsweise Befragte, die die Schule oder die Hochschule besuchen.

Drei von vier ausgewählten Indikatoren für politische Einstellungen und Gelegenheitsstrukturen stehen im AfD-Parteiverbotsszenario in einem statistischen Zusammenhang mit politischem Engagement. Befragte, die mindestens monatlich ehrenamtlich engagiert sind ( $CV=0,08$ ;  $p=0,01$ ;  $df=1$ ), (eher) geringes Vertrauen in Institutionen haben ( $CV=0,07$ ;  $p=0,03$ ;  $df=1$ ) oder die AfD sympathisch finden ( $CV=0,14$ ;  $p<0,001$ ;  $df=1$ ), neigen im Szenario AfD-Parteiverbot zum politischen Engagement. Insbesondere AfD-Sympathisierende weisen mit 40% einen hohen Anteil an Befragungspersonen aus, die sich politisch einbringen würden.

**Tabelle 2: Uni- und bivariate Analysen für das Szenario „AfD-Parteiverbot“**

Variable	Kategorie	Kein polit. Engagement n (%)	Polit. Engagement n (%)	$\chi^2$	df	p	Cramer's V
Gesamt	Alle	603 (68,1)	282 (31,9)	–	–	–	–
Geschlecht	Männlich	295 (68,0)	139 (32,0)	0,0	1	0,92	0,00
	Weiblich	308 (68,3)	143 (31,7)				
Alter	18–29	107 (66,9)	53 (33,1)	7,3	4	0,12	0,09
	30–39	123 (76,4)	38 (23,6)				
	40–49	96 (69,6)	42 (30,4)				
	50–59	122 (66,0)	63 (34,0)				
	60–74	155 (64,3)	86 (35,7)				
Bildung	Niedrig	183 (74,1)	64 (25,9)	10,3	2	0,01	0,11
	Mittel	164 (61,2)	104 (38,8)				
	Hoch	257 (69,5)	113 (30,5)				
Familienstand	Verh./Bez.	362 (68,8)	164 (31,2)	2,0	3	0,57	0,05
	Getr./gesch.	66 (68,8)	30 (31,2)				
	Verwitwet	25 (75,8)	8 (24,2)				
	Ledig	149 (65,1)	80 (34,9)				
Tätigkeit	Schule/Studium	37 (84,1)	7 (15,9)	22,6	6	<,001	0,16
	Ausbildung	28 (62,2)	17 (37,8)				
	Erwerbstätig	335 (67,7)	160 (32,3)				
	Selbstständig	16 (50,0)	16 (50,0)				
	Rente	106 (62,4)	64 (37,6)				
	Arbeitslos/erwerbsunf.	64 (80,0)	16 (20,0)				
	Hausfrau/-mann	17 (89,5)	2 (10,5)				
Religion	Christlich	297 (67,2)	145 (32,8)	4,0	2	0,14	0,07
	Andere	33 (82,5)	7 (17,5)				
	Keine	274 (67,8)	130 (32,2)				
Einkommen	bis 1.999 €	273 (69,8)	118 (30,2)	1,1	2	0,59	0,04
	2.000–2.999 €	167 (67,6)	80 (32,4)				
	3.000 € und mehr	163 (66,0)	84 (34,0)				
Bevölkerung	< 20.000	267 (69,7)	116 (30,3)	0,7	2	0,70	0,03
	20–100 Tsd.	145 (66,8)	72 (33,2)				
	≥ 100 Tsd.	191 (67,3)	93 (32,7)				
Ehrenamt	selten/gar nicht	443 (70,7)	184 (29,3)	6,1	1	0,01	0,08
	mind. monatl.	161 (62,2)	98 (37,8)				
Faschismus	(eher) gering	435 (68,4)	201 (31,6)	0,0	1	0,85	0,01
	(eher) stark	168 (67,7)	80 (32,3)				
Institutionenvertrauen	(eher) gering	212 (63,9)	120 (36,1)	4,6	1	0,03	0,07
	(eher) stark	392 (70,8)	162 (29,2)				
AfD-Sympathie	(eher) nicht sympath.	422 (72,8)	158 (27,2)	16,1	1	<,001	0,14
	(eher) sympathisch	181 (59,5)	123 (40,5)				

**Anmerkung.** Rundungsdifferenzen können dazu führen, dass sich die Prozentwerte nicht exakt zu 100% bzw. zur Stichprobengröße summieren.

Im AfD-Regierungsbeteiligungsszenario (siehe Tabelle 3) sind keine soziodemographischen oder sozioökonomischen Zusammenhänge zur politischen Engagementbereitschaft zu beobachten. Stattdessen lässt sich ablesen, dass alle vier ausgewählten Indikatoren für politische Einstellungen und Gelegenheitsstrukturen in einem signifikanten Zusammenhang mit der politischen Engagementbereitschaft stehen. Befragungspersonen, die mindestens monatlich ehrenamtlich engagiert sind ( $CV=0,09$ ;  $p=0,01$ ;  $df=1$ ), geringe faschistische Einstellungen haben ( $CV=0,16$ ;  $p<0,001$ ;  $df=1$ ), (eher) nicht mit der AfD sympathisieren ( $CV=0,16$ ;  $p<0,001$ ;  $df=1$ ) und den Institutionen politisch (eher) vertrauen ( $CV=0,15$ ;  $p<0,001$ ;  $df=1$ ), neigen im AfD-Regierungsbeteiligungsszenario eher zur politischen Engagementbereitschaft. Der Anteil der Befragten, die sich politisch engagieren würden, liegt bei 49% für Befragte mit mindestens monatlichem ehrenamtlichem Engagement und bei 47% für Befragte mit jeweils (eher) geringen faschistischen Einstellungen, (eher) starkem Vertrauen in politische Institutionen oder (eher) geringen Sympathien für die AfD.

Vergleichend betrachtet lässt sich feststellen, dass politische Engagementbereitschaft in beiden Szenarien weniger durch sozioökonomische Merkmale (wie Bildung oder Einkommen) als durch politische Einstellungen und Mobilisierungsgelegenheiten erklärt wird. Es ist im AfD-Parteiverbotsszenario feststellbar, dass sich insbesondere Befragungspersonen mit einem mittleren Bildungsabschluss engagieren würden. Im AfD-Regierungsbeteiligungsszenario neigen statistisch betrachtet alle Bildungsgruppen ähnlich stark dazu, sich politisch zu beteiligen. Zwar ist aus der bivariaten Analyse ablesbar, dass Befragungspersonen mit einem hohen schulischen Bildungsniveau eher zum politischen Engagement neigen als Befragungspersonen mit einem geringen schulischen Bildungsniveau, aber diese Unterschiede sind nicht statistisch signifikant. Darüber hinaus ist das politische Beteiligungsniveau bei allen vergleichbaren Bildungsgruppen deskriptiv betrachtet im AfD-Regierungsszenario höher als im AfD-Parteiverbotsszenario.

Beim Einkommen ist feststellbar, dass es unabhängig vom Szenario keinen statistischen Zusammenhang zu politischer Engagementbereitschaft gibt. Es lässt sich demnach ablesen, dass Befragungspersonen unabhängig von ihrem Einkommen ähnlich stark zum politischen Engagement neigen. Jedoch ist das Niveau der politischen Engagementbereitschaft im AfD-Regierungsbeteiligungsszenario für alle vergleichbaren Einkommensgruppen höher als im AfD-Parteiverbotsszenario.

**Tabelle 3: Uni- und bivariate Analysen für das Szenario „AfD-Regierungsbeteiligung“**

Variable	Kategorie	Kein polit. Engagement n (%)	Polit. Engagement n (%)	$\chi^2$	df	p	Cramer's V
Gesamt	Alle	511 (57,7)	374 (42,3)	–	–	–	–
Geschlecht	Männlich	249 (57,4)	185 (42,6)	0,0	1	0,83	0,01
	Weiblich	262 (58,1)	189 (41,9)				
Alter	18–29	98 (60,9)	63 (39,1)	8,7	4	0,07	0,1
	30–39	106 (65,8)	55 (34,2)				
	40–49	81 (58,7)	57 (41,3)				
	50–59	102 (55,1)	83 (44,9)				
	60–74	125 (52,1)	115 (47,9)				
Bildung	Niedrig	153 (62,2)	93 (37,8)	4,4	2	0,11	0,07
	Mittel	158 (59,0)	110 (41,0)				
	Hoch	200 (53,9)	171 (46,1)				
Familienstand	Verh./Bez.	295 (56,1)	231 (43,9)	6,6	3	0,09	0,09
	Getr./gesch.	66 (68,8)	30 (31,2)				
	Verwitwet	16 (48,5)	17 (51,5)				
	Ledig	134 (58,5)	95 (41,5)				
Tätigkeit	Schule/Studium	27 (61,4)	17 (38,6)	8,0	6	0,24	0,1
	Ausbildung	23 (50,0)	23 (50,0)				
	Erwerbstätig	298 (60,3)	196 (39,7)				
	Selbstständig	14 (42,4)	19 (57,6)				
	Rente	90 (52,6)	81 (47,4)				
	Arbeitslos/erwerbsunf.	48 (60,0)	32 (40,0)				
	Hausfrau/-mann	11 (61,1)	7 (38,9)				
Religion	Christlich	251 (56,8)	191 (43,2)	0,4	2	0,83	0,02
	Andere	23 (59,0)	16 (41,0)				
	Keine	237 (58,8)	166 (41,2)				
Einkommen	bis 1.999 €	230 (58,8)	161 (41,2)	0,3	2	0,84	0,02
	2.000–2.999 €	141 (57,1)	106 (42,9)				
	3.000 € und mehr	140 (56,7)	107 (43,3)				
Bevölkerung	< 20.000	233 (60,7)	151 (39,3)	2,3	2	0,31	0,05
	20–100 Tsd.	121 (55,5)	97 (44,5)				
	≥ 100 Tsd.	158 (55,6)	126 (44,4)				
Ehrenamt	selten/gar nicht	379 (60,5)	247 (39,5)	6,9	1	0,01	0,09
	mind. monatl.	132 (51,0)	127 (49,0)				
Faschismus	(eher) gering	337 (53,0)	299 (47,0)	21,6	1	<,001	0,16
	(eher) stark	174 (70,2)	74 (29,8)				
Institutionenvertrauen	(eher) gering	223 (67,4)	108 (32,6)	19,9	1	<,001	0,15
	(eher) stark	288 (52,1)	265 (47,9)				
AfD-Sympathie	nicht sympathisch	302 (52,1)	278 (47,9)	22,8	1	<,001	0,16
	sympathisch	209 (68,8)	95 (31,2)				

**Anmerkung.** Rundungsdifferenzen können dazu führen, dass sich die Prozentwerte nicht exakt zu 100% bzw. zur Stichprobengröße summieren.

Im AfD-Parteiverbotsszenario zeigen AfD-Sympathisant:innen und Personen mit geringem Institutionsvertrauen eine höhere politische Engagementbereitschaft, während AfD-kritische Befragte und Personen mit höherem Institutionsvertrauen eine geringere politische Engagementbereitschaft aufweisen. Im AfD-Regierungsszenario kehrt sich dieses Muster um: Hier zeigen AfD-kritische Befragte, Personen mit höherem Institutionsvertrauen und mit geringen faschistischen Einstellungen eine erhöhte politische Engagementbereitschaft, während AfD-Sympathisant:innen und Personen mit einem geringen Institutionsvertrauen eher demobilisiert werden.

## 4.2 Multivariate Ergebnisse

Die multivariaten Ergebnisse ermöglichen im Folgenden festzustellen, ob Zusammenhänge zwischen sozioökonomischen Merkmalen, politischen Einstellungen, Gelegenheitsstrukturen und politischem Engagement auch unter Kontrolle von Drittvariablen bestehen bleiben.

Für jede befragte Person liegen zwei Einschätzungen vor, die sich auf unterschiedliche politische Szenarien beziehen. Da diese Beobachtungen innerhalb von Personen nicht unabhängig voneinander sind, wurde ein bayesianisches Mehrebenen-Logit-Modell mit zufälligem Intercept auf Personenebene spezifiziert. Das Modell berücksichtigt die Mehrebenenstruktur der Daten (zwei Szenariobewertungen je Person) und wurde ohne globalen Intercept geschätzt, um szenariospezifische Intercepts und szenariospezifische Effekte der ausgewählten Prädiktoren zu erhalten. Diese Spezifikation erlaubt es, die Determinanten politischer Engagementbereitschaft kontextabhängig für die einzelnen Szenarien zu analysieren und vergleichend zu interpretieren.

Die Ergebnisse zeigen, dass im AfD-Verbotsszenario die prognostizierte Wahrscheinlichkeit für politisches Engagement statistisch eindeutig im Zusammenhang mit dem Familienstand, dem Tätigkeitsstatus, dem Institutionsvertrauen, der AfD-Sympathie und mit dem Interaktionseffekt aus Institutionsvertrauen und AfD-Sympathie steht. Das Chancenverhältnis verdoppelt ( $e^{0.69}=1,99$ ) sich bei ledigen Befragungspersonen im Vergleich zu Befragungspersonen, die in Beziehung oder verheiratet sind. Bei Befragungspersonen, die die (Hoch-)Schule besuchen, mindert sich die Chance des politischen Engagements um 82% ( $e^{-1.69}=0,18$ ) im Vergleich zu erwerbstätigen Befragungspersonen. Befragte, die sich ehrenamtlich engagieren, sind im AfD-Verbotsszenario geneigter, sich politisch zu engagieren. Dies gilt auch für die Befragungspersonen, die mit der AfD sympathisieren. Der Interaktionseffekt zwischen Institutionsvertrauen und AfD-Sympathie liegt bei -0,42 und das Kreditintervall enthält nicht die 0.

**Tabelle 4: Bayesianisches Mehrebenen-Logit-Modell zur Erklärung von politischer Engagementbereitschaft**

Prädiktor	Verbot b (SE)	95 % CrI	Regierung b (SE)	95 % CrI
Szenario (Baseline)	-1,65 (0,30)	[-2,26; -1,09]	-1,15 (0,30)	[-1,75; -0,58]
Geschlecht (männlich)				
Geschlecht (weiblich)	0,20 (0,25)	[-0,31; 0,70]	-0,09 (0,25)	[-0,58; 0,39]
Alter (z)	-1,51 (0,98)	[-3,46; 0,40]	-0,48 (0,99)	[-2,39; 1,37]
Alter <sup>2</sup> (z)	1,73 (1,02)	[-0,30; 3,82]	0,81 (1,03)	[-1,11; 2,82]
Bildung (z)	0,19 (0,13)	[-0,07; 0,44]	0,03 (0,13)	[-0,23; 0,30]
Familienstand				
Verheiratet/Beziehung (Referenzkat.)	-	-	-	-
Getrennt/geschieden	0,02 (0,38)	[-0,73; 0,76]	<b>-0,86 (0,39)</b>	<b>[-1,66; -0,11]</b>
Verwitwet	-0,90 (0,64)	[-2,21; 0,30]	-0,16 (0,61)	[-1,41; 1,01]
Ledig	<b>0,69 (0,31)</b>	<b>[0,09; 1,28]</b>	0,12 (0,31)	[-0,50; 0,71]
Tätigkeitsstatus				
Erwerbstätig (Referenzkategorie)	-	-	-	-
Schule/Studium	<b>-1,69 (0,80)</b>	<b>[-3,32; -0,15]</b>	-0,52 (0,72)	[-2,00; 0,91]
Ausbildung/Umschulung	0,41 (0,53)	[-0,64; 1,40]	0,73 (0,54)	[-0,31; 1,78]
Selbstständig	0,99 (0,59)	[-0,22; 2,10]	0,77 (0,64)	[-0,48; 2,02]
Rente	0,13 (0,42)	[-0,70; 0,95]	-0,19 (0,42)	[-1,05; 0,62]
Arbeitslos/erwerbsunfähig	-0,82 (0,47)	[-1,77; 0,10]	0,40 (0,46)	[-0,49; 1,29]
Hausfrau/Hausmann	-1,98 (1,22)	[-4,65; 0,15]	-0,37 (0,92)	[-2,25; 1,41]
Religion				
Keine (Referenzkategorie)	-	-	-	-
Christlich	0,03 (0,25)	[-0,44; 0,51]	0,34 (0,25)	[-0,14; 0,83]
Andere Religion	-0,89 (0,68)	[-2,20; 0,43]	0,97 (0,65)	[-0,29; 2,25]
Einkommen (z)	0,00 (0,15)	[-0,27; 0,30]	-0,02 (0,15)	[-0,30; 0,25]
Bevölkerungszahl (z)	0,09 (0,12)	[-0,14; 0,33]	0,15 (0,12)	[-0,09; 0,38]
<b>Politische Einstellungen und Gelegenheitsstrukturen</b>				
Ehrenamt (z)	<b>0,54 (0,13)</b>	<b>[0,30; 0,79]</b>	<b>0,63 (0,13)</b>	<b>[0,39; 0,89]</b>
Institutionsvertrauen (z)	-0,21 (0,15)	[-0,52; 0,08]	0,26 (0,15)	[-0,03; 0,56]
Faschistische Einstellungen (z)	-0,25 (0,14)	[-0,54; 0,02]	<b>-0,81 (0,15)</b>	<b>[-1,11; -0,52]</b>
AfD-Sympathie (z)	<b>0,33 (0,17)</b>	<b>[0,02; 0,67]</b>	<b>-0,35 (0,17)</b>	<b>[-0,69; -0,03]</b>
<b>Interaktionseffekte</b>				
Institutionsvertrauen × AfD-Sympathie	<b>-0,42 (0,13)</b>	<b>[-0,68; -0,16]</b>	<b>-0,49 (0,13)</b>	<b>[-0,76; -0,25]</b>
Faschismus × AfD-Sympathie	0,09 (0,12)	[-0,15; 0,31]	<b>0,71 (0,12)</b>	<b>[0,48; 0,95]</b>
Ehrenamt × AfD-Sympathie	-0,11 (0,11)	[-0,32; 0,11]	<b>-0,28 (0,12)</b>	<b>[-0,51; -0,06]</b>

**Anmerkungen**

Angegeben sind Log-Odds-Koeffizienten (b) mit Standardfehlern in Klammern und 95 % Credible Intervals.

Alle kontinuierlichen Prädiktoren sind z-standardisiert.

Die Effekte sind szenariospezifisch modelliert (ohne globalen Intercept)

Beobachtungen = 1770, Personen / Random Intercept = 885 / Bayes R<sup>2</sup> = 0,42

Random Intercept (SD) = 1,83 (95 % CrI [1,46; 2,19])

Zur Veranschaulichung des Interaktionseffekts bietet es sich an, die Wahrscheinlichkeit für ausgewählte Kombinationen von AfD-Sympathie und Institutionsvertrauen zu berechnen. Die Tabelle 5 enthält die ermittelte Wahrscheinlichkeit unter Berücksichtigung, dass die übrigen Kovariaten 0 sind.

**Tabelle 5: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten politischer Engagementbereitschaft im Verbots-Szenario in Abhängigkeit von AfD-Sympathie und Institutionsvertrauen (z-standardisiert)**

Interaktion	Interaktionspartner (z)	AfD (z)	Wahrscheinlichkeit
Institutionsvertrauen × AfD	-1	-1	0,102
	+1	-1	0,144
	<b>-1</b>	<b>+1</b>	<b>0,334</b>
	+1	+1	0,121

**Anmerkung.** Werte basieren auf dem bayesianischen Mehrebenen-Logit-Modell (Bernoulli, Logit-Link) ohne globalen Intercept. Dargestellt sind vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten bei z-standardisierten Prädiktoren (-1 = eine Standardabweichung unter dem Mittelwert; +1 = eine Standardabweichung über dem Mittelwert). Alle übrigen Kovariaten wurden auf 0 gesetzt.

Die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit für politisches Engagement ist im AfD-Verbotsszenario für die Befragungspersonen, die überdurchschnittliche Sympathie für die AfD haben und unterdurchschnittliches Institutionsvertrauen, mit 0,33 am höchsten. Befragungspersonen mit einem unterdurchschnittlichen Niveau an AfD-Sympathie und einem überdurchschnittlichen Niveau an Institutionsvertrauen weisen mit einer vorhergesagten Wahrscheinlichkeit von 0,14 eine geringe politische Engagementbereitschaft auf. Befragungspersonen mit einer überdurchschnittlichen AfD-Sympathie und Institutionsvertrauen weisen mit 0,12 eine ähnlich geringe politische Engagementbereitschaft auf. Die niedrigste prognostizierte Wahrscheinlichkeit mit 0,10 zeigt sich bei Befragten mit unterdurchschnittlicher AfD-Sympathie und geringem Institutionsvertrauen.

Im AfD-Regierungsszenario ist von den soziodemographischen Merkmalen nur der Familienstatus mit der Kategorie „getrennt/geschieden“ von der Effektgröße betrachtet mit -0,86 [-1,66; -0,11] bedeutsam, weil die 0 nicht im Kreditintervall enthalten ist. Die Chance für politische Engagementbereitschaft mindert sich für Befragungspersonen, die getrennt oder geschieden sind, um 58% ( $e^{-0,86}=0,42$ ) im Vergleich zu Befragungspersonen, die verheiratet oder in Beziehung sind.

Die Indikatoren für ehrenamtliches Engagement, faschistische Einstellungen und AfD-Sympathie, die Einblick in die politischen Einstellungen und Gelegenheitsstrukturen der Befragten geben, haben im AfD-Regierungsszenario einen bedeutsamen Effekt. Die entsprechenden

Kreditintervalle enthalten nicht die 0. Befragte mit faschistischen Einstellungen ( $e^{-0,81}=0,44$ ) und Sympathien für die AfD ( $e^{-0,35}=0,70$ ) weisen einen negativen Effekt auf. Die Chance für politische Engagementbereitschaft im AfD-Regierungsszenario mindert sich für Befragte mit einer überdurchschnittlichen faschistischen Einstellung oder AfD-Sympathie (Veränderung um 1 Einheit, bei den z-standardisierten Variablen) um 64% bzw. um 30%. Dagegen nimmt die Chance für politische Engagementbereitschaft zu, wenn die Befragten im AfD-Regierungsszenario ehrenamtlich engagiert sind. Die Chance für politische Engagementbereitschaft steigt, wenn die Befragten im AfD-Regierungsszenario überdurchschnittlich ehrenamtlich ( $e^{0,63}=1,87$ ) aktiv sind um 87%.

**Tabelle 6: Vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten politischer Engagementbereitschaft im AfD-Regierungsszenario**

Interaktion	Interaktionspartner (z)	AfD (z)	Wahrscheinlichkeit
Institutionenvertrauen × AfD	-1	-1	0,174
	<b>+1</b>	<b>-1</b>	<b>0,490</b>
	-1	+1	0,221
	+1	+1	0,149
Faschistische Einstellungen × AfD	<b>-1</b>	<b>-1</b>	<b>0,673</b>
	+1	-1	0,089
	-1	+1	0,198
	+1	+1	0,168
Ehrenamt × AfD	-1	-1	0,154
	<b>+1</b>	<b>-1</b>	<b>0,525</b>
	-1	+1	0,135
	+1	+1	0,242

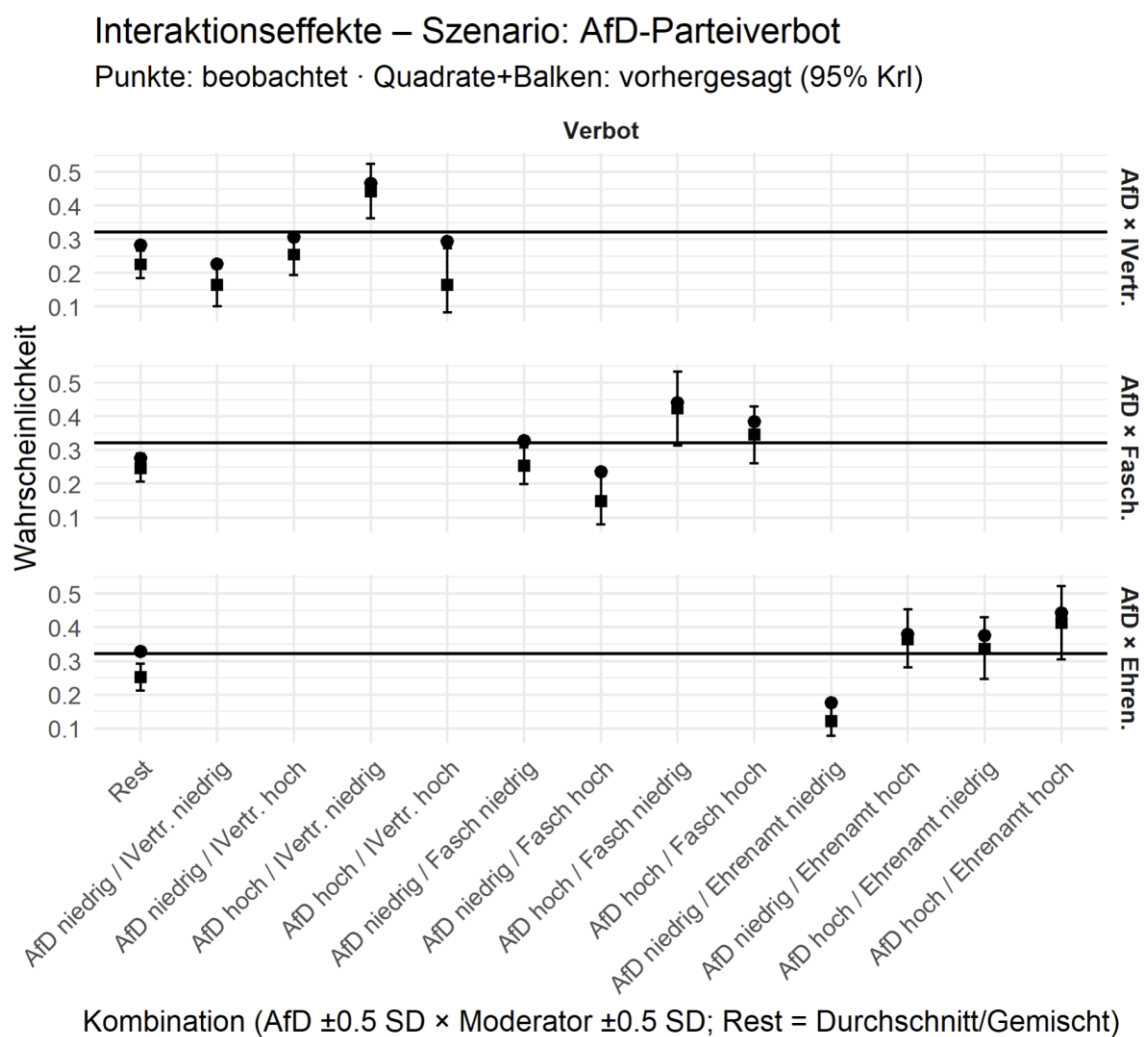
**Anmerkung.** Werte basieren auf dem bayesianischen Mehrebenen-Logit-Modell (Bernoulli, Logit-Link) ohne globalen Intercept. Dargestellt sind vorhergesagte Wahrscheinlichkeiten bei z-standardisierten Prädiktoren (-1 = eine Standardabweichung unter dem Mittelwert; +1 = eine Standardabweichung über dem Mittelwert). Alle übrigen Kovariaten wurden auf 0 gesetzt.

Im AfD-Regierungsszenario sind alle drei Interaktionseffekte statistisch eindeutig; die 95%-Kreditintervalle schließen jeweils 0 aus. Zur Veranschaulichung der Effekte wurden Wahrscheinlichkeiten unter verschiedenen Bedingungen anhand des Modells berechnet. Die Tabelle 6 verdeutlicht, dass im AfD-Regierungsszenario – unter Berücksichtigung des geschätzten Modells – die höchste vorhergesagte Wahrscheinlichkeit mit 49% für politisches Engagement bei jenen Befragten auftritt, die ein überdurchschnittliches Institutionenvertrauen und zugleich unterdurchschnittliche AfD-Sympathien aufweisen. Ebenso zeigt sich mit 67% eine hohe prognostizierte Wahrscheinlichkeit für politisches Engagement bei Personen mit unterdurchschnittlichen faschistischen Einstellungen und geringen AfD-Sympathien sowie mit

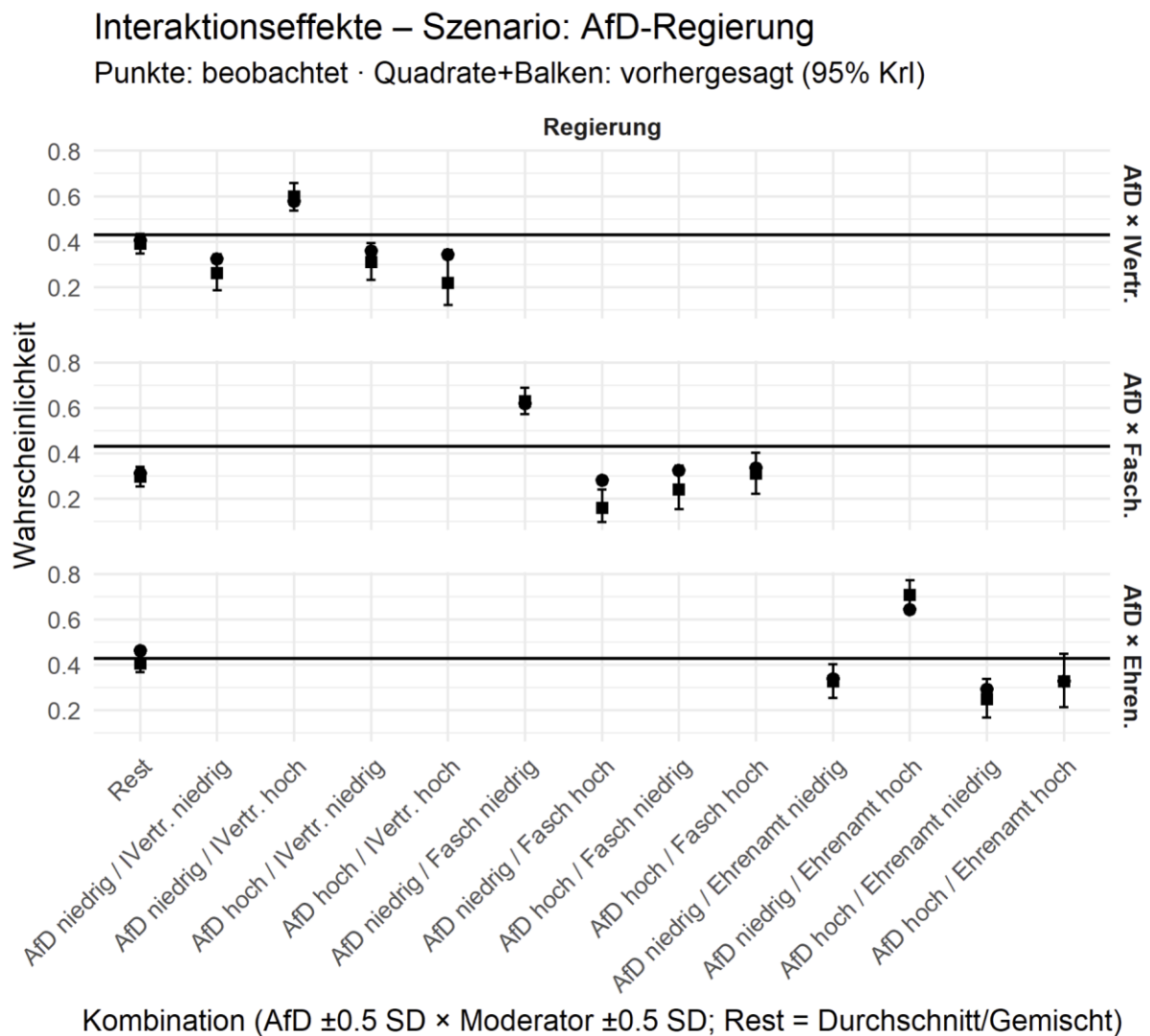
52% bei Befragten mit überdurchschnittlichem ehrenamtlichem Engagement in Kombination mit niedrigen AfD-Sympathien.

Zur Validierung der getroffenen Aussagen über die Interaktionseffekte und den dabei identifizierten politisch (de)mobilisierten Befragungsgruppen, haben wir im Folgenden in Abhängigkeit von den Szenarien für die entsprechenden Befragungsgruppen die prognostizierten Wahrscheinlichkeiten mit den tatsächlichen Wahrscheinlichkeiten für politische Engagementbereitschaft anhand ihrer individuellen Merkmale berechnet und visualisiert.

**Abbildung 1: Validierung der Interaktionseffekte für das Szenario „AfD-Parteiverbot“**



**Abbildung 2: Validierung der Interaktionseffekte für das Szenario „AfD-Regierung“**



Die Abbildung 1 und 2 zeigen, dass die beobachteten Wahrscheinlichkeiten (dargestellt mit Punkten) und die modellbasierten Vorhersagen (dargestellt mit Quadraten und mit 95 %-Kreditintervallen) durch das bayesianische Mehrebenen-Logit-Modell insgesamt gut übereinstimmen. In fast allen Fällen liegen die beobachteten Werte innerhalb der entsprechenden prognostizierten Kreditintervalle. Die schwarze Linie markiert jeweils den durchschnittlichen Anteil politischer Engagementbereitschaft im entsprechenden Szenario.

Im Szenario eines AfD-Parteiverbots weisen insbesondere Befragte mit überdurchschnittlicher AfD-Sympathie und unterdurchschnittlichem Institutionsvertrauen eine erhöhte überdurchschnittliche politische Engagementbereitschaft auf. Im Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung zeigen hingegen vor allem Befragte mit unterdurchschnittlicher AfD-Sympathie und gleichzeitig hohem ehrenamtlichem Engagement, hohem Institutionsvertrauen oder niedrigen

faschistischen Einstellungen eine erhöhte überdurchschnittliche politische Engagementbereitschaft.

Die Abbildungen stützen die Ergebnisse der Regressionsmodelle: Die dort identifizierten Interaktionseffekte und die daraus abgeleiteten politisch (de)mobilisierten Befragtengruppen zeigen sich auch in den grafischen Darstellungen. Das Bayes- $R^2$  von 0,42 zeigt zudem, dass etwa 42% der Varianz der politischen Engagementbereitschaft durch das Mehrebenen-Logit-Modell erklärt werden können.

Zusammenfassend lässt sich vor dem Hintergrund unserer Hypothesen folgendes feststellen:

1. Unabhängig von dem Szenario steht das ehrenamtliche Engagement in einem positiven Zusammenhang mit der politischen Engagementbereitschaft.
2. AfD-Sympathien stehen in Abhängigkeit von dem Szenario in einem Zusammenhang mit der politischen Engagementbereitschaft. Bei einem AfD-Verbot neigen die Befragungspersonen mit einer überdurchschnittlichen AfD-Sympathie zu politischer Engagementbereitschaft und bei einer AfD-Regierungsbeteiligung neigen die Befragungspersonen mit einer unterdurchschnittlichen AfD-Sympathie zu politischer Engagementbereitschaft.
3. Die Koeffizienten für die faschistischen Einstellungen sind in beiden Szenarien negativ, aber nur im Szenario AfD-Regierungsbeteiligung ist die 0 nicht im 95%-Kreditabilitätsintervall enthalten. Demnach neigen überdurchschnittlich faschistisch geprägte Befragungspersonen dazu, eine geringe politische Engagementbereitschaft zu entwickeln.
4. Der direkte Effekt des Institutionsvertrauens ist in beiden Szenarien nicht eindeutig.
5. Die Interaktionseffekte zeigen, dass im Regierungsszenario die Zusammenhänge zwischen AfD-Sympathie und (a) Institutionsvertrauen, (b) faschistischen Einstellungen sowie (c) ehrenamtlichem Engagement variieren; im Verbotsszenario ist insbesondere die Interaktion zwischen AfD-Sympathie und Institutionsvertrauen relevant.

## 5 Schlussfolgerungen

Das Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung ist mit höherer politischer Engagementbereitschaft verbunden als das Szenario eines Parteiverbots, und dieses Mobilisierungspotenzial verläuft primär entlang politischer Einstellungen und zivilgesellschaftlicher Einbindung. Es zeigt sich zunächst ein substantieller Szenariounterschied: Im Verbots-Szenario geben 31% der Befragten eine gesteigerte Engagementbereitschaft an, im Regierungsszenario 42%. Die

beiden Szenarien aktivieren dabei unterschiedliche Konfliktlogiken – einmal stärker entlang wahrgenommener Bedrohung politischer Repräsentation, einmal stärker entlang wahrgenommener Bedrohung demokratischer Ordnung.

In der multivariaten Perspektive verdichten sich drei Kernbefunde. Erstens erweist sich ehrenamtliches Engagement in beiden Szenarien als robuste Ressource: Wer in Aktivitäten freiwilligen Engagements eingebunden ist, ist eher bereit, politisch aktiv zu werden. Dies ist theoretisch anschlussfähig an Partizipationsmodelle: Ehrenamt kann als Ressource verstanden werden, die u.a. Kontakte, Ansprache, Kompetenzgewinne, Selbstwirksamkeitserfahrungen und Gelegenheiten zur kollektiven Deutung umfasst (Gabriel 2022). Zweitens zeigt sich eine ausgeprägt szenariospezifische Logik politischer Zugehörigkeit: AfD-Sympathie steht im Verbots-Szenario positiv, im Regierungsszenario negativ mit politischer Engagementbereitschaft in Zusammenhang. Mit anderen Worten: AfD-kritische Befragte reagieren im AfD-Regierungsszenario stärker aktivierend, während AfD-sympathisierende Befragte im AfD-Verbots-Szenario stärker aktivierend reagieren: Es handelt sich um politische Lagerphänomene. Drittens zeigt sich Institutionsvertrauen nicht als ein einheitlicher, linearer Haupteffekt. Seine Bedeutung entfaltet sich vielmehr im Zusammenspiel mit AfD-Sympathie und Szenario: Ob Vertrauen mobilisierend oder demobilisierend wirkt, hängt davon ab, wie Befragte zur AfD stehen und welches Szenario vorliegt. Bei AfD-kritischen Personen geht höheres Institutionsvertrauen im Szenario einer AfD-Regierungsbeteiligung eher mit einer höheren politischen Engagementbereitschaft einher. Bei AfD-sympathisierenden Befragten ist dagegen im Szenario eines AfD-Parteiverbots eher geringes Institutionsvertrauen mit einer höheren politischen Engagementbereitschaft verbunden. Für das Verbots-Szenario ist plausibel, dass Mobilisierung stärker dort entsteht, wo das Verbot als Bedrohung der eigenen Gruppe oder Entwertung politischer Repräsentation interpretiert wird, wo ohnehin schon wenig Vertrauen in Institutionen herrscht. Für das Regierungsszenario ist plausibel, dass Mobilisierung eher dort entsteht, wo eine Regierungsbeteiligung der AfD als Bedrohung gedeutet wird.

Die Studie weist Limitationen auf. Die Analytestichprobe beruht auf einer Quotenstichprobe und ist damit nicht statistisch repräsentativ für Deutschland. Insbesondere Menschen mit einem Migrationshintergrund sind unterrepräsentiert. Die verwendeten Stichprobenauswahlkriterien und die Gewichtungsfaktoren stellen folglich Annäherungen an die Grundgesamtheit Deutschlands dar. Darüber hinaus beruhen einige der Messinstrumente auf Einzelfragen und für diese konnte keine Reliabilitätsanalyse durchgeführt werden. Des Weiteren wurden die Vignetten in fester Reihenfolge den Befragungspersonen zur Beantwortung vorgelegt. Daher können Reihenfolge-Effekte die Ergebnisse beeinflusst haben. Zudem ist die Debatte um ein mögliches AfD-Parteiverbot oder eine AfD-Regierungsbeteiligung hochdynamisch. Ob sich die hier ermittelten Anteile politischer Engagementbereitschaft tatsächlich in konkretes Verhalten

übersetzen, hängt wesentlich von den politischen und institutionellen Rahmenbedingungen ab. Entscheidend ist etwa, unter welchen Voraussetzungen ein Parteiverbot ausgesprochen würde. Ein nachvollziehbar begründeter und transparent kommunizierter Nachweis verfassungsfeindlicher Bestrebungen der Gesamtpartei könnte in der Bevölkerung auf mehr Verständnis stoßen, die Sympathien für die AfD verringern und damit auch ihr Mobilisierungspotenzial reduzieren. Umgekehrt dürfte ein als ungerechtfertigt oder politisch motiviert wahrgenommenes Vorgehen die Unterstützung für die AfD eher stärken und zusätzliche Mobilisierungseffekte auslösen.

Ähnliches gilt für eine mögliche AfD-Regierungsbeteiligung. Deren gesellschaftliche Folgen – und damit auch das Mobilisierungspotenzial – hängen davon ab, welche politischen Maßnahmen umgesetzt und wie diese wahrgenommen werden. Werden rechtsstaatliche Prinzipien, Freiheitsrechte oder internationale Kooperationen in Frage gestellt, ist mit einer stärkeren Gegenmobilisierung zu rechnen. Bleiben befürchtete Veränderungen hingegen aus oder werden politische Entscheidungen als moderat und rechtsstaatlich legitim wahrgenommen, dürfte das Mobilisierungspotenzial entsprechend geringer ausfallen.

Was bedeuten diese Studienergebnisse für öffentliche Diskurse? Freiwilliges Engagement im Allgemeinen stärkt demokratische Resilienz. Ob ein Parteiverbotsverfahren gegen die AfD geboten ist, ist nicht Gegenstand dieser Untersuchung und ist zuvorderst auf Grundlage akteurorientierter Analysen in Hinblick auf die tatsächliche Verfassungsfeindlichkeit der Partei zu betrachten. Dennoch liefern die empirischen Ergebnisse der Studie konkrete Hinweise für den politischen und öffentlichen Umgang mit der Rechtsaußenpartei: Erstens können Debatten über ein AfD-Verbot v.a. für die Sympathisant:innen der Partei zu Aktivierungseffekten führen und damit – im normativen Sinne einer demokratischen Kultur – paradoxe Effekte hervorbringen. Zweitens wirkt in diesem Sinne die (Droh)Kulisse einer Regierungsbeteiligung der AfD für Befragte ohne Sympathie deutlich stärker aktivierend. Diese Befunde legen nahe, mögliche Mobilisierungseffekte in der öffentlichen Verbotsdebatte zu berücksichtigen. Stärker könnten demgegenüber konkrete Konsequenzen möglicher Regierungsbeteiligung diskutiert werden, um zivilgesellschaftliches Engagement zu aktivieren.

## 6 Literaturverzeichnis

Alaminos-Fernández, P., Alaminos-Fernández, A. F., & Alaminos, A. (2025). *Sympathie: Die gesellschaftspolitische Funktion von Affekten*. Obets Open Science.

Arriagada, C., & Tesch-Römer, C. (2022). Politische Partizipation. In J. Simonson, N. Kelle, C. Kausmann, & C. Tesch-Römer (Eds.), *Freiwilliges Engagement in Deutschland* (pp. 263–289). Springer.

Barrett, M., & Brunton-Smith, I. (2014). Political and civic engagement and participation: Toward an integrative perspective. *Journal of Civil Society*, 10(1), 5–28. <https://doi.org/10.1080/17448689.2013.871911>

Braun, D., & Hutter, S. (2016). Political trust, extra-representational participation and the openness of political systems. *International Political Science Review*, 37(2), 151–165. <https://doi.org/10.1177/0192512114559108>

Bürkner, P.-C. (2017). brms: An R package for Bayesian multilevel models using Stan. *Journal of Statistical Software*, 80(1), 1–28. <https://doi.org/10.18637/jss.v080.i01>

Cremer, H. (2023). *Warum die AfD verboten werden könnte: Empfehlungen an Staat und Politik*. Deutsches Institut für Menschenrechte. <https://www.ssoar.info/ssoar/handle/document/86869>

Danner, D. (2015). *Reliabilität – die Genauigkeit einer Messung*. GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften.

Deutscher Bundestag (2025): Stenografischer Bericht. 210. Sitzung. Berlin (*Plenarprotokoll 20/210*). Online verfügbar unter <https://dserver.bundestag.de/btp/20/20210.pdf#P.27431>, zuletzt geprüft am 03.03.2026.

Die Bundeswahlleiterin. (2025). *Bundestagswahl 2025: Ergebnisse*. <https://www.bundeswahlleiterin.de/bundestagswahlen/2025/ergebnisse/bund-99.html>

Franzmann, S. (2021). Die AfD. In U. Andersen, J. Bogumil, S. Marschall, & W. Woyke (Eds.), *Handwörterbuch des politischen Systems der Bundesrepublik Deutschland* (pp. 34–40). Springer.

Fritzsche, I., Barth, M., Jugert, P., Masson, T., & Reese, G. (2018). A social identity model of pro-environmental action (SIMPEA). *Psychological Review*, 125(2), 245–269. <https://doi.org/10.1037/rev0000090>

Fritzsche, A., Leven, I., Rysina, A., Schneekloth, U., & Wolfert, S. (2025). *Freiwilliges Engagement in Deutschland: Zentrale Ergebnisse des Sechsten Deutschen Freiwilligensurveys (FWS 2024)*. Bundeskanzleramt.

Gabriel, O. W. (2022). *Politische Partizipation*. Springer. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-34257-9>

Grande, E., & Saldivia Gonzatti, D. (2024). *A revolt of the distrustful? Political trust, political protest and the democratic deficit* (WZB Discussion Paper No. ZZ 2024-603). Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

Häusler, A., & Fehrenschild, M. (2020). *Faschismus in Geschichte und Gegenwart*. Rosa-Luxemburg-Stiftung. <https://www.rosalux.de/publikation/id/41996/faschismus-in-geschichte-und-gegenwart>

Hebenstreit, J., Holtmann, E., Jaeck, T., Pollak, R., Reiser, M., Sand, M., & Zissel, P. (2025). *Deutschland-Monitor '24*.

Heckhausen, J., & Heckhausen, H. (2025). Motivation und Handeln: Einführung und Überblick. In J. Heckhausen & H. Heckhausen (Eds.), *Motivation und Handeln* (pp. 1–13). Springer.

- Hooghe, M., & Marien, S. (2013). A comparative analysis of the relation between political trust and forms of political participation in Europe. *European Societies*, 15(1), 131–152. <https://doi.org/10.1080/14616696.2012.692807>
- Kim, H. H.-S. (2014). Generalised trust, institutional trust and political participation. *Asian Journal of Social Science*, 42(6), 695–721. <https://doi.org/10.1163/15685314-04206002>
- Krüger, C. (2022). Engagement recht(s) extrem. *Forschungsjournal Soziale Bewegungen*, 35(3), 527–539. <https://doi.org/10.1515/fjsb-2022-0042>
- Lee, Y., & Schachter, H. L. (2019). Exploring the relationship between trust in government and citizen participation. *International Journal of Public Administration*, 42(5), 405–416. <https://doi.org/10.1080/01900692.2018.1465956>
- Lengfeld, H., & Dilger, C. (2023). Kann man AfD-Wähler\*innen zurückgewinnen? *Gesellschaft – Wirtschaft – Politik*, 72(4), 433–450. <https://doi.org/10.3224/gwp.v72i4.06>
- Ministerium für Inneres und Sport des Landes Sachsen-Anhalt. (2025). *Verfassungsschutzbericht 2024*. <https://mi.sachsen-anhalt.de/verfassungsschutz/verfassungsschutzberichte-zum-downloaden>
- Pickel, S. (2019). Die Wahl der AfD. In K.-R. Korte & J. Schoofs (Eds.), *Die Bundestagswahl 2017* (pp. 145–175). Springer.
- Pickel, S., Celik, K., & Decker, O. (2024). Verwaarloste Demokratie? In O. Decker, J. Kiess, & A. Heller (Eds.), *Leipziger Autoritarismus-Studie 2024* (pp. 181–206). Psychosozial-Verlag.
- Quent, Matthias; Virchow, Fabian (Hg.) (2024): *Rechtsextrem, das neue Normal? Die AfD zwischen Verbot und Machtübernahme*: PIPER.
- Roth, R. (2004). Die dunklen Seiten der Zivilgesellschaft. In A. Klein, K. Kern, B. Geißel, & M. Berger (Eds.), *Zivilgesellschaft und Sozialkapital* (pp. 41–64). VS Verlag.
- Sächsisches Staatsministerium des Innern. (2025). *Verfassungsschutzbericht 2024*. [https://www.verfassungsschutz.sachsen.de/download/Verfassungsschutzbericht\\_2024\\_barrierefrei.pdf](https://www.verfassungsschutz.sachsen.de/download/Verfassungsschutzbericht_2024_barrierefrei.pdf)
- Schlozman, K. L., Brady, H. E., & Verba, S. (2018). *Unequal and unrepresented*. Princeton University Press.
- Schroeder, W., Ziblatt, D., & Bochert, F. (2025). *Hält die Brandmauer?* (WZB Discussion Paper SP V 2025-501). Wissenschaftszentrum Berlin.
- Semsrott, Nico (2026): *Prüfung Rettet Übrigens Freiheit!* Online verfügbar unter <https://pruef-demos.de/>, zuletzt geprüft am 03.03.2026.
- Sheeran, P. (2002). Intention–behavior relations. *European Review of Social Psychology*, 12(1), 1–36. <https://doi.org/10.1080/14792772143000003>
- Simonson, J., Kelle, N., Kausmann, C., & Tesch-Römer, C. (2022). Einleitung. In J. Simonson et al. (Eds.), *Freiwilliges Engagement in Deutschland* (pp. 11–28). Springer.

tagesschau.de (2024): *Wie die AfD auf die Verbotsdebatte reagiert*, 17.10.2024. Online verfügbar unter <https://www.tagesschau.de/inland/innenpolitik/afd-verbot-verfahren-bundestag-100.html>, zuletzt geprüft am 03.03.2026.

Thüringer Ministerium für Inneres, Kommunales und Landesentwicklung. (2025). *Verfassungsschutzbericht 2024*. [https://verfassungsschutz.thueringen.de/fileadmin/Verfassungsschutz/Verfassungsschutzbericht\\_2024.pdf](https://verfassungsschutz.thueringen.de/fileadmin/Verfassungsschutz/Verfassungsschutzbericht_2024.pdf)

van Deth, J. W. (2014). A conceptual map of political participation. *Acta Politica*, 49(3), 349–367. <https://doi.org/10.1057/ap.2014.6>

van Zomeren, M., Postmes, T., & Spears, R. (2008). Toward an integrative social identity model of collective action. *Psychological Bulletin*, 134(4), 504–535. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.134.4.504>

Verba, S., Schlozman, K. L., & Brady, H. E. (1995). *Voice and equality*. Harvard University Press.

Woyke, W. (2021). Politische Partizipation. In U. Andersen et al. (Eds.), *Handwörterbuch des politischen Systems der Bundesrepublik Deutschland*. Springer.

Zmerli, S. (2019). Politisches Vertrauen. In T. Faas, O. W. Gabriel, & J. Maier (Eds.), *Politikwissenschaftliche Einstellungs- und Verhaltensforschung* (pp. 248–272). Nomos.