

# Politische Raumkultur als Verstärker der Corona-Pandemie? Einflussfaktoren auf die regionale Inzidenzentwicklung in Deutschland in der ersten und zweiten Pandemiewelle 2020<sup>1</sup>

Christoph Richter, Maximilian Wächter, Jost Reinecke, Axel Salheiser, Matthias Quent & Matthias Wjst

**Zusammenfassung:** In diesem Beitrag untersuchen wir, welchen spezifischen Einfluss Faktoren der politischen Raumkultur auf die regionalen Unterschiede in den Corona-Inzidenzverläufen in den beiden Expansionsphasen der Pandemie im Frühjahr 2020 sowie im Herbst/Winter 2020 hatten. Ausgehend von der Annahme, dass in Regionen mit hohem Zuspruch zu Parteien der radikalen Rechten eine höhere Skepsis bzw. Distanz zu demokratischen Institutionen und damit einhergehend eine geringere Akzeptanz der Schutzmaßnahmen vorherrscht, prüfen wir, inwiefern sich diese Unterschiede in der politischen Raumkultur auf die Inzidenzentwicklungen auswirken. Wir nutzen neben Daten zum Infektionsgeschehen die Wahlergebnisse und Nichtwählendenanteile vergangener Bundestagswahlen und zahlreiche soziostrukturelle Variablen für die 401 Kreise und kreisfreien Städte. Zur Modellierung der dynamischen An- und Abstiegsphasen greifen wir auf latente Wachstumsmodelle zurück. Die Ergebnisse zeigen hohe signifikante Effekte der AfD-Zweitstimmenanteile auf die Anstiege der Infektionszahlen in beiden Wellen – sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland. Für andere im Bundestag vertretene Parteien lassen sich keine systematischen Effekte auf die Anstiegsphase beider Wellen finden. Dazu kann gezeigt werden, dass auch die Zweitstimmenanteile rechtsextremer Kleinparteien und die Nichtwählendenanteile zu den Bundestagswahlen 2005 und 2013 positive Effekte auf die Inzidenzentwicklungen haben; das weist auf eine hohe Persistenz politischer und demokratischer Distanz in Teilen dieser Regionen hin.

**Schlüsselbegriffe:** COVID-19, Corona, Rechtspopulismus, Rechtsextremismus, Sozialraumanalyse, AfD, Demokratieskepsis, Institutionsmisstrauen, Compliance, latente Wachstumsmodelle

**Summary:** In this article we examine the impact of spatial political culture on regional differences in the Corona-incidences in both pandemic expansion phases in spring 2020 as well as autumn/winter 2020. Based on the assumption that regions with high support for parties of the radical right are also dominated by higher levels of scepticism towards democratic institutions, accompanied by lower acceptance of protective measures, we analyse this impact on the progression of the incidence rates. We use election results and the quota of non-voters of past federal elections as well as numerous socio-structural variables for 401 districts and independent cities in Germany. To model the dynamic of increasing and decreasing phases we use latent growth models. The results indicate high significant positive effects of the election result for the far right AfD on the increase in infection rates in both phases – and in East Germany as well as in West Germany. There are no systematic effects on

1 Der folgende Beitrag wurde für die Printausgabe gekürzt – die ungekürzte Version findet sich digital im Open Access auf der Website der Zeitschrift: <https://doi.org/10.3224/rzex.v1i2.01A>.

the increase in infections rates in both phases for other parties that are part of the German parliament. Furthermore, it can be shown that quotas for small parties of the radical right as well as quotas of non-voters in the federal elections of 2005 and 2013 have positive effects on the progression of incidence, indicating a high persistence of political and democratic distance in parts of these regions.

**Title:** Spatial political culture as an amplifier of the corona pandemic? The impact of spatial political factors on the incidence rates in Germany.

**Keywords:** COVID-19, Corona, right wing populism/extremism, spatial analysis, AfD, democratic and institutional trust, acceptance of protective measures, compliance, latent growth models

## 1 Einleitung

Die im Spätherbst des Jahres 2020 erneut stark ansteigenden Covid-19-Infektionszahlen befeuerten die mediale und politische Debatte um die Hintergründe und möglichen Ursachen des Pandemiegeschehens. Neben vielen anderen Faktoren rückte durch das räumliche Zusammenfallen von hohen AfD-Wahlergebnissen und starken Inzidenzanstiegen – besonders in Teilen Sachsens – die politisch-kulturelle Erklärungsdimension in das Zentrum der Debatte.<sup>2</sup> Der Ostbeauftragte der Bundesregierung Marco Wanderwitz führte den vermuteten Zusammenhang u. a. auf die Verbreitung maßnahmenkritischer Einstellungen in der Bevölkerung zurück. Diese Einstellung habe zu einer „Rebellion gegen die Infektionsschutzpolitik“ geführt und sei besonders unter AfD-Wähler:innen verbreitet.<sup>3</sup> Zwischenzeitlich legten erste wissenschaftliche Studien nahe, dass es sich bei der ökologischen Korrelation zwischen Inzidenzen und AfD-Wahlergebnissen – zumindest zeitlich oder räumlich begrenzt – um einen statistisch signifikanten Zusammenhang handelt. In der vorliegenden Studie untersuchen wir diesen Zusammenhang erstmals in einem breiten Analyseschema und mit längerem zeitlichen Horizont. Neben dem Zusammenhang zur AfD-Wahl betrachten wir mögliche Bezüge zur Wahlbereitschaft für andere Parteien im Bundestag und zu den Nichtwählendenanteilen.<sup>4</sup> Zeigen sich Effekte der Parteienwahl systematisch in den Anstiegsphasen der beiden Infektionswellen des Jahres 2020? Sind diese Effekte robust hinsichtlich der Kontrolle vielfältiger alternativer Erklärungsansätze? Sind sie regional begrenzt oder finden sie sich sowohl in ost- als auch in westdeutschen Kreisen und kreisfreien Städten? Inwiefern sind diese Zusammenhänge durch längerfristige Unterschiede in der politischen Raumkultur der Kreise mitbeeinflusst? Für unsere statistischen Analysen nutzen wir Daten der Inzidenzentwicklung in den 401 deutschen Kreisen und kreisfreien Städten<sup>5</sup> sowie zahlreiche Merkmale sozioöko-

2 Exemplarisch u. a. MDR-Artikel: „Corona-Hotspots in Sachsen und die Rolle der AfD.“ Zugriff am 2. Juli 2021 unter <https://www.mdr.de/nachrichten/deutschland/politik/corona-hotspot-sachsen-afd-102.html>.

3 Vgl. „Viel Corona, viel AfD: Alles Zufall?“ Zugriff am 15. Juli 2021 <https://www.rnd.de/politik/viel-corona-viel-afd-alles-zufall-OQVV5N5SH5DIHAOZQPFU6MZDPA.html>.

4 Mit der Analyse aller Parteien untersuchen wir, ob sich – gemäß unserer theoretischen Erwartungen – der Effekt ausschließlich in Kreisen mit hohem Anteil an Wähler:innen radikal rechter Parteien über die beiden Anstiegsphasen zeigen lässt.

5 Die 401 Kreise und kreisfreien Städte (auch als „Landkreise“ bezeichnet) sind die durchgängige Analyseeinheit dieser Studie und nicht mit den sog. „Wahlkreisen“ zu verwechseln. Aus Platzgründen verwenden wir im Folgenden häufig die Kurzbezeichnung „Kreise“, womit immer auch die kreisfreien Städte gemeint sind.

nomischer, soziodemografischer und räumlicher Kontextvariablen der Kreise. Unsere Berechnungen beruhen auf hierarchischen Strukturgleichungsmodellen, sogenannten latenten Wachstumsmodellen (Reinecke 2012, 2014), mit denen komplexe Variablenbeziehungen unter Kontrolle der zeitlichen und räumlichen Struktur der Daten analysiert werden können. Unser Beobachtungszeitraum sind die zwei Infektionswellen März bis Mai 2020 sowie Oktober bis Ende Dezember 2020.

Unsere theoretischen Vorüberlegungen gehen zum einen davon aus, dass das Vertrauen in demokratische Institutionen und Normen die Akzeptanz der staatlichen Maßnahmen zur Eindämmung der Pandemie mitbestimmt – und damit einhergehend vermutlich die Anzahl der Infektionen. Zum anderen ist anzunehmen, dass die Wahl von Parteien der radikalen Rechten mit räumlich verdichteten Einstellungsunterschieden in Hinblick auf demokratischeskeptische bis -feindliche Einstellungen in Teilen der Bevölkerung korrelieren. Die Politik der äußersten Rechten war in der Corona-Pandemie zu großen Teilen auf die fundamentale Infragestellung und Ablehnung der Maßnahmen gerichtet.

## 2 Theoretische Herleitung und Forschungsstand

Wir argumentieren in unserem Beitrag auf theoretischer Ebene folgendermaßen: Die Maßnahmen zur Pandemiebekämpfung (sog. nicht-pharmazeutische Interventionen) reduzieren das Infektionsgeschehen maßgeblich. Sie werden durch demokratisch legitimierte Institutionen gesetzt und die Akzeptanz der Maßnahmen, die wir im Folgenden als *Compliance* bezeichnen, ist damit vom individuellen und kollektiven Vertrauen abhängig, das diesen Institutionen entgegengebracht wird (Abschnitt 2.1). Auf der Ebene der individuellen Einstellungen sind Rechtspopulismus, Rechtsextremismus und Verschwörungsaffinität eng miteinander verbundene Einstellungsmuster, die trotz bestehender Unterschiede durch ihre Skepsis bis hin zur offenen Ablehnung demokratischer Institutionen charakterisiert sind (Abschnitt 2.2). Diese Einstellungsmuster äußern sich auf der Handlungsebene – zumindest in Teilen – in der Wahl radikal rechter Parteien (AfD und rechtsextreme Kleinparteien) oder in erhöhter Wahlabstinenz (Abschnitt 2.3). Auf der räumlichen Ebene führen erhöhte Demokratieskepsis bzw. -ablehnung, die wir über das lokal variierende Wahlverhalten messen, zu einer lokalen politischen Kultur, die mutmaßlich mit einer geringeren Bereitschaft zur Maßnahmenakzeptanz und als Konsequenz daraus mit steigenden Inzidenzwerten assoziiert ist (Abschnitt 2.4). Auf Basis der theoretischen Herleitungen formulieren wir in Abschnitt 2.5 die zu überprüfenden Hypothesen.

### 2.1 Akzeptanz der Maßnahmen

Die Wirksamkeit zur Eindämmung des Infektionsgeschehens durch sog. „*nicht-pharmazeutische Interventionen*“ (bspw. Hygiene- und Shutdown-Maßnahmen) kann für die Corona-Pandemie durch Studien als belegt gelten (Pozo-Martin et al. 2021). Im Pandemiefall erhöht die Nichtakzeptanz der Handlungsnormen maßgeblich das Infektionsrisiko und führt damit zur Ausbreitung der Viruserkrankungen. Ihre Akzeptanz basiert dabei auch auf geteilten Kooperationsnormen und Solidaritätsprinzipien. Die Maßnahmen werden von demokratisch

legitimierten Institutionen (politischen Entscheidungsträger:innen) bestimmt. Damit ist die Compliance vom Vertrauen in die Glaubwürdigkeit dieser politischen Institutionen und solcher Expert:innen und institutioneller Deutungsinstanzen abhängig, die bzgl. der Interpretation des Pandemiegeschehens eine epistemologische Schlüsselfunktion haben und mit dem politischen Krisenmanagement assoziiert werden (Wissenschaft, öffentlich-rechtliche Medien).<sup>6</sup>

## 2.2 Politische Einstellungen und Maßnahmenakzeptanz

Die Bedeutung des sozialen und institutionellen Vertrauens als eine wesentliche Ressource stabiler Demokratien, der Akzeptanz demokratischer Normen und solidarischer Kooperation im Allgemeinen wurde viel diskutiert (Almond/Verba 1965; Putnam 1993). Im Bereich der Gesundheitspolitik belegen Studien, dass Maßnahmen zum Umgang mit weit verbreiteten Krankheiten und Infektionen in ihrem Erfolg davon abhängen, wie stark das Vertrauen zwischen den Menschen und zu Institutionen ausgeprägt ist (u. a. Blair et al. 2017). Es ist also zunächst zu fragen, welche politischen Einstellungsmuster und Artikulationsformen das Institutionsvertrauen, die Bereitschaft solidarischer Kooperation und die Akzeptanz rationaler wissenschaftsbasierter Wissens- und Handlungssysteme beeinflussen und darüber Compliance adressieren.

Rechtspopulistische und rechtsextreme Einstellungen und Verschwörungsglaube sind stark miteinander korreliert<sup>7</sup> und lassen sich trotz bestehender Unterschiede u. a. durch eine grundlegende Skepsis bis hin zu offener Ablehnung derjenigen demokratischen Institutionen charakterisieren, die Entscheidungs- und Deutungsrelevanz in der aktuellen Pandemie besitzen (u. a. Regierung, Medien, Wissenschaft). Im *Rechtspopulismus* konstituiert der manichäische Dualismus zwischen Volk und Elite einen negativen Bezug zu zahlreichen demokratischen Institutionen und Gruppierungen, die als Teil eines weit ausdehnbaren „moralischen Elitenbegriffs“ (Mudde 2021) dem „natürlichen Volkswillen“ als gegenläufig inszeniert werden. Im *Rechtsextremismus* ist die Ablehnung des demokratischen Systems und seiner Institutionen – teilweise eine offene Gegnerschaft – eine markante Ideologiefacette (Stöss 2010). Die der *Verschwörungsideologie* inhärente manichäische Unterteilung der Welt in „Gut vs. Böse“ (Butter 2018) fördert Eliten- und Institutionsskepsis sowie die Affinität zu radikal rechten Ideologien (Rees/Lamberty: 2019).<sup>8</sup> Insbesondere das Vertrauen in staatliche bzw. als staatsnah wahrgenommene Institutionen ist bei Personen, die die Maßnahmen ablehnen bzw. die Gefahr des Virus relativieren, signifikant schwächer ausgeprägt (Lange/Monscheuer 2021). In der Konsequenz zeigen Anhänger:innen von Verschwörungsideologien (Freeman et al. 2020) und Anhänger:innen der AfD mehrheitlich signifikant geringere Bereitschaft zur

6 Die am weitesten verbreiteten Quellen für aktuelle Informationen rund um das Virus waren nach einer Studie des Hans-Bredow-Instituts Nachrichtenorganisationen (47%), Wissenschaftler:innen und Ärzt:innen (44%), gefolgt von der nationalen Regierung (33%) (Hölig/Hasebrink 2020:70ff.).

7 Populismus ist – zumindest in Deutschland – stark mit Rechtsextremismus korreliert (Küpper et al. 2021:62ff.). Rechtspopulismus (Rees/Lamberty: 2019) und Verschwörungsdenken sind ebenfalls inhaltlich und empirisch eng miteinander assoziiert.

8 Bzgl. Verschwörungsideologie vgl. Rees/Lamberty (2019). Populismus, Rechtspopulismus und Rechtsextremismus sind stark mit Medienmisstrauen (Rees/Papendick 2021:128) korreliert und rechtsextreme Einstellungen mit Institutionsmisstrauen bzgl. Parteien, Politiker:innen, Bundesregierung, ö.r. Medien und Gerichten (Decker/Brähler 2020). Demokratiemisstrauen kann als eine Dimension rechtspopulistischer Einstellungen betrachtet werden (Zick/Küpper/Berghan 2019:180ff.).

Akzeptanz der Hygienemaßnahmen (vgl. folgenden Abschnitt). Wie Lange und Monscheuer außerdem zeigen konnten, spielten politische Demonstrationen gegen die Maßnahmenpolitik, die u. a. stark von radikal rechten Gruppen und Personen frequentiert waren, eine maßgebliche Rolle für die Anstiege der Inzidenzzahlen (Lange/Monscheuer 2021).

Politische Unzufriedenheit, institutionelles Misstrauen, die Wahrnehmung von Demokratiedefiziten bis zur Ablehnung der Demokratie als Idee beschreiben Abstufungen von Einstellungsdimensionen, die miteinander in Verbindung stehen, ohne deterministisch aufeinander bezogen zu sein (Mannewitz/Vollmann 2019; Busch 2020). Radikal rechte Einstellungen und Verschwörungsideologien generalisieren Institutionsmisstrauen als Teil ihres ideologischen Konzepts und sind insofern von allgemeineren Phänomenen der Unzufriedenheit und sachbezogenen Kritik an konkretem politischen Handeln abgrenzbar, auch wenn sie häufig darauf aufbauen. Das Einfordern nativistischer Vorrechte und die Ablehnung von Pluralität sind mit kritischen Haltungen zu demokratischen Institutionen bis hin zur Ablehnung der Demokratie als Herrschaftsform verbunden (Pickel/Pickel/Yendell 2020:103 f.).

### 2.3 Parteienwahl als Ausdruck politischer Werthaltungen

Damit sich Einstellungen in konkreten Handlungen (bspw. der Parteienwahl) manifestieren, müssen zahlreiche Faktoren zusammenspielen (Meinefeld 1977). Allerdings sind radikal rechte Einstellungen i. d. R. wirksame Prädiktoren zur Vorhersage von Wahlentscheidungen zugunsten radikal rechter Parteien. Innerhalb der radikal rechten Parteienlandschaft wiederum sind verschwörungsaffine und maßnahmenkritische Positionen mit Bezug auf Corona stark verbreitet. Den Annahmen der Cleavage-Theorie folgend etablieren sich neue Parteien entlang zentraler gesellschaftlicher Konfliktlinien (Lipset/Rokkan 1967). Es kann argumentiert werden, dass die AfD ihre Wähler:innen vorrangig entlang politisch-kultureller Themen mobilisierte (vgl. Pickel 2019; Bergmann et al. 2018; Lengfeld/Dilger 2018; Rippl/Seipel 2018; Richter/Salheiser/Quent 2021) und an Einstellungen ihrer Wähler:innen anknüpfte, die vorher im Lager anderer Parteien sowie der Nichtwählenden gebunden waren (Heitmeyer 2012). Allerdings sind die Ursachen und Hintergründe der Wahlerfolge rechtspopulistischer Parteien nach wie vor Gegenstand wissenschaftlicher Kontroversen. Besonders die Frage, inwiefern eher sozioökonomische Aspekte oder eher wert- und einstellungsbasierte Faktoren die Entwicklung vorangetrieben haben, ist umstritten.<sup>9</sup> Empirische Studien belegen allerdings, dass AfD-Wähler:innen mehrheitlich rechtspopulistische, häufig auch rechtsextreme Positionen vertreten.<sup>10</sup> Politische Entfremdung (Pickel 2019) und geringe Demokratiezufriedenheit (Hambauer/Mays 2018) sind starke Prädiktoren für die AfD-Wahl. Gleichzeitig zeigen die Anhänger:innen der Partei die höchste Zustimmung zu allgemeinen und coronaspezifischen Verschwörungserzählungen (Schuler et al. 2020). Daneben äußern AfD-Wähler:innen deutlich häufiger Skepsis gegenüber den Schutzmaßnahmen in der Pandemie<sup>11</sup> und sind seltener bereit, sich daran zu halten.<sup>12</sup>

9 Lediglich exemplarisch sei hier auf die Debatte um die Rolle der Modernisierungsverlierer:innen und konkurrierende Erklärungsansätze der politischen Werteorientierungen verwiesen (u. a. Lengfeld/Dilger 2018; Rippl/Seipel 2018).

10 Ein markant erhöhter Anteil der AfD-Wähler:innen hat chauvinistische, nationalistische und fremdenfeindliche Einstellungen (u. a. Schuler et al. 2020). Befragungen zufolge liegt der Anteil von Personen mit populistischen Einstellungen unter AfD-Wähler:innen zwischen ca. 75 % (Verkamp 2021) und 95 % (Küpper et al. 2021).

11 Manfred Güllner: Medien und Corona. Ein Zerrbild der Realität. Zugriff am 2. Juli 2021 unter <https://kommunal.de/zerrbild-der-realitaet>.

Seit dem Anfang der Pandemie vollzog die AfD eine beachtliche inhaltliche Kehrtwende in ihrer Corona-Politik. Bis April 2020 forderte sie Grenzschließungen und effektiveren Schutzmaßnahmen, danach jedoch verlagerte sie sich auf eine radikale Kritik der Maßnahmen und forderte deren sofortige Beendigung (Reuband 2021; Richter/Salheiser 2021). Die Partei versuchte, die Unzufriedenheit und Verunsicherung von Teilen der Bevölkerung zu adressieren, zielte dabei auf die Delegitimierung demokratischen staatlichen Handelns und beförderte die in der Pandemie aktualisierten Anti-Establishment-Haltungen, die auch im Kontext der „Querdenken“-Proteste zutage traten.

Davon ausgehend wurde in der Öffentlichkeit diskutiert, dass die starke inhaltliche Positionierung rechtspopulistischer und -extremer Parteien und Politiker:innen während der Coronakrise direkten Effekt auf die sinkende Bereitschaft zur Maßnahmenakzeptanz ihrer Anhänger:innen und Wähler:innen ausgeübt habe.<sup>13</sup> Auch in wissenschaftlichen Studien wurde der Aspekt des „political leadership“ als Grund für die parteipolitische Polarisierung der Maßnahmenakzeptanz angeführt (Clinton/Lapinski/Trussler 2020). Wir ergänzen diese Annahme um die *Kontinuitätshypothese*. Diese geht davon aus, dass der Wahlerfolg der AfD als Indikator für langfristig bestehende Unterschiede im Umfang von Demokratieskepsis und Institutionsmisstrauen im Sozialraum dient, die sich mit Auftreten der AfD auf Parteebene sichtbar manifestieren konnten und in der Coronakrise ihren Ausdruck finden. Studien zeigen: Die AfD konnte zur Bundestagswahl 2017 besonders dort profitieren, wo sich vormals viele Menschen der Wahl enthielten (Pickel 2019; Verkamp/Wegschaidner 2017; Richter/Bösch 2017) oder stärker rechtsextremen Parteien zuneigten (Richter/Bösch 2017; Schwander/Manow 2017; Bergmann et al. 2018). Aus der politischen Raumforschung ist bekannt, dass radikal rechte Kontinuitäten in Sozialräumen über Jahrzehnte, teilweise gar noch längere Zeiträume, bestehen und dabei eine relativ hohe Stabilität aufweisen.<sup>14</sup> Sollten diese Zusammenhänge auch im Rahmen der Pandemie messbar sein, müssten sich bei weiter zurückliegenden Wahlen positive Effekte auf die Inzidenz aus Regionen mit hohen Nichtwählendenanteilen und hohen Zweitstimmenanteilen rechtsextremer Kleinparteien (v. a. der NPD) zeigen, die sich mit den flächendeckenden Wahlerfolgen der AfD zur Bundestagswahl 2017 deutlich abschwächen sollten, da die Partei spätestens ab diesem Zeitpunkt erhebliche Teile dieser Wechsel- und Nichtwählendenpotenziale absorbiert hat.

Doch auch Nichtwählende scheinen in Teilen empfänglich für rechtspopulistische Einstellungen und gruppenbezogene Menschenfeindlichkeit (Küpper 2017) und weisen eine erhöhte Affinität zu Verschwörungserzählungen auf (Schuler et al. 2020). Zwar können Nichtwählende hinsichtlich ihrer politischen Einstellungen keinesfalls als homogene Gruppen betrachtet werden und ihre Motive zur Wahlabstinenz variieren beträchtlich. Dennoch ist es plausibel, die Wahlabstinenz auch als Distanz zu demokratischen Institutionen zu interpretieren. So zeigen sich – besonders bei langanhaltender Wahlabstinenz – starke negative Be-

12 Unter AfD-Wählenden ist Bereitschaft deutlich niedriger als bei anderen Parteien. Nur 48,6% geben an, sich an die Maßnahmen zu halten. Quelle: Tagesspiegelumfrage; Zugriff am 1. Juli 2021 unter <https://www.tagesspiegel.de/politik/kaum-lockdown-akzeptanz-afd-anhaenger-brechen-die-corona-regeln-am-haeufigsten/26883206.html>.

13 Exemplarisch hierzu: „Freie Wähler: Mitschuld AfD an hohen Corona-Infektionszahlen“. Zugriff am 1. Juli 2021 unter <https://www.welt.de/regionales/bayern/article219013288/Freie-Waehler-Mitschuld-AfD-an-hohen-Corona-Infektionszahlen.html>.

14 Bspw. Schwander und Manow (2017) zeigen, dass der Wahlerfolg der AfD in der Bundestagswahl 2013 in relevantem Umfang auf Regionen zurückzuführen ist, in denen 1998 DVU, Republikaner und NPD höhere Zustimmung erhielten. Bergmann et al. (2018) finden ähnliche Zusammenhänge zwischen DVU- und Republikaner-Stimmenanteilen in der Bundestagswahl 1998 und AfD-Stimmenanteilen in der Bundestagswahl 2017.

züge zum Institutionsvertrauen unter Nichwählenden (Güllner 2013). Wir kontrollieren zusätzlich auf mögliche Effekte weiterer im Bundestag verteilter Parteien auf die Frage, ob sich positive und systematische Effekte während der Anstiegsphasen beider Wellen zeigen lassen. Hiermit kann zum einen auf eine mögliche, wenngleich geringere Verbreitung der benannten Einstellungsmuster bei Wähler:innen anderer Parteien kontrolliert werden und zum anderen überprüft werden, ob diese Effekte im Sinne der theoretischen Vorüberlegungen tatsächlich nur in Regionen mit steigendem AfD-Zuspruch auftreten.

## 2.4 Räumliche Dimension der politischen Kultur

Die *politische Kultur* lässt sich als Bündelung der individuellen Einstellungen der Bürger:innen gegenüber den politischen Institutionen und Normen spezifischer Sozialräume beschreiben (Pickel/Pickel 2006). Damit ist das Konzept geeignet, den theoretischen Brückenschlag zwischen den vorrausgegangenen Annahmen auf der Individualebene (individuelle demokratische Distanziertheit führt zu geringerer Compliance und drückt sich – in Teilen – auch in der Wahl radikal rechter Parteien aus) und der Makroebene (Wahl radikal rechter Parteien ist mit steigenden Infektionszahlen auf Kreisebene assoziiert) herzustellen.

In Kreisen, wo eine größere Anzahl an Personen Demokratiedistanz durch die Wahl radikal rechter Parteien bzw. in Teilen auch durch die Wahlabstinenz ausdrückt, existiert vermutlich eine lokale politische Kultur, die die Akzeptanz der Maßnahmen reduziert. Entsprechend steigt das Infektionsrisiko in diesen Kreisen durch die Nichtbeachtung der Maßnahmen vermutlich stärker an.

In der internationalen Forschung existieren bereits Studien, die den Zusammenhang zwischen niedriger Maßnahmenakzeptanz, geringem Institutionenvertrauen (Travaglino/Moon 2021) und Verschwörungaffinität (Freeman et al. 2020) aufzeigen. Die Wahl radikal rechter Parteien geht mit einer geringen Akzeptanz der Corona-Maßnahmen einher (Barbieri/Bonini 2020; Clinton et al. 2020). Auch für Deutschland konnten erste Zusammenhänge zwischen der AfD-Wahl und steigenden Inzidenzzahlen nachgewiesen werden (Reuband 2021; Lange/Monscheuer 2021). Allerdings wurde dieser Zusammenhang nach unserem Kenntnisstand bisher noch nicht umfassend hinsichtlich seiner räumlichen Verbreitung, zeitlichen Stabilität und möglicher Wirkungszusammenhänge untersucht.

## 2.5 Hypothesen

Um zu berücksichtigen, dass die Infektionsdynamik auch über weitere Faktoren vermittelt sein kann (Reisetätigkeiten, saisonale Effekte etc.), prüfen wir das *systematische Auftreten* des AfD-Effektes. Zeigt sich der erwartete Zusammenhang zu unterschiedlichen zeitlichen und räumlichen Expansionsphasen der beiden Wellen, kann von einem systematischen Einfluss ausgegangen werden.

In den vorrausgegangenen Kapiteln haben wir gezeigt, dass radikal rechte Einstellungen auf der Individualebene mit niedrigem Vertrauen in diejenigen demokratischen Institutionen einhergehen, die wesentlich zur Bekämpfung der Pandemie sind, und entsprechend mit einer geringeren Bereitschaft zur Akzeptanz der Schutzmaßnahmen assoziiert sind. Diese Einstellungen äußern sich in der Unterstützung radikal rechter Parteien (vornehmlich der AfD),

die sich am deutlichsten gegen die Schutz-/Lockdownmaßnahmen positionieren, was wiederum eine geringere kollektive Maßnahmenakzeptanz und steigende Infektionsraten in den Regionen bedingen könnte. Unsere erste zu überprüfende Hypothese lautet daher:

*H1: In Regionen mit stärkerem Zuspruch zur AfD bei der Bundestagswahl 2017 steigen die Inzidenzwerte in beiden Wellen signifikant stärker an als in Regionen mit verhältnismäßig geringeren Zweitstimmenanteilen der Partei.*

Um sicherzustellen, dass sich die o.g. Effekte nur bezüglich der AfD-Stimmenanteile zeigen, prüfen wir zweitens die Annahme, dass sich derartige Zusammenhänge zum Infektionsgeschehen bei anderen Parteien nicht ebenfalls systematisch finden lassen:

*H2: Der in H1 angenommene Verstärkungseffekt zeigt sich für keine andere im Bundestag vertretene Partei systematisch über die Anstiegsphasen beider Wellen.*

Drittens prüfen wir die *Kontinuitätshypothese*, also die Annahme, dass längerfristige Kontinuitäten in der politischen Kultur der Kreise wirken. Die Skepsis gegenüber demokratischen Institutionen und Normen, die mit radikal rechten Einstellungen und der Affinität zum Verschwörungsglauben einhergeht, zeigten sich demnach als relativ zeitstabile und kontinuierliche räumliche Muster, die über das Wahlverhalten von Parteien der radikalen Rechten bzw. die Nichtwahl aggregiert gemessen werden können. Sollte diese Annahme zutreffen, müssten sich auch Korrelate zwischen dem weiter zurückliegenden Wahlverhalten und dem Infektionsgeschehen zeigen lassen:

*H3: In Regionen mit höheren Zweitstimmenanteilen rechtsextremer Kleinparteien und höheren Nichtwählendenanteilen zu den Bundestagswahlen 2005 und 2013 steigen die Inzidenzwerte in beiden Wellen signifikant stärker an als in Regionen mit verhältnismäßig niedrigen Anteilen.*

Viertens konnte die AfD zur Bundestagswahl 2017 auch vorherige Nichtwählende und Wähler:innen radikal rechter Kleinparteien mobilisieren. Daher müssten sich positive Effekte von höheren Nichtwählendenanteilen bzw. höheren Stimmenanteilen für radikal rechte Parteien auf das Infektionsgeschehen ab 2017 zugunsten eines positiven AfD-Effekts abschwächen bzw. auflösen:

*H4: In Regionen mit höheren Zweitstimmenanteilen rechtsextremer Kleinparteien und höheren Nichtwählendenanteilen zu den Bundestagswahlen 2017 steigen die Inzidenzwerte in beiden Wellen **nicht** signifikant stärker an als in Regionen mit verhältnismäßig niedrigen Anteilen.*

## 3 Methoden

### 3.1 Datenbeschreibung

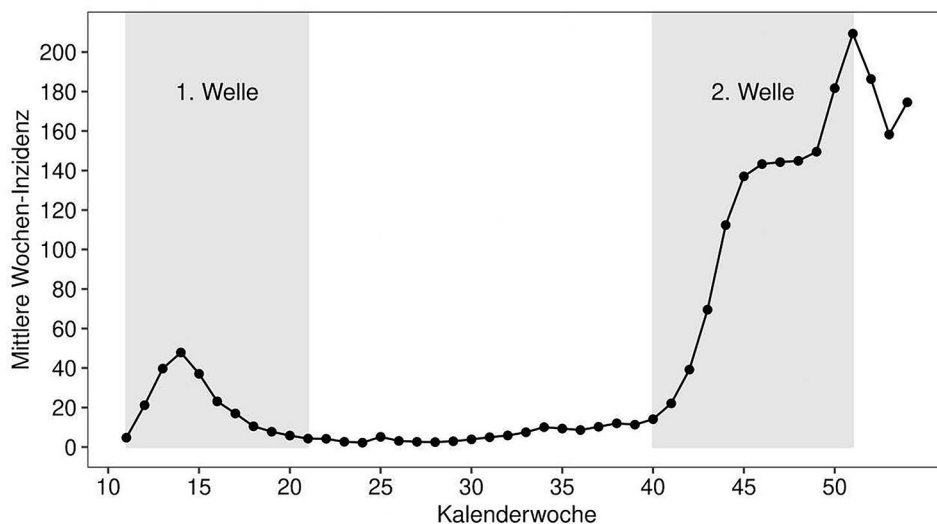
Nachfolgend werden kurz die verwendeten Daten vorgestellt. Die tabellarische Übersicht der verwendeten Variablen und ihrer Quellen kann im Anhang der Onlineversion nachgeschlagen werden.

#### 3.1.1 Abhängige Variable: 7-Tagesinzidenz

Zur Messung des Infektionsgeschehens im Zeitverlauf zogen wir die sogenannte 7-Tagesinzidenz heran, also die Summe der Neuinfektionen einer Kalenderwoche je 100.000 Einwohner:innen eines Landkreises oder einer kreisfreien Stadt wiedergibt. Wir nutzten die Daten



Abbildung 1: Bundesweite Inidenzmittelwerte im Zeitverlauf 2020



des gemeinsamen Datenerfassungsprojektes der Firma Risklayer<sup>15</sup>, dem Center for Disaster Management and Risk Reduction Technology am Karlsruher Institut für Technology (KIT)<sup>16</sup> und dem Innovation Lab des Tagesspiegels<sup>17</sup>. Die exponentielle Verteilung der Ausgangsdaten wurde zur linearen Berechnung logarithmiert. Der Beobachtungszeitraum wurde auf das Jahr 2020 beschränkt. Der Untersuchungsfokus lag auf den für das Infektionsgeschehen maßgeblichen zwei Infektionswellen und endet am 20. 12. 2020, um Verzerrungseffekte durch Melderückstände während der Weihnachtsfeiertage zu vermeiden.

### 3.1.2 Unabhängige Variablen

Es wurden mehr als 60 verschiedene unabhängige Variablen auf ihre Relevanz geprüft, von denen insgesamt 48 Merkmale in die Modellrechnungen aufgenommen wurden (Parteien- bzw. Nichtwählendenanteile, allgemeine Kontrollvariablen und 28 zusätzliche Merkmale mit möglichen Bezügen zum Untersuchungszusammenhang). Um die Kovariatenanzahl in den Modellen gering zu halten, wurden in den Grundmodellen die Variablen zum Wahlverhalten sowie acht allgemeine Kontrollvariablen auf ihre Wirkung bzgl. der abhängigen Variable untersucht. Zur Prüfung weiterer Drittvariableneffekte wurden jeweils separate Modelle berechnet, in denen die zusätzlichen Kontrollvariablen nach dem Rotationsprinzip einzeln eingeschlossen wurden.

Wir nutzten Daten des Bundeswahlleiters zu den Ergebnissen der Bundestagswahlen 2005, 2013 und 2017 der CDU/CSU, SPD, AfD, Bündnis 90/Die Grünen, LINKE, FDP, NPD, Die Rechte, Republikaner und Pro Deutschland (Zweitstimmenanteile), außerdem die Nichtwählendenanteile auf Kreisebene. Die Standardkontrollvariablen der Grundmodelle sind auf der *sozioökonomischen Dimension* der *German Socioeconomic Index of Deprivation*

15 <https://www.risklayer-explorer.com/event/100/detail> [Zugriff am 1. Juli 2021].

16 [https://www.cedim.kit.edu/english/168\\_329.php](https://www.cedim.kit.edu/english/168_329.php) [Zugriff am 1.07.2021].

17 <https://interaktiv.tagesspiegel.de/> [Zugriff am 1.07.2021].

(GSID), der bildungsbedingte Arbeitsmarktchancen, Einkommensunterschiede und die Erwerbsstruktur kontrolliert (Kroll et al. 2017), auf der *soziodemografischen Dimension* die Alters- und Geschlechtsstruktur, Bevölkerungsdichte, Bildung<sup>18</sup> sowie der Anteil an Personen ohne deutsche Staatsbürgerschaft. Zusätzlich aufgenommen wurde ein Ost-West-Indikator und eine Variable, die angibt, ob der jeweilige Kreis in Grenznähe zum Ausland liegt.

Final prüften wir, inwiefern 28 weitere Kreismerkmale Einfluss auf den Zusammenhang zwischen AfD-Wahl und Inzidenzentwicklung haben. Diese sind Variablen zur Kreismobilität (Wanderungssaldo, Ein- und Auspendler), zur Lage und Entwicklungsdynamik (wachsende bzw. schrumpfende Kreise, Bevölkerungsentwicklungsprognose, Zentralität, Stadt-Land-Unterschiede), zur Infrastruktur und Anbindung (zu Autobahnen, Flughäfen, Bahnhöfen, Oberzentren, Mittelzentren, Supermärkten, Apotheken, Grundschulen und ÖPNV), Bildung/Kinderbetreuung (Kindergarten, Vorschule, Schule), Gesundheit (Ärztedichte, Lebenserwartung, Pflegebedürftige), Arbeitsmarktsektoren (Beschäftigtenquote, Beschäftigte im sekundärer Sektor, Beschäftigte in der Produktion und die Homeofficequote) sowie Haushalte und Wohnen (Wohnfläche, Haushalte mit Kindern und Haushaltgröße).

### 3.2 Modellierung der Inzidenzverläufe: Latente Wachstumsmodelle

Zur Modellierung der Veränderungen in den wöchentlichen Corona-Inzidenzen haben wir latente Wachstumskurvenmodelle berechnet.<sup>19</sup> Dabei handelt es sich um spezielle Strukturgleichungsmodelle, also konfirmatorische Faktorenanalysen, bei denen die Restriktion der Faktorenladungen Entwicklungsverläufe der Inzidenzen in den Kreisen im Längsschnitt abbilden. Die empirische Kovarianzmatrix sowie der Mittelwertvektor der Corona-Inzidenzen dienen als Grundlage der Modellierung und werden als Funktionen der latenten Modellparameter dargestellt. Über den sogenannten Strukturpart lassen sich schließlich erklärende Variablen mittels Regressionsgleichungen einfügen und berechnen.

### 3.3 Spezifikation und Gütekriterien des LGM-Modells für die Inzidenzwerte

Bei den Modellberechnungen für die erste Welle handelt es sich um die Kombination eines Modells mit quadratischem Term (vgl. Reinecke 2014: 267) mit einem sogenannten *piecewise linear trajectory models* (vgl. ebd.: 277). In Welle 1 bilden neben dem Intercept (I1) die Kalenderwochen 11 bis 14 die Anstiegsphase (S1) und die Kalenderwochen ab KW 14 bis KW 21 die Abstiegsphase (S2) des Inzidenzverlaufs. Die Modellberechnungen für die zweite Welle kombinieren ein *piecewise linear trajectory model* mit einem sogenannten *unspecified latent growth model* (Wang & Wang 2020: 210). Hier bilden, neben dem Startmittelwert (I1), drei Anstiegsphasen (S1: KW 40–44; S2 KW 45–49 und S3: KW 49–51) den zeitlichen Inzidenzverlauf ab<sup>20</sup>.

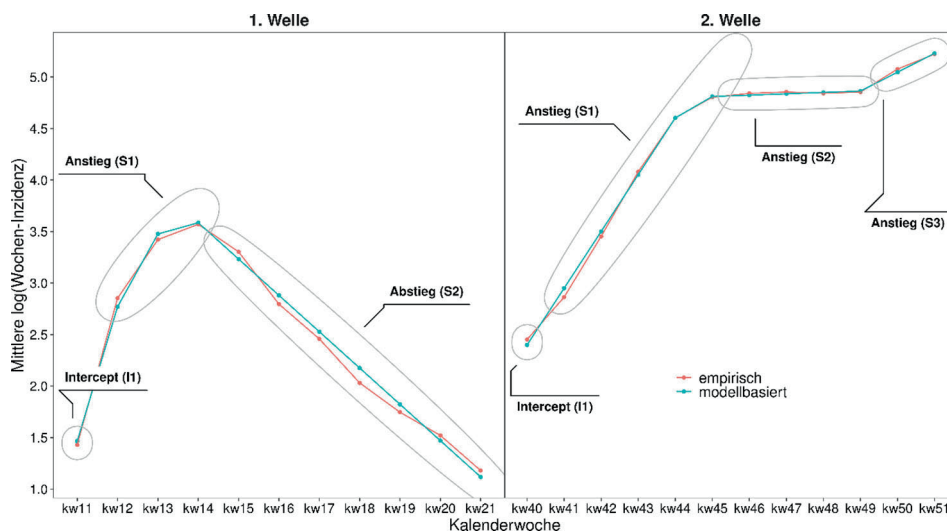
18 Auch wenn Einzelaspekte der Bildungsvariable bereits in den sozioökonomischen Index einfließen, hat die durchschnittliche Bildung eine eigenständige Wirkung auf den Zusammenhang (vgl. Ergebnisse: Modell 1). Das zeigt sich auch in der geringen Korrelation zwischen dem sozioökonomischen Index und der Bildungsvariable (0,23). Damit ist auch gewährleistet, dass beide Variablen im Modell keine problematischen Verzerrungseffekte durch Multikollinearität aufweisen.

19 Für eine ausführliche Beschreibung vgl. Anhang der Onlineversion.

20 Vgl. Anhang in der Onlineversion.

Die absoluten und relativen Fit-Indizes, die die Anpassung der Daten bewerten, sind als ausreichend gut einzuschätzen.<sup>21</sup> Zusätzlich zeigt der Vergleich der empirischen mit den modellimplizierten Mittelwerten des Inzidenzverlaufs aus Abbildung 2 eine relativ gute Datenanpassung auf.

Abbildung 2: Modellspezifikation der An- und Abstiegsphasen der 7-Tagesinzidenz pro Kalenderwoche in beiden Wellen



## 4 Ergebnisse

Die oben beschriebene Modellspezifikation der Inzidenzverläufe findet über alle nachfolgenden Modellvariationen Anwendung. Die folgenden Modellvariationen unterscheiden sich dabei nur im Hinblick auf die unterschiedlichen Kombinationen von Kovariaten im Strukturpart, die der Einfachheit halber im Folgenden ebenfalls als „Modelle“ benannt sind. Nachfolgend werden zentrale Ergebnisse der Modelle 1–4 (M 1–4) über die beiden Infektionswellen des Jahres 2020 (W 1–2) dargestellt.

In Modell 1 untersuchen wir den Zusammenhang zwischen Inzidenzwerten und AfD-Zweitstimmenanteilen (AfD zzgl. acht Kontrollvariablen), in Modell 2 inwiefern weitere Parteien ähnliche Effekte aufweisen könnten (jeweils separate Berechnung mit je einer Partei zzgl. der acht Kontrollvariablen). Modell 3 untersucht die Effekte von Nichtwählendenanteilen und Zweitstimmen rechtsextremer Kleinparteien für die Jahre 2005, 2013 und 2017 (zzgl. Kontrollvariablen) und Modell 4 prüft den AfD-Inzidenzzusammenhang auf weitere Drittvariableneffekte. Die Wellen sind jeweils in ihre an- bzw. absteigenden Verlaufsphasen unterteilt (vgl. Abb. 2 im vorherigen Abschnitt). Die erste Welle umfasst einen Intercept (I1), der den Mittelwert zum Startzeitpunkt der Welle 1 beschreibt, einen Slope für die Anstiegsphase (S1) und einen Slope für die Abstiegsphase (S2). Für den Anstieg (S1) lässt sich ein

21 Vgl. Tabelle 2 in der Onlineversion.

positiver Koeffizient einer unabhängigen Variablen als positiv verstärkender Faktor interpretieren. Unter Einfluss der jeweiligen Variablen verläuft der Anstieg der Inzidenzwerte steiler. Für den Abstieg (S2) ist ein positiver Regressionskoeffizient mit einem verlangsamten Abstieg der Inzidenzwerte assoziiert. Inhaltlich lässt sich der Intercept nur bedingt interpretieren, da der Mittelwert auch durch Ereignisse vor dem Analysezeitraum beeinflusst ist, die nicht Teil des Modells sind. Der Intercept dient daher eher als Ausgangspunkt der Interpretation der folgenden Anstiege. Auch bei der inhaltlichen Interpretation von Effekten auf die Abstiegsphase ist Vorsicht geboten, da die Stärke des Abfalls auch mit modell-externen Faktoren verbunden sein kann, bspw. mit härteren staatlichen Einschränkungsmaßnahmen als Reaktion auf vorherige starke Inzidenzanstiegsphasen in einzelnen Kreisen. Für die zweite Welle wurde analog ein Intercept als Startmittelwert der Welle geschätzt sowie drei Slopes (S1–3), die die Anstiegsdynamiken in drei Phasen beschreiben (vgl. Abb. 2 in 3.3). Die drei Slopes (S1–S3) der zweiten Welle markieren Anstiege im Infektionsgeschehen, da der Abstiegszeitraum im Jahr 2021 nicht Teil dieser Untersuchung ist.

Die Regressionskoeffizienten bilden das Zusammenhangsmaß einer log-linearen Beziehung zwischen der logarithmierten Abhängigen (Inzidenzwerte) und den nicht-logarithmierten unabhängigen Variablen ab und können nicht direkt im Sinne eines linearen Beziehungszusammenhangs interpretiert werden. Wir verwenden daher die sprachliche Konvention: „ein Anstieg bzw. Abstieg der Variable X führt zu einem Anstieg bzw. Abstieg der Variable Y“. Standardisierte Regressionskoeffizienten werden in Klammern angegeben.

#### 4.1 Modell 1: AfD-Zusammenhang und Kontrollvariablen

##### 4.1.1 Erste Welle

Während der Anstiegsphase (S1) zeigt die politische Variable im Modell (hier AfD-Zweitstimmenergebnisse zur Bundestagswahl 2017) einen höchstsignifikant positiven Effekt und gleichzeitig den stärksten Wert unter den standardisierten Regressionskoeffizienten (0,44) auf (vgl. Tabelle 1 im Anhang). Steigt der Anteil der AfD-Zweitstimmen, steigt auch der Inzidenzwert deutlich an. Umgerechnet entspricht ein Anstieg des AfD-Wahlergebnisses um einen Prozentpunkt einem Anstieg der Inzidenz um 2,2%. In den weiteren Phasen (I1 und S2) der ersten Infektionswelle ergeben die AfD-Stimmenanteile keine signifikanten Effekte.

Das  $R^2$  gibt den höchsten erklärten Anteil an der Gesamtvarianz für den Intercept 1 aus (0,32), gefolgt von der Anstiegsphase 1 (0,28) und geringeren Werten für die Abstiegsphase 2 (0,20).

##### 4.1.2 Zweite Welle

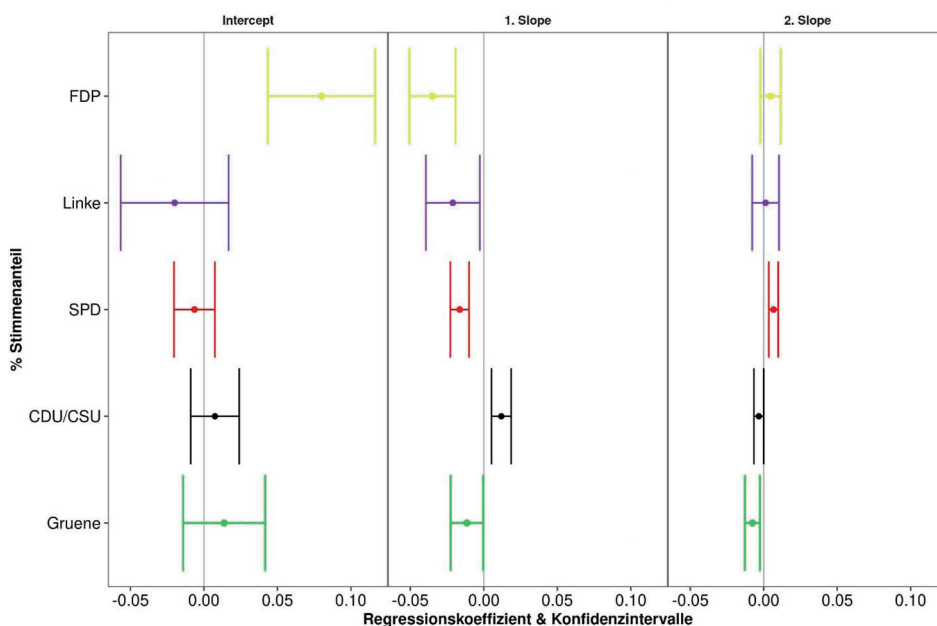
Im Verlauf der ersten zwei Anstiegsphasen finden sich signifikant positive Effekte (S1: 0,37 und S2: 0,53) (vgl. Tabelle 2 im Anhang). In dem Zeitraum ist es wieder die AfD-Variable, die im Verhältnis zu den anderen standardisierten Regressionskoeffizienten im Modell die höchsten Werte aufzeigt. Dieser Trend zieht sich allerdings nicht durch die gesamte Welle. In den letzten drei Untersuchungswochen der letzten Anstiegsphase seit Dezemberbeginn zeigen sich sogar starke, signifikant negative Effekte (S3: -0,405). Die Inzidenz, die über einen langen Zeitraum (insgesamt 9 KW in S1 und S2) in den Regionen mit hohem AfD-Zuspruch

deutlich stärker gestiegen war, wächst in der letzten Anstiegsphase nun signifikant langsamer gegenüber Kreisen mit niedrigeren AfD-Zweitstimmenanteilen.

#### 4.2 Modell 2: weitere Parteien zur Bundestagswahl 2017 und Kontrollvariablen

Im Modell 2 werden für beide Wellen Zusammenhänge zwischen der Parteienwahl der anderen im Bundestag vertretenen Parteien und dem Inzidenzgeschehen geprüft.<sup>22</sup> In Abb. 3 sind die unstandardisierten Regressionskoeffizienten mit Konfidenzintervallen angegeben. Nur für die CDU ergibt sich ein signifikant positiv verstärkender Effekt für den Anstieg S1 der ersten Welle. Für die Abstiegsphase (S2) ergeben sich außer einem schwachen SPD-Effekt keine signifikant positiven Zusammenhänge.

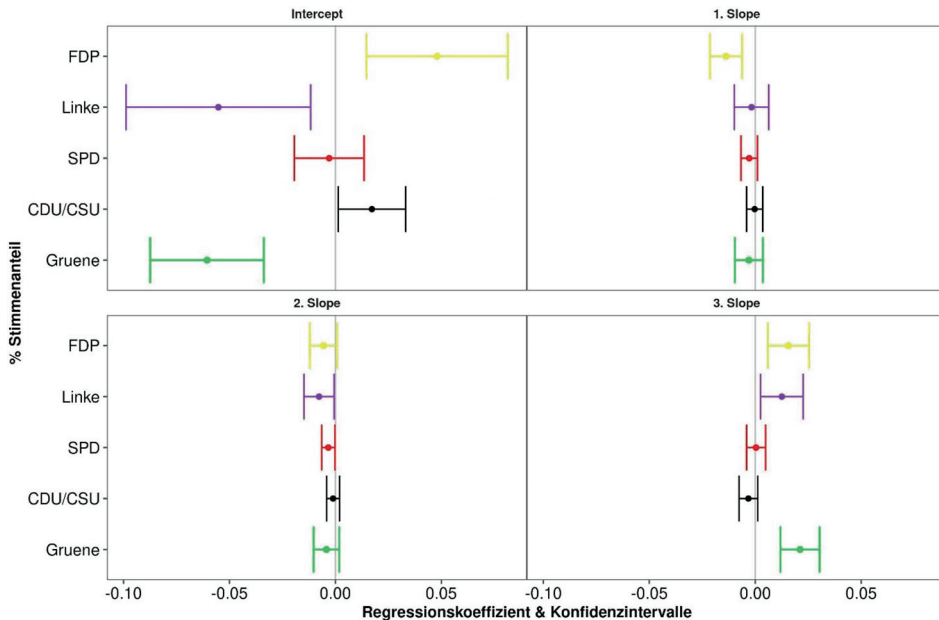
Abbildung 3: Zusammenhänge zwischen den Zweitstimmenanteilen anderer Parteien zur Bundestagswahl 2017 und der Inzidenz in der ersten Welle



Für die zweite Welle bestehen in den Anstiegsphasen S1 und S2 keine signifikant positiven Effekte der Parteien auf den Anstieg der Inzidenzen. Für die ersten drei Septemberwochen zeigen sich – gegenläufig zu den im Modell 1 beschriebenen negativen Effekten der AfD-Wahlergebnisse – signifikant positive Effekte in Regionen mit höheren Stimmenanteilen für FDP, LINKE und Bündnis 90/Die Grünen. Insgesamt lassen sich zwar für einzelne Phasen einer Welle auch signifikant positive Effekte aufzeigen, die jedoch nicht systematisch – d.h. ungeachtet der zeitlichen und räumlichen Ausbreitungsdynamik – in beiden Wellen gefunden werden können.

22 Vgl. Anhang der Onlineversion.

Abbildung 4: Zusammenhänge zwischen den Zweitstimmenanteilen anderer Parteien zur Bundestagswahl 2017 und der Inzidenz während der zweiten Welle



#### 4.3 Modell 3: Kontinuitätsmodell<sup>23</sup>

Für die nachfolgende Beschreibung geben wir jeweils standardisierte Regressionskoeffizienten an<sup>24</sup>. Für die Berechnungen der Zeiträume 2005 und 2013 wurden die Zweitstimmen- bzw. Nichtwählendenanteile und die Kontrollvariablen von Modell 1 durch die entsprechenden Werte dieser Zeiträume ersetzt.

Für die Bundestagswahlergebnisse 2017 resultieren, neben den bereits beschriebenen positiven Effekten der AfD-Zweitstimmen, lediglich in der zweiten Anstiegsphase (S2) der zweiten Welle signifikant positive Effekte rechtsextremer Parteien auf den Anstieg der Inzidenzwerte. Der Anteil der Nichtwählenden zur Wahl 2017 übt keinen signifikanten Effekt aus. Zur Bundestagswahl im Jahr 2013 haben die AfD-Zweitstimmen in der Bundestagswahl 2013 lediglich einen schwächeren positiven Effekt in der zweiten Welle (S2: 0,12). Allerdings werden signifikant positive Effekte der Zweitstimmenanteile rechtsextremer Parteien auf die Anstiegsphasen sichtbar (Welle 1: S1: 0,30, und Welle 2: S1: 0,28, S2: 0,32, S3: -0,29). Der Einfluss der Nichtwählenden ist ebenfalls signifikant positiv mit steigenden Inzidenzwerten assoziiert (Welle 1: S1: 0,38 und Welle 2: S1: 0,28 und S2: 0,13). Auch für die Wahlergebnisse der Jahres 2005 lassen sich ähnliche signifikant positive Zusammenhänge aufzeigen. Für die Anstiegsphase S1 der ersten Welle zeigen sich signifikant positive Effekte rechtsextremer Parteien (0,30) und, ähnlich wie zur Bundestagswahl 2013, positive Effekte in Welle

23 Das Modell beinhaltet die Zweitstimmenanteile rechtsextremer Kleinparteien und der Nichtwählendenanteile der Bundestagswahlen 2005, 2013, 2017 zzgl. der Kontrollvariablen.

24 Aus Platzgründen haben wir hier auf die vollständige Ergebnistabelle verzichtet. Vgl. hierzu Tabelle 5 im Anhang der Onlineversion.

2 in den beiden Anstiegsphasen S1 und S2 und ein negativer Zusammenhang in der letzten Phase des Anstiegs (S1: 0,28; S2: 0,32; S3: -0,25). Die Nichtwählendenanteile 2005 haben signifikant positive Effekte auf die Anstiegsphase der ersten Welle (S1: 0,32) und auf die zwei ersten Anstiegsphasen der zweiten Welle (S1: 0,20, S2: 0,15).

#### 4.4 Robustheitstest: Erweiterte Drittvariablenkontrolle

Im letzten Abschnitt testen wir die Stabilität des Zusammenhangs zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen und Inzidenzanstiegen bei Berücksichtigung einer Vielzahl weiterer Drittvariablen, die mit dem Inzidenzgeschehen assoziiert sind (vgl. Datenbeschreibung Kapitel 3). Im Ergebnis zeigt sich, dass der Zusammenhang robust gegen die Vielzahl unterschiedlicher Indikatoren ist. In allen Modellen bleibt der AfD-Inzidenzzusammenhang unter Einfluss der zusätzlichen Kontrollvariablen höchst signifikant und relativ stark. In Welle 1 schwangt die Stärke des Zusammenhangs (standardisierter Regressionskoeffizient) für die Anstiegsphase (S1) zwischen 0,39 und 0,49; in Welle 2 zwischen 0,36 und 0,45 (S1), 0,47 und 0,58 (S2) bzw. -0,35 und -0,44 (S3).<sup>25</sup>

#### 4.5 Zusammenfassung der Ergebnisse

Unsere Hypothesen lassen sich auf Grundlage der Ergebnisse weitestgehend bestätigen. Die Hypothese H.1 (Modell 1) beschrieb die Annahme, dass steigende AfD-Wahlergebnisse zur Bundestagswahl 2017 signifikant positiv mit steigenden Inzidenzwerten assoziiert sind. Das bestätigte sich in den Anstiegsphasen beider Wellen. Gegenläufig dazu zeigt sich allerdings ein signifikant negativer Effekt in der dritten Phase der zweiten Welle. In Regionen mit höheren AfD-Wähler:innenanteilen steigen die Inzidenzen über den Verlauf von knapp zwei Monaten zunächst signifikant stärker an, innerhalb der letzten drei Kalenderwochen dann allerdings signifikant langsamer. Die Trendwende könnte möglicherweise aus den starken vorherigen Anstiegen resultieren und durch eine striktere Durchsetzung von Schutzmaßnahmen als Reaktion auf diese Anstiege bedingt sein. Die Effekte zeigen sich systematisch zu unterschiedlichen zeitlichen und räumlichen Phasen des Infektionsverlaufs, bleiben auch bei umfangreicher Drittvariablenkontrolle stabil und bestätigen damit die eingangs etablierte Erwartung, dass es sich hierbei um systematische Effekte handelt.

Mit der Hypothese H.2 (Modell 2) überprüften wir, inwiefern die Zweitstimmenanteile weiterer Parteien ebenfalls positiv mit den Anstiegszeiträumen beider Wellen verbunden sein könnten und fanden, trotz einzelner positiver Zusammenhänge in einer der beiden Wellen, keine Hinweise auf Effekte, die systematisch in beiden Wellen auftraten.

Mit den Hypothesen H.3 und H.4 überprüften wir abschließend die Annahmen der Kontinuitätshypothese, die davon ausging, dass sich die positiven Effekte der AfD-Variable auf das Ansteigen der Inzidenzwerte auch aus längerfristig wirkenden Unterschieden im politischen Raumklima (Anteil Nichtwählender und Wähler:innen rechtsextremer Kleinparteien 2013 und 2005) erklären lassen. Für die Hypothese H.3 (Modell 3) erwarteten wir positive Effekte auf die Anstiegsphasen in beiden Wellen durch Anteilswerte der Nichtwählenden und Zweitstimmenanteile rechtsextremer Kleinparteien aus den Jahren 2013 und

25 Zur Ergebnisstabelle der Modelle vgl. Onlineversion.

2005, was bestätigt werden konnte. H.4 (Modell 3) lieferte hingegen ambivalente Befunde und kann nicht in Gänze angenommen werden: Hinsichtlich der Nichtwählendenanteile im Jahr 2017 zeigen sich, wie erwartet, keine signifikanten positiven Effekte auf die Anstiege. Für die Zweitstimmenanteile rechtsextremer Parteien 2017 wird dagegen ein signifikant positiver, wenn auch schwächerer Effekt während einer Anstiegsphase der zweiten Welle sichtbar.

## 5 Diskussion

Unterschiede in der lokalen politischen Raumkultur tragen unseren Befunden nach maßgeblich zur Erklärung der unterschiedlichen regionalen Verläufe der Corona-Pandemie bei. Vor allem in Regionen, in denen schon über längere Zeiträume die Wahl rechtsextremer Parteien auf eine stärkere Normalisierung und Verbreitung rechtsextremer Einstellungen hinwies, die AfD vergleichsweise große Wahlerfolge verzeichnete und auch erhöhte Nichtwählendenanteile von Demokratieskepsis bzw. -distanz zeugen, stiegen die Covid-19-Inzidenzen im Untersuchungszeitraum signifikant stärker an. Diese Effekte zeigen sich systematisch, d.h. sowohl in der ersten Expansionswelle, die in stärkerem Ausmaß westdeutsche Kreise betraf, als auch in den Anstiegsphasen der zweiten Welle, die mit stark erhöhten Infektionszahlen ostdeutscher Kreise verlief. Die gelegentlich vertretene Annahme, es handle sich bei dem Zusammenhang um ein spezifisch ostdeutsches Phänomen, kann anhand der Ergebnisse nicht bestätigt werden.

Die Ausbreitung der Pandemie war in Europa und Deutschland immer wieder durch die Ausbildung regionaler Infektionscluster geprägt.<sup>26</sup> Aufgrund unserer Befunde gehen wir davon aus, dass die politische Raumkultur einen Erklärungsbeitrag für die Entstehung dieser Cluster liefern könnte. In Regionen, wo die AfD relativ hohe Wahlerfolge in der Bundestagswahl 2017 verzeichnen konnte, zeigten sich in beiden Infektionswellen im Jahr 2020 markante Infektionsanstiege. Dieser flächendeckende Effekt bleibt auch bei Berücksichtigung einer Vielzahl anderer Raumfaktoren relativ stabil. Hohe AfD-Stimmenanteile verweisen – ähnlich wie hohe Nichtwählendenanteile – auf ein verbreitetes Misstrauen in staatliche Institutionen und auf eine verstärkte Systemdistanz in der Region, die mit geringer Compliance einhergehen und folglich zu höheren Infektionsraten geführt haben könnten. Es erscheint plausibel, davon auszugehen, dass die individuelle und kollektive Ablehnung der Maßnahmen besonders in Kombination mit den vielfältigen Demonstrations- und Versammlungsaktivitäten gegen die Corona-Politik zu höheren Infektionszahlen in bestimmten Regionen führen konnte (Lange/Monscheuer 2021).

Aus methodischer Sicht ist für uns die Anwendung latenter Wachstumsmodelle eine geeignete Möglichkeit, das Infektionsgeschehen in seiner komplexen Dynamik von An- und Abstiegsphasen zu modellieren. Die Fit-Indizes belegen, dass eine gute Anpassung erreicht werden konnte. Gleichwohl muss in Hinblick auf die zur Verfügung stehenden Daten auf potenzielle Schwachstellen hingewiesen werden. Das betrifft zum einen die Daten zum Inzidenzgeschehen selbst. So können unterschiedliche Teststrategien der Länder mit einem

26 Vgl. „Superspreading drives the COVID pandemic – and could help to tame it. Zugriff am 1. August 2021 unter <https://www.nature.com/articles/d41586-021-00460-x>.



regional unterschiedlichen Hellfeld des tatsächlichen Infektionsumfangs einhergehen. Zum anderen kann nicht ausgeschlossen werden, dass möglicherweise weitere Drittvariablen nicht beobachtet werden konnten, auch wenn eine Vielzahl möglicher intervenierender Merkmale überprüft wurden. Vor allem über individuelle Einstellungen, Motivationen und Handlungen (sowie die Logiken der Aggregation auf der Kollektivebene) können anhand der Datenbasis keine Aussagen getroffen werden. Allerdings ist aus anderen Studien bekannt, dass Wähler:innen radikal rechter Parteien wie der AfD erkennbar häufiger kritisch gegenüber der staatlichen Corona-Politik eingestellt sind, häufiger den pandemischen Charakter bzw. die Gefährlichkeit von Covid-19 leugnen und seltener die Hygieneauflagen, z.B. die Maskenpflicht und die Abstandsregeln, befürworten.

Insgesamt lassen sich deutliche Belege dafür finden, dass eine radikal rechte Parteienaffinität sowohl kurz- als auch langfristig signifikante und relativ hohe Effekte auf die unterschiedlichen regionalen Verläufe des Infektionsgeschehen ausübt. Der relativ lange Zeithorizont, in dem sich die Effekte zeigen, lässt annehmen, dass die Auseinandersetzung um gesellschaftliche Konfliktfelder auch künftig von Unterschieden in den regionalen Mustern demokratischer Partizipationsbereitschaft und radikal rechter Parteienaffinität mitbestimmt wird. Die kontinuierlichen Bestrebungen der radikalen Rechten, krisenhafte Situationen im Sinne ihrer Agenda nutzbar zu machen, zeigten sich bereits in der Vergangenheit und aktuell in der Coronakrise und sie werfen ein Schlaglicht auf kommende Herausforderungen für den gesellschaftlichen Zusammenhalt.

## Literaturverzeichnis

- Almond, Gabriel A. & Sidney, Verba (1965). *The Civic Culture. Political Attitudes and Democracy in Five Nations*. Boston: Little, Brown.
- Barbieri, Paolo & Bonini, Beatrice (2020). Political Orientation and Adherence to Social Distancing During the COVID-19 Pandemic in Italy. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3640324>
- Bergmann, Knut; Diermeier, Matthias & Niehues, Judith (2018). Ein komplexes Gebilde. Eine sozio-ökonomische Analyse des Ergebnisses der AfD bei der Bundestagswahl 2017. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 49(2), S.243–264.
- Blair, Robert A.; Morse, Benjamin S. & Tsai, Lily L. Tsai (2017). Public health and public trust: Survey evidence from the Ebola Virus Disease epidemic in Liberia. *Social science & medicine*, 172, S. 89–97. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2016.11.016>
- Busch, Kathrin (2020). Krise oder Unterstützung der (repräsentativen) Demokratie in Deutschland? Die Entwicklung der letzten zwei Jahrzehnte 1991–2018. *Informationsdienst Soziale Indikatoren*, 65, S. 7–14. <https://doi.org/10.15464/isi.65.2020.7-1>
- Butter, Michael (2018). *Nichts ist, wie es scheint. Über Verschwörungstheorien*. Berlin: Edition Suhrkamp.
- Decker, Oliver & Brähler, Elmar (Hrsg.) (2020). *Autoritäre Dynamiken: Alte Ressentiments – neue Radikalität/Leipziger Autoritarismus Studie 2020*. Gießen: Psychosozial-Verlag.
- Freeman, Daniel; Waite, Felicity; Rosebrock, Laina; Petit, Ariane; Causier, Chiara; East, Anna; Jenner, Lucy; Teale, Ashley-Louise; Carr, Lydia; Mulhall, Sophie; Bold, Emily & Lambe, Sinéad (2020). Coronavirus conspiracy beliefs, mistrust, and compliance with government guidelines in England. *Psychol Med*, S. 1–13. <https://doi.org/10.1017/S0033291720001890>
- Güllner, Manfred (2013). *Nichtwähler in Deutschland*. Berlin: Friedrich-Ebert-Stiftung.

- Hambauer, Verena & Mays, Anja (2018). Wer wählt die AfD? – Ein Vergleich der Sozialstruktur, politischen Einstellungen und Einstellungen zu Flüchtlingen zwischen AfD-WählerInnen und der WählerInnen der anderen Parteien. *Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft*, 12, S. 133–154.
- Heitmeyer, Wilhelm (2012). *Das entscherte Jahrzehnt. Deutsche Zustände Folge 10*. Berlin: Edition Suhrkamp.
- Hölig, Sascha & Hasebrink, Uwe (2020). *Reuters Institute Digital News Report 2020 – Ergebnisse für Deutschland*. Unter Mitarbeit von Julia Behre. Hamburg: Verlag Hans-Bredow-Institut.
- Kroll, Lars Eric; Schumann, Maria; Hoebel, Jens & Lampert, Thomas (2017). Regionale Unterschiede in der Gesundheit – Entwicklung eines sozioökonomischen Deprivationsindex für Deutschland. *Journal of Health Monitoring*, 2(2), S. 103–120. DOI 10.17886/RKI-GBE-2017-035.2
- Küpper, Beate (2017). Rechtspopulistische Einstellungen in Ost- und Westdeutschland. *Wissen schafft Demokratie (Schriftenreihe des Instituts für Demokratie und Zivilgesellschaft)*, 2, S. 90–103.
- Küpper, Beate; Berghan, Wilhelm; Zick, Andreas & Rump, Maike (2021). Volkes Stimme – antideмократische und populistische Einstellungen. In Andreas Zick & Beate Küpper (Hrsg.), *Die geforderte Mitte. Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2020/21* (S. 43–74). Bonn: Dietz-Verlag.
- Lange, Martin & Monscheuer, Ole (2021). Spreading the Disease. Protest in Times of Pandemics. Discussion Paper Nr. 21–009, 02/2021, ZEW Mannheim.
- Lengfeld, Holger & Clara Dilger (2018). Kulturelle und ökonomische Bedrohung. Eine Analyse der Ursachen der Parteiidentifikation mit der „Alternative für Deutschland“ mit dem Sozio-oekonomischen Panel 2016. *Zeitschrift für Soziologie*, 47(3), S. 181–199.
- Lipset, Seymour Martin & Rokkan, Stein (1967). *Party Systems and Voter Alignments. Cross-National Perspectives*. New York: Free Press.
- Mannewitz, Tom & Vollmann, Erik (2019). *Muster regionaler Demokratieunterstützung in Deutschland 2017*. Zugriff am 1. Juli 2021 unter [https://www.researchgate.net/publication/330514950\\_Muster\\_regionaler\\_Demokratieunterstützung\\_in\\_Deutschland\\_2017/citation/download](https://www.researchgate.net/publication/330514950_Muster_regionaler_Demokratieunterstützung_in_Deutschland_2017/citation/download).
- Meinefeld, Werner (1977). *Einstellung und soziales Handeln*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Mudde, Cas (2021). *Populism in Europe: An Illiberal Democratic Response to Undemocratic Liberalism (The Government and Opposition/Leonard Schapiro Lecture 2019)*. *Government and Opposition*, 56(4), S. 1–21. doi:10.1017/gov.2021.15
- Pickel, Susanne & Pickel, Gert (2006). *Politische Kultur- und Demokratieforschung. Grundbegriffe, Theorien, Methoden. Eine Einführung*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Pickel, Gert (2016). Empirische Befunde zur regionalen politischen Kultur. In Nikolaus Werz & Martin Koschkar (Hrsg.), *Regionale politische Kultur in Deutschland. Fallbeispiele und vergleichende Aspekte* (S. 45–74). Wiesbaden: Springer VS.
- Pickel, Susanne (2019). Die Wahl der AfD. Frustration, Deprivation, Angst oder Wertekonflikt? In Karl-Rudolf Korte & Jan Schoofs (Hrsg.), *Die Bundestagswahl 2017: Analysen der Wahl-, Parteien-, Kommunikations- und Regierungsforschung* (S. 145–175). Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Pickel, Gert, Pickel, Susanne & Yendell, Alexander (2020). Zersetzungspotenziale einer demokratischen politischen Kultur: Verschwörungstheorien und erodierender gesellschaftlicher Zusammenhalt? In Oliver Decker & Elmar Brähler (Hrsg.), *Autoritäre Dynamiken: Alte Ressentiments – neue Radikalität. Leipziger Autoritarismus Studie 2020*. Gießen: Psychosozial-Verlag.
- Pozo-Martin, Francisco; Cristea, Florin & El Bcheraoui, Charbel (2021). Rapid Review der Wirksamkeit nicht-pharmazeutischer Interventionen bei der Kontrolle der COVID-19-Pandemie. Zugriff am 30. September 2021 unter [https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Projekte\\_RKI/Rapid-Review-NPIs.pdf?\\_\\_blob=publicationFile](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Projekte_RKI/Rapid-Review-NPIs.pdf?__blob=publicationFile).

- Putnam, Robert D. (1993). *Making Democracy Work. Civic Traditions in Modern Italy*. New Jersey: Princeton University Press.
- Rees, Jonas H. & Lamberty, Pia (2019). Mitreißende Wahrheiten: Verschwörungsmythen als Gefahr für den gesellschaftlichen Zusammenhalt. In: Andreas Zick; Küpper Beate & Wilhelm Berghan (Hrsg.), *Verlorene Mitte – feindselige Zustände: Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018/19* (S. 203–222). Bonn: Dietz.
- Rees, Yann & Papendick, Michael (2021). Misstrauen gegenüber Medien zwischen Populismus, Rechtspopulismus und Rechtsextremismus. In Andreas Zick & Beate Küpper (Hrsg.), *Die geforderte Mitte Rechtsextreme und demokratiegefährdende Einstellungen in Deutschland 2020/21* (S. 123–129). Dietz-Verlag: Bonn.
- Reinecke, Jost (2012). *Wachstumsmodelle*. Mehring: Rainer Hampp Verlag.
- Reinecke, Jost (2014). *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. München: Oldenbourg Verlag.
- Reuband, Karl-Heinz (2021). Regionale AfD-Milieus und die Dynamik der Corona-Ausbreitung – Eine Analyse auf der Basis kreisfreier Städte und Landkreise in Sachsen. *MIP 2021*, 27(1), S. 1–14.
- Richter, Christoph & Bösch, Lukas (2017). *Demokratiefeerne Räume. Wahlkreisanalyse zur Bundestagswahl 2017*. Zugriff am 30. September 2021 unter: [https://www.idz-jena.de/fileadmin/user\\_upload/Demokratiefeerne\\_Raeume\\_AfD\\_Bundestagswahl\\_2017.pdf](https://www.idz-jena.de/fileadmin/user_upload/Demokratiefeerne_Raeume_AfD_Bundestagswahl_2017.pdf).
- Richter, Christoph & Salheiser, Axel (2021). Die Corona-Pandemie als Katalysator des Rechtsextremismus und Rechtspopulismus in Thüringen, Deutschland und Europa?. In Institut für Demokratie und Zivilgesellschaft (Hrsg.). *Wissen schafft Demokratie*. Band 9. Berlin: Amadeu Antonio Stiftung. S. 67–87.
- Richter, Christoph, Salheiser, Axel & Quent, Matthias (2021) (i.E.). Demokratie auf dem Rückzug? Die Ursachen der Wahlerfolge der AfD in Thüringen und zur Bundestagswahl 2017. In Heinz Ulrich Brinkmann & Karl-Heinz Reuband (Hrsg.), *Rechtspopulismus in Deutschland. Wahlverhalten in Zeiten politischer Polarisierung*. Wiesbaden: Springer VS.
- Rippl, Susanne & Christian Seipel (2018). Modernisierungsverlierer, Cultural Backlash, Postdemokratie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 70, S. 237–254.
- Schuler, Julia; Kiess, Johannes; Decker Oliver & Brähler, Elmar (2020). *Wahlpräferenz – Rechtsextremismus, Gewaltbereitschaft, Antisemitismus und Verschwörungsmentalität* Leipzig: ReDo. Zugriff am 30. September 2021 unter <http://home.uni-leipzig.de/decker/wahlpraeferenz.pdf>.
- Schwander, Hanna & Manow, Phillip (2017). It's not the economy, stupid! Explaining the electoral success of the German right-wing populist AfD. ETH Zürich/University of Zürich, Center for Comparative and International Studies (CIS): CIS Working Paper No. 94.
- Stöss, Richard (2010). *Rechtsextremismus im Wandel*. Berlin: Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Travaglino, Giovanni A. & Chanki Moon (2021). Compliance and Self-Reporting During the COVID-19 Pandemic: A Cross-Cultural Study of Trust and Self-Conscious Emotions in the United States, Italy, and South Korea. *Frontiers in Psychology* 12, doi: 10.3389/fpsyg.2021.565845
- Verkamp, Robert & Wegschaidner, Klaudia (2017). *Populäre Wahlen, Mobilisierung und Gegenmobilisierung der sozialen Milieus bei der Bundestagswahl 2017*. Zugriff am 30. September 2021 unter [https://www.bertelsmann-stiftung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/ZD\\_Populaere\\_Wahlen\\_Bundestagswahl\\_2017\\_01.pdf](https://www.bertelsmann-stiftung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/ZD_Populaere_Wahlen_Bundestagswahl_2017_01.pdf).
- Verkamp, Robert (2021). *Rechtsextreme Einstellungen der Wähler:innen vor der Bundestagswahl 2021*. Zugriff am 30. September 2021 unter [https://www.bertelsmann-stiftung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/ZD\\_Einwurf\\_1\\_2021.pdf](https://www.bertelsmann-stiftung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/ZD_Einwurf_1_2021.pdf).
- Wang, Jichuan & Wang, Xiaoqian (2020). *Structural equation modeling: applications using Mplus*. Wiley.
- Zick, Andreas; Küpper, Beate & Berghan, Wilhelm (Hrsg.). (2019). *Verlorene Mitte – feindselige Zustände: Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018/19*. Bonn: Dietz.

## Anhang

Tabelle 1: Modell 1: Zusammenhänge zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen (2017), soziostrukturellen Raummerkmalen und der Inzidenzentwicklung in der ersten Welle

	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Abstieg (S2)	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Abstieg (S2)	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Abstieg (S2)	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Abstieg (S2)
AFD BW 17	<b>-0,43***</b>	0,09	<b>0,15*</b>	<b>-0,30*</b>	<b>0,60***</b>	-0,09	<b>-0,33***</b>	<b>0,60***</b>	-0,08	-0,19	<b>0,44***</b>	-0,06
Ost-West				-0,16	<b>-0,64***</b>	<b>0,30**</b>	0,08	<b>-0,53***</b>	0,17	0,01	<b>-0,30*</b>	0,03
Sozök.							<b>-0,38***</b>	<b>-0,21*</b>	<b>0,20*</b>	<b>-0,32</b>	<b>-0,34***</b>	<b>0,35***</b>
Deprivation										0,08	0,09	<b>-0,19*</b>
Geschlecht (weibl)										<b>-0,23*</b>	-0,07	<b>0,28*</b>
Durchschnitt- alter										0,01	<b>-0,15*</b>	<b>0,26***</b>
Bevölkerungs- dichte							0,06	<b>-0,28***</b>	0,17*			
Bildung										-0,13	0,00	0,17
Ausländer- anteil										0,08	-0,02	<b>-0,11*</b>
Grenz- region												
N	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401
R <sup>2</sup>	0,19	0,01	0,02	0,20	0,17	0,06	0,29	0,20	0,08	0,32	0,28	0,20

Datenquelle: Bundeswahlleiter, Risklayer/Tagesspiegel, Regionalstatistik. Signifikanz: \* p < 0,05 'signifikant'; \*\* p < 0,01 'hoch-signifikant'; \*\*\*p < 0,001 'höchstsignifikant'; abhängige Variable: 7-Tage-Inzidenz (log)

Tabelle 2: Modell 1: Zusammenhänge zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen (2017), soziostrukturellen Raummerkmalen und der Inzidenzentwicklung in der zweiten Welle

	Modellstufe P1				Modellstufe P2			
	<u>Intercept</u> <u>(I1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S2)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S3)</u>	<u>Intercept</u> <u>(I1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S2)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S3)</u>
AfD BW 17	<b>-0,34</b>	<b>0,34***</b>	<b>0,59***</b>	0,11	<b>-0,34***</b>	<b>0,34***</b>	<b>0,59***</b>	0,11
Ost-West					<b>-0,42***</b>	<b>-0,22*</b>	0,05	<b>0,56***</b>
Sozök.								
Deprivation								
Geschlecht (weibl)								
Durchschnitts- alter								
Bevölkerungs- dichte								
Bildung								
Ausländer- anteil								
Grenzregion								
N	401	401	401	401	401	401	401	401
R <sup>2</sup>	0,18	0,12	0,35	0,01	0,18	0,13	0,36	0,13

	Modellstufe P3				Modellstufe P4			
	<u>Intercept</u> <u>(I1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S2)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S3)</u>	<u>Intercept</u> <u>(I1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S1)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S2)</u>	<u>Anstieg</u> <u>(S3)</u>
AfD BW 17	-0,03	<b>0,52***</b>	<b>0,56***</b>	<b>-0,33***</b>	0,16	<b>0,37***</b>	<b>0,52***</b>	<b>-0,41***</b>
Ost-West	-0,18	<b>-0,32</b>	0,11	<b>0,44***</b>	<b>-0,25*</b>	-0,18	0,06	<b>0,44***</b>
Sozök.	<b>-0,37***</b>	0,15	-0,08	<b>0,19*</b>	-0,09	-0,01	<b>-0,18*</b>	0,10
Deprivation								
Geschlecht (weibl)					-0,01	0,07	0,03	-0,03
Durchschnitts- alter					<b>-0,26**</b>	0,13	0,14	0,18
Bevölkerungs- dichte					<b>0,25***</b>	<b>-0,25***</b>	0,05	-0,08
Bildung					0,07	-0,10	-0,03	0,01
Ausländer- anteil					0,12	0,08	-0,09	-0,02
Grenzregion					0,03	-0,01	-0,08	-0,07
N	401	401	401	401	401	401	401	401
R <sup>2</sup>	0,27	0,15	0,37	0,16	0,47	0,22	0,39	0,19

Datenquelle: Bundeswahlleiter, Risklayer/Tagesspiegel, Regionalstatistik. Signifikanz: \* p < 0,05 'signifikant'; \*\* p < 0,01 'hoch signifikant'; \*\*\*p < 0,001 'höchst signifikant'). Abhängige Variable: 7-Tage-Inzidenz (log).