

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

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

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Verlag Barbara Budrich

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Richter, C., Wächter, M., Reinecke, J., Salheiser, A., Quent, M., & Wjst, M. (2021). Politische Raumkultur als Verstärker der Corona-Pandemie? Einflussfaktoren auf die regionale Inzidenzentwicklung in Deutschland in der ersten und zweiten Pandemiewelle 2020. *ZRex - Zeitschrift für Rechtsextremismusforschung*, 1(2), 1-39. <https://doi.org/10.3224/zrex.v1i2.01A>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>

### Terms of use:

This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by/4.0>

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

## Erweiterte Fassung<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

1 Eine gekürzte Version dieses Beitrags ist erschienen in: ZRex – Zeitschrift für Rechtsextremismusforschung, Jg. 1, Heft 2/2021, S. 191–211, online verfügbar unter <https://doi.org/10.3224/zrex.v1i2.01>.

effects on 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

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.

Städten<sup>5</sup> sowie zahlreiche Merkmale sozioökonomischer, 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 demokratieskeptische 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, Einschränkungen in der Mobilitäts- und Interaktionsdichte etc.) kann für die gegenwärtige Corona-Pandemie durch Studien als belegt gelten (Pozo-Martin et al. 2021; Flaxman et al. 2020;

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.

Wjst 2020). 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> Zusätzlich setzt verantwortungsbewusstes Verhalten umfängliches Wissen über die Gefahren, Verbreitungswege und Schutzmöglichkeiten gegenüber dem Virus voraus (Parmet/Paul 2020). Neben den Anforderungen an die politische, mediale und wissenschaftliche Kommunikation bedarf es eines geteilten Verständnisses aufseiten der Rezipient:innen über die Genese und Legitimität rationaler und evidenzbasierter Wissenssysteme als Handlungsgrundlage.

## 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 in der Forschungsliteratur 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 auch davon abhängen, wie stark das Vertrauen zwischen den Menschen und zu Institutionen ausgeprägt ist (Nyenswah et al. 2014; Morse et al. 2016; Blair et al. 2017). Es ist also zunächst zu fragen, welche politischen Einstellungsmuster und Artikulationsformen das Institutionsvertrauen, die Bereitschaft solidarischer Kooperation und Akzeptanz rationaler, wissenschaftsbasierter Wissens- und Handlungssysteme beeinflussen und darüber auch 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 auch eine offene Gegnerschaft – ein markantes Kennzeichen (Stöss 2010). Die der *Verschwörungsideologie* inhärente manichäische Unterteilung der Welt in „Gut vs. Böse“ (Butter 2018) fördert Eliten- und Institutionsskepsis, die

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). Populismus (Bergmann/Butter 2020), Rechtspopulismus (Rees/Lamberty: 2019) und Verschwörungsideologien sind ebenfalls inhaltlich und empirisch eng miteinander assoziiert.

Affinität zu radikal rechten Ideologien (Rees/Lamberty: 2019). Empirisch sind diese Einstellungsmuster positiv mit Institutionsmisstrauen korreliert.<sup>8</sup> Dieses wiederum ist besonders bei denjenigen, die die Maßnahmen ablehnen bzw. die Gefahr des Virus relativieren, signifikant stärker ausgeprägt (Lange/Monscheuer 2021). In der Konsequenz zeigen Anhänger:innen von Verschwörungsideologien (Betsch 2021; Freeman et al. 2020) sowie Anhänger:innen der radikal rechten AfD mehrheitlich signifikant geringere Bereitschaft zur 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, 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 sachbezogener Kritik an konkretem politischem Handeln abgrenzbar, auch wenn sie häufig darauf aufbauen. Das Einfordern nativistischer Vorrechte und die Ablehnung von Pluralität, die Merkmale radikal rechter Einstellungen sind, sind deutlich mit kritischen Haltungen zu demokratischen Institutionen bis hin zur Ablehnung der Demokratie als Herrschaftsform verbunden (Pickel/Pickel/Yendell 2020: 103f.). In Bezug auf unsere Fragestellung argumentieren wir, dass die Ideologien der radikalen Rechten auf unterschiedliche und dennoch grundsätzliche Weise im Widerspruch zu demokratischen Institutionen und Normen stehen.<sup>9</sup>

### 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 verschwörungsauffine und maßnahmenkritische Positionen mit Bezug auf Corona

8 Für Verschwörungsideologie vgl. Rees/Lamberty (2019); Eberl/Huber/Greussing (2020) und Spöri/Eichhorn (2021). 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 Gerichte (Decker/Brähler 2020). Demokratiemisstrauen kann als eine Dimension rechtspopulistischer Einstellungen betrachtet werden (Zick/Küpper/Berghan 2019:180ff).

9 Ausgehend vom obigen Rechtsextremismusbegriff ist der Konflikt zum demokratischen System offensichtlich. Auch dort, wo direkte Referenzen auf den historischen Nationalsozialismus und Faschismus vermieden werden, sind rechtsextreme Ideologien und ihre parteipolitische Programmatik von Antipluralismus und Antiparlamentarismus geprägt, die im grundsätzlichen Widerspruch zum demokratischen System stehen (Ignazi 1992:12). Mit dem Aufstieg und der Verbreitung des Rechtspopulismus ändert sich das Verhältnis der radikalen Rechten zum demokratischen System in Teilen. Rechtspopulistische Demokratiekonzeptionen befürworten i.d.R. grundlegende demokratische Prinzipien, bspw. das Mehrheitswahlrecht, stehen aber in ihrem Majoritarismus (Priorisierung des „Mehrheitswillens“ gegenüber dem von Minderheiten), im Unmittelbarkeitsanspruch (die unmittelbare und unbedingte Repräsentation des „Volkswillens“) und Antipluralismus (Negation der gesellschaftlichen Vielfalt) (Müller 2016; Caramani 2017; Steiner/Landwehr 2018) in Konflikt zu wesentlichen Prinzipien liberaler Demokratien.

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>10</sup> Empirische Studien belegen allerdings, dass AfD-Wähler:innen mehrheitlich rechtspopulistische, häufig auch rechtsextreme Positionen vertreten.<sup>11</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>12</sup> und sind seltener bereit, sich daran zu halten.<sup>13</sup>

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>14</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 Demokratieskep-

10 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).

11 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).

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

13 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>.

14 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>.

sis 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/Wegschaider 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>15</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 Bezüge zum Institutionsvertrauen unter Nichtwählenden (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<sup>16</sup> 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.

15 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.

16 Das Konzept geht zurück auf Almond und Verba (1965), die annahmen, dass politische Strukturen immer in kulturelle Wertorientierungsmuster eingebettet sind, die ausschlaggebend für deren Persistenz sind.

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 ebenfalls Studien, die den Zusammenhang zwischen niedriger Maßnahmenakzeptanz und dem Institutionsmisstrauen (Travaglino/Moon 2021) und der Verschwörungsaффinität (Freeman et al. 2020; Eberl/Huber/Greussing 2020 für beide Aspekte) aufzeigen. Die Wahl radikal rechter Parteien geht nach zahlreichen Studien mit einer geringen Akzeptanz der Corona-Maßnahmen einher (Barbieri/Bonini 2020; Ajzenman/Cavalcanti/Da Mata 2020; Clinton/Lapinski/Trussler 2020; Gollwitzer et al. 2020). Eine europaweite Studie zeigt zudem, dass parteipolitische Polarisierung und Populismus positiv mit steigenden COVID-19-Sterberaten assoziiert sind (Charron et al. 2020). Auch für Deutschland konnten erste Zusammenhänge zwischen der AfD-Wahl und steigenden Inzidenzzahlen nachgewiesen werden.<sup>17</sup> 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 vorausgegangenen 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:

17 Lange und Monscheur (2021) konnten positive Korrelationen zwischen AfD-Stimmenanteilen zur Europawahl 2019 und dem Inzidenzgeschehen für Teile der zweiten Welle bestätigen. Für das Bundesland Sachsen zeigte Reuband (2021), dass ein zeitweiliger Zusammenhang zwischen der Höhe der AfD-Stimmenanteile und den Inzidenzen vorlag.

*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

Im Abschnitt werden kurz die verwendeten Daten vorgestellt. Eine tabellarische Übersicht der Merkmale mit Beschreibung und Quellenangaben befindet sich in Anhang (Tabelle 7).

#### 3.1.1 Abhängige Variable: 7-Tagesinzidenz

Zur Messung des Infektionsgeschehens im Zeitverlauf zogen wir die sogenannte 7-Tagesinzidenz heran, die die Summe der Neuinfektionen einer Kalenderwoche je 100.000 Einwohner:innen eines Landkreises oder einer kreisfreien Stadt wiedergibt. Wir nutzten die Daten des gemeinsamen Datenerfassungsprojektes der Firma Risklayer<sup>18</sup>, dem Center for Disaster Management and Risk Reduction Technology am Karlsruher Institut für Technologie (KIT)<sup>19</sup> und dem Innovation Lab des Tagesspiegels<sup>20</sup>. Die exponentielle Verteilung

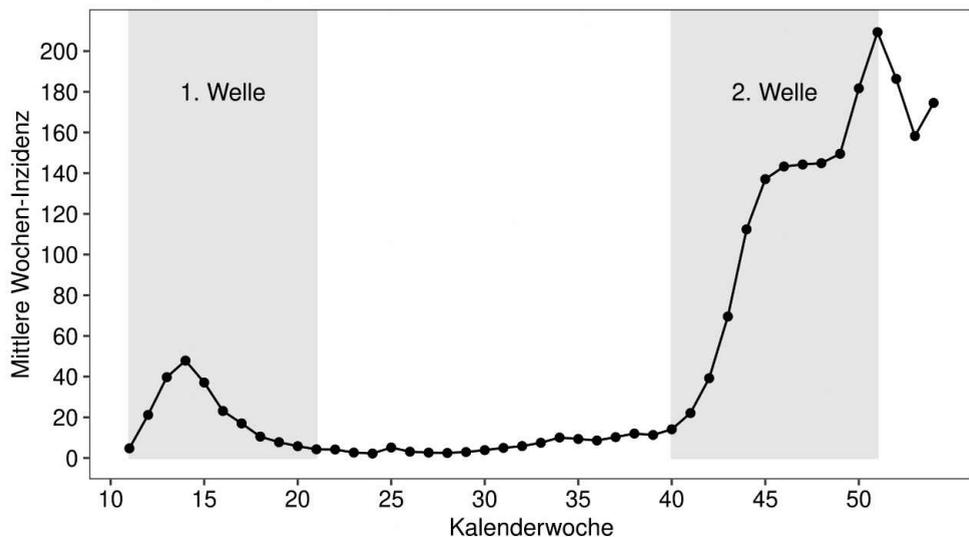
18 Zugriff am 1. Juli 2021 unter <https://www.risklayer-explorer.com/event/100/detail>.

19 Zugriff am 1. Juli 2021 unter [https://www.cedim.kit.edu/english/168\\_329.php](https://www.cedim.kit.edu/english/168_329.php).

20 Zugriff am 1. Juli 2021 unter <https://interaktiv.tagesspiegel.de/>.

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. Eine ausführlichere Vorstellung und Diskussion der Infektionsdaten und ihrer Güte kann im Online-Appendix nachvollzogen werden (siehe Anhang, Teil A).

Abb. 1: Bundesweite Inzidenzmittelwerte im Zeitverlauf 2020



### 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* (GSID), der bildungsbedingte Arbeitsmarktchancen, Einkommensunterschiede und die

Erwerbsstruktur kontrolliert (Kroll et al. 2017), auf der *soziodemografischen Dimension* die Alters- und Geschlechtsstruktur, Bevölkerungsdichte, Bildung<sup>21</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 prüfen wir, inwiefern weitere Merkmale Einfluss auf den Zusammenhang zwischen AfD-Wahl und Inzidenzentwicklung haben. Insgesamt 28 zusätzliche Indikatoren wurden dafür jeweils einzeln in das bestehende Modell (AfD-Anteile plus die o.g. Standard-Kontrollvariablen) rotiert und als separate Modelle berechnet. 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), zur Gesundheit (Ärzte je Einw., Lebenserwartung, Pflegebedürftige), zu Arbeitsmarktsektoren (Beschäftigtenquote, Sekundärer Sektor, Beschäftigte in der Produktion und die Homeofficequote) sowie zu Haushalten und Wohnen (Wohnfläche, Haushalte mit Kindern und Haushaltgröße).

Eine ausführlichere Beschreibung der Daten und der Datenquellen befindet sich im Online-Appendix (siehe Anhang, Teil B).

### 3.2 Latente Wachstumsmodelle

Zur Modellierung der Veränderungen in den wöchentlichen Corona-Inzidenzen haben wir latente Wachstumskurvenmodelle berechnet. 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. Latente Wachstumsmodelle lassen sich auf verschiedene Arten variieren, um eine möglichst optimale Modellierung der empirischen Datenbasis zu erreichen.

Eine ausführliche Beschreibung der statistischen Grundlagen der Modelle und der unterschiedlichen Anwendungsvarianten befindet sich im Online-Appendix (siehe Anhang, Teil C; für weitere Informationen zu Strukturgleichungsmodellen im Allgemeinen siehe Reinecke (2014) und Wang & Wang (2020), für detaillierte Darstellungen des grundlegenden latenten Wachstumsmodells sowie der in diesem Artikel verwendeten Varianten siehe Reinecke (2012).

21 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.

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

Die Restriktionen der Faktorladungen für die beiden Grundmodelle sind in Tabelle 1 wiedergegeben. Bei dem Modell 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 11–14 die Anstiegsphase (S1) und die Kalenderwochen ab KW 14–21 die Abstiegsphase (S2) des Inzidenzverlaufs. Das Modell für die zweite Welle kombiniert 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.

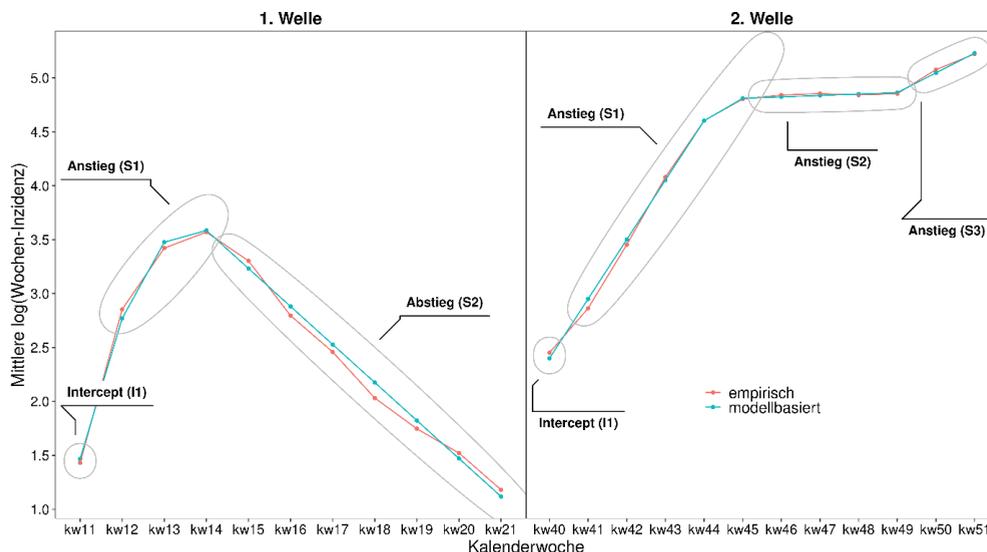
Tabelle 1: Faktorladungen

KW	1. Welle				KW	2. Welle			
	Intercept	Anstieg	Abstieg			Intercept	1. Anstieg	2. Anstieg	3. Anstieg
11	1	0	0	0	40	1	0	0	0
12	1	1	1	0	41	1	1	0	0
13	1	2	4	0	42	1	2	0	0
14	1	3	9	0	43	1	3	0	0
15	1	3	9	1	44	1	4	0	0
16	1	3	9	2	45	1	∧	0	0
17	1	3	9	3	46	1	∧	1	0
18	1	3	9	4	47	1	∧	2	0
19	1	3	9	5	48	1	∧	3	0
20	1	3	9	6	49	1	∧	4	0
21	1	3	9	7	50	1	∧	4	1
					51	1	∧	4	2

Die Zuordnung der einzelnen latenten Faktoren zu ihren entsprechenden Zeiträumen ist Abbildung 2 zu entnehmen. Die absoluten und relativen Fit-Indizes, die die Anpassung der Daten bewerten, sind als ausreichend gut einzuschätzen.<sup>22</sup> Zusätzlich zeigt der Vergleich der empirischen mit den modellimplizierten Mittelwerten des Inzidenzverlaufs aus Abbildung 2 eine relativ gute Datenanpassung auf.

22 Vgl. Tabelle 2 im Anhang.

Abb. 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 Modelvariationen 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 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 Inter-

cept 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 Einschränkungmaßnahmen 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 (S 1–3), 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. 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.

In Regionen mit niedrigeren Deprivationswerten steigt der Inzidenzwert in der Anstiegsphase (S1) stärker an (-0,34) und fällt in Regionen, die höhere Deprivationswerte aufweisen, langsamer (S2: 0,36). Die Variable „Ost-West“ zeigt, dass die Inzidenzwerte in den östlichen Kreisen in der ersten Welle – im Verhältnis zu den westlichen Kreisen – einen signifikant niedrigeren Anstieg (S1) aufwiesen (-0,30). Die soziodemografischen Variablen zeigen zu unterschiedlichen Phasen der ersten Welle ebenfalls verhältnismäßig hohe und signifikante Effekte auf. In Regionen mit niedrigerem Durchschnittsalter steigen die Infektionen schneller an und sinken langsamer. In Regionen, in denen viele Menschen leben, ist ebenfalls ein langsamerer Abstieg der Zahlen sichtbar und dort, wo höhere Bildungsmittelwerte existieren, steigen die Zahlen langsamer an und sinken schneller. Die Variable „Grenzregion“ zeigt, abgesehen von einem schwachen negativen Effekt auf S2, keine signifikanten Effekte (vgl. Tabelle 3, P4).

Tabelle 3: Modell 1: Zusammenhänge zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen (2017), soziostrukturellen Raummerkmalen und der Inzidenzentwicklung während der ersten Welle

	Modellstufe P1			Modellstufe P2			Modellstufe P3			Modellstufe P4		
	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. Depri- vation							<b>-0,38***</b>	<b>-0,21*</b>	<b>0,20*</b>	<b>-0,32</b>	<b>-0,34***</b>	<b>0,35***</b>
Geschlecht (weibl)										0,08	0,09	<b>-0,19*</b>
Durchschnitts- alter										<b>-0,23*</b>	-0,07	<b>0,28*</b>
Bevölkerungs- dichte										0,01	<b>-0,15*</b>	<b>0,26***</b>
Bildung										0,06	<b>-0,28***</b>	<b>0,17*</b>
Ausländer- anteil										-0,13	0,00	0,17
Grenzregion										0,08	-0,02	<b>-0,11*</b>
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 'höchst signifikant'). Abhängige Variable: 7-Tage-Inzidenz (log).

Tabelle 4: Modell 1: Zusammenhänge zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen (2017), soziostrukturellen Raummerkmalen und der Inzidenzentwicklung in der zweiten Welle

	<i>Modellstufe P1</i>				<i>Modellstufe P2</i>				<i>Modellstufe P3</i>				<i>Modellstufe P4</i>			
	<u>Intercept</u> (I1)	<u>Anstieg</u> (S1)	<u>Anstieg</u> (S2)	<u>Anstieg</u> (S3)	<u>Intercept</u> (I1)	<u>Anstieg</u> (S1)	<u>Anstieg</u> (S2)	<u>Anstieg</u> (S3)	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Anstieg (S2)	Anstieg (S3)	Intercept (I1)	Anstieg (S1)	Anstieg (S2)	Anstieg (S3)
<i>AfD BW 17</i>	<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	-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>
<i>Ost-West</i>					<b>-0,42***</b>	<b>-0,22*</b>	0,05	<b>0,56***</b>	-0,18	<b>-0,32</b>	0,11	<b>0,44***</b>	<b>-0,25*</b>	-0,18	0,06	<b>0,44***</b>
<i>Sozök. Deprivation</i>									<b>-0,37***</b>	0,15	-0,08	<b>0,19*</b>	-0,09	-0,01	-0,18*	0,10
<i>Geschlecht (weibl)</i>													-0,01	0,07	0,03	-0,03
<i>Durchschnitts- alter</i>													<b>-0,26**</b>	0,13	0,14	0,18
<i>Bevölkerungs- dichte</i>													<b>0,25***</b>	<b>-0,25***</b>	0,05	-0,08
<i>Bildung</i>													0,07	-0,10	-0,03	0,01
<i>Ausländer- anteil</i>													0,12	0,08	-0,09	-0,02
<i>Grenzregion</i>													0,03	-0,01	-0,08	-0,07
<i>N</i>	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401	401
<i>R<sup>2</sup></i>	0,18	0,12	0,35	0,01	0,18	0,13	0,36	0,13	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).

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

Analog zur ersten Welle zeigt die AfD-Variable auf dem Intercept keinen signifikanten Effekt (vgl. Tabelle 4, P4). Im Verlauf der zwei Anstiegsphasen finden sich dagegen signifikant positive Effekte (S1: 0,37 und S2: 0,52). Für S1 und S2 ist es wiederum die AfD-Variable, die im Verhältnis zu den anderen standardisierten Regressionskoeffizienten im Modell 4 die höchsten Werte aufzeigt. Dieser Trend zieht sich allerdings nicht durch die gesamte Anstiegsphase. In den drei Untersuchungswochen der letzten Anstiegsphase seit Dezemberbeginn zeigen sich sogar starke signifikant negative Effekte (S3: -0,41). 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.

Signifikante Effekte auf unterschiedliche Phase der zweiten Welle zeigen sich darüber hinaus bei der Ost-West-Variable, der sozioökonomischen Deprivation, dem Alter und der Bevölkerungsdichte. Der Anteil erklärter Varianz liegt für I1 bei 0,47, gefolgt von S1 (0,22), S2 (0,39) und S4 (0,19).

#### 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. In Abbildung 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.

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.

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

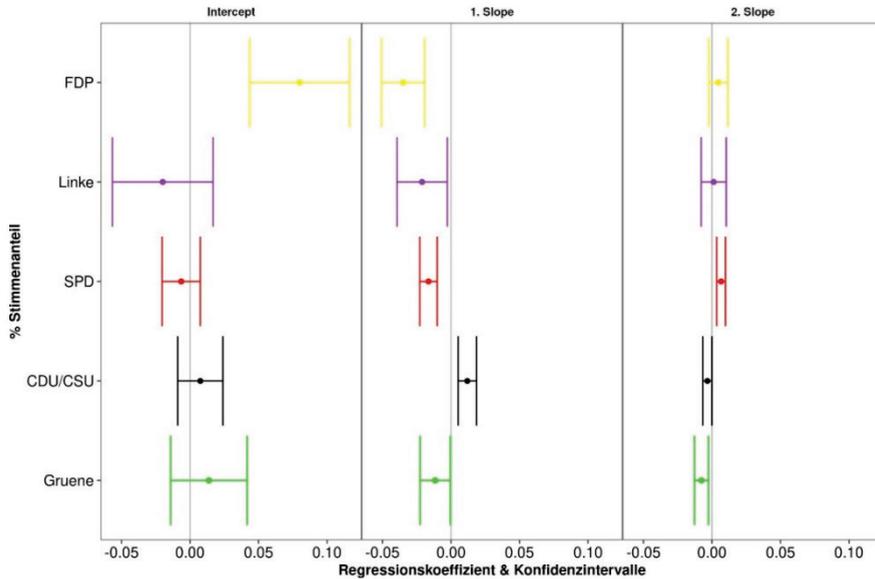
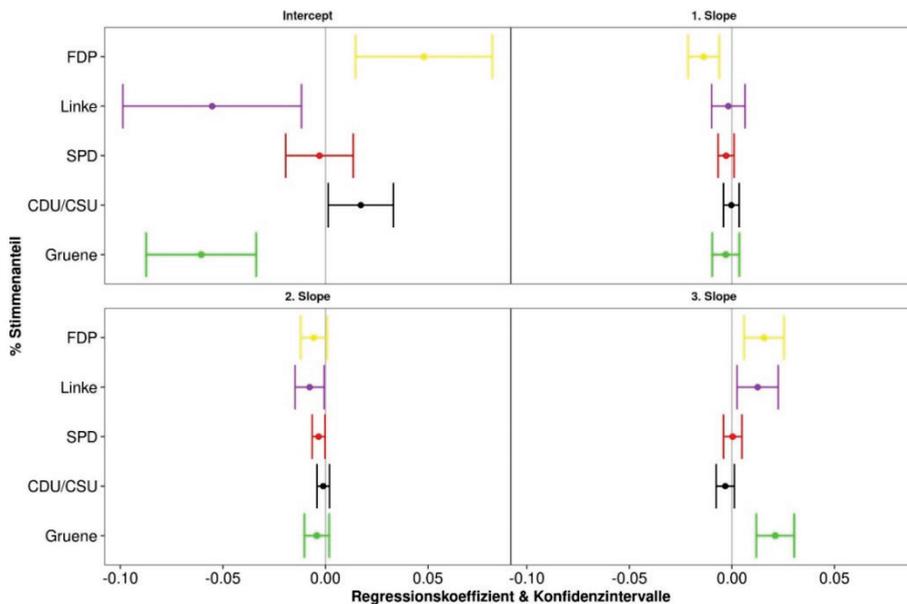


Abb. 4: Zusammenhänge zwischen den Zweitstimmenanteilen anderer Parteien zur Bundestagswahl 2017 und der Inzidenz während der zweiten Welle



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

Für die nachfolgende Beschreibung geben wir jeweils standardisierte Regressionskoeffizienten an.<sup>24</sup> Die grafische Darstellung bildet dagegen die unstandardisierten Koeffizienten und ihre Konfidenzintervalle ab. 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. Da die Konfidenzintervalle relativ hohe Spannweiten aufwiesen, haben wir die Standardfehler mittels Bootstrapping-Verfahrens berechnet.

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 auf die An- und Abstiegsphasen aus. Zur Bundestagswahl im Jahr 2013 haben die AfD-Zweitstimmen in der Bundestagswahl 2013 lediglich einen schwächeren positiven Effekt in der zweiten Welle, knapp unterhalb der Insignifikanz (S2: 0,12). Dagegen 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 Anstiegen der Inzidenzwerte 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 und, ähnlich wie zur Bundestagswahl 2013, positive Effekte in Welle 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

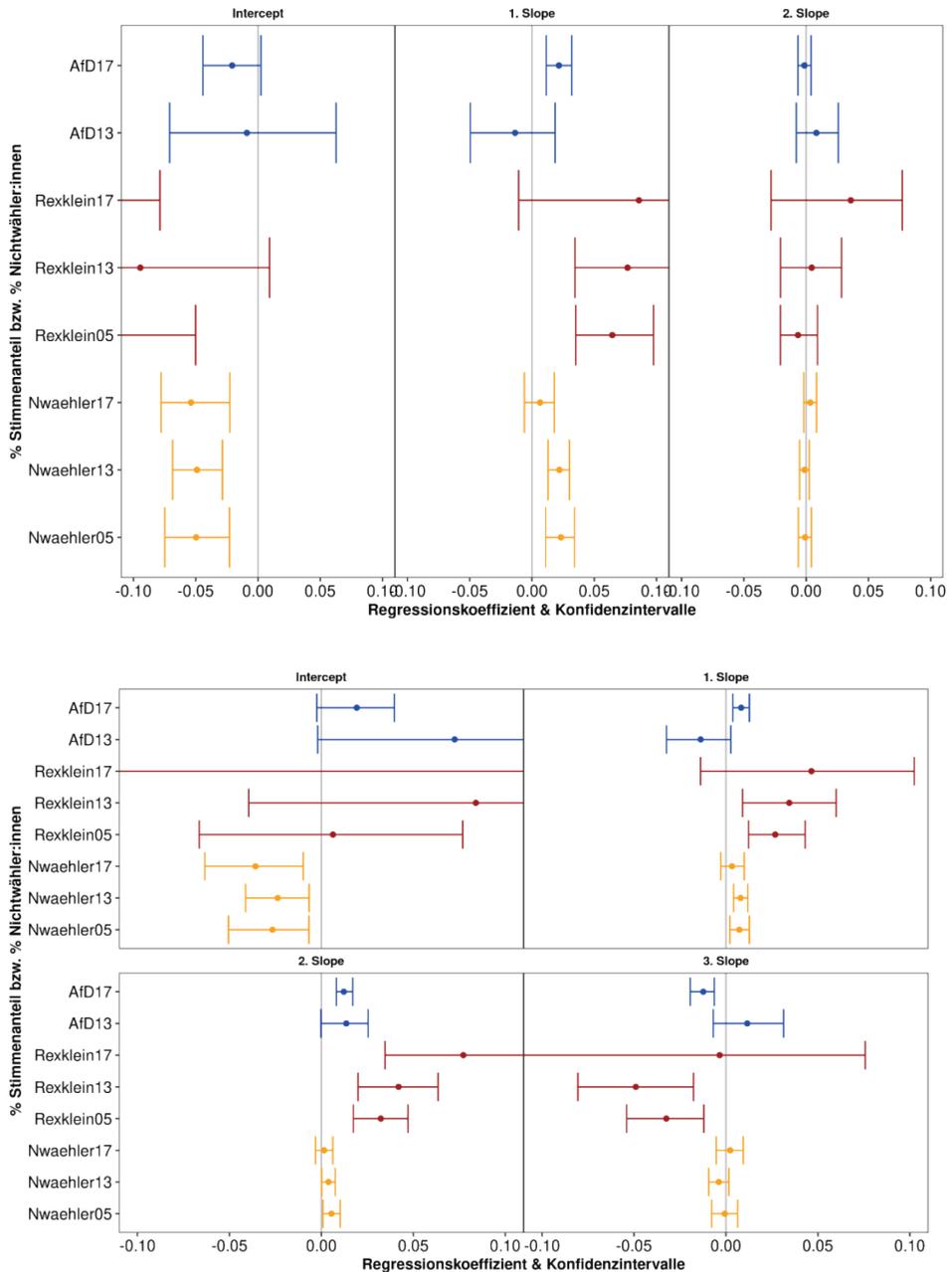
Im letzten Abschnitt testen wir die Stabilität des Zusammenhangs zwischen AfD-Zweitstimmenanteilen und Inzidenzanstiegen bei Berücksichtigung einer Vielzahl weiterer Drittvariablen, die mit dem Inzidenzgeschehen assoziiert sind (vgl. Datenbeschreibung Kapitel 3). Im Ergebnis zeigt sich, dass der Zusammenhang 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>

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

24 Aus Platzgründen haben wir hier auf die vollständige Ergebnistabelle verzichtet, vgl. hierzu Tabelle 5 im Anhang.

25 Zur Ergebnistabelle der Modelle vgl. Tabelle 7 im Anhang.

Abb. 5 & 6: Zusammenhänge zwischen den RWE-Parteien und Nichtwählendenanteilen zu den Bundestagswahlen 2005, 2013 und 2017 und der Inzidenzraten der ersten und zweiten Welle



## 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 umfänglicher 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 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. In der Tendenz kann die Kontinuitätshypothese dennoch als belegt angesehen werden, da sich zum einen die erwarteten positiven Effekte aus den Jahren 2005 und 2013 bestätigen ließen und zum anderen auch deutlich abgeschwächte bzw. nicht signifikante Effekte für die Bundestagswahl 2017 gezeigt werden konnten. Schlussendlich belegen die Robustheitstests, dass der analysierte Zusammenhang zwischen AfD-Stimmenanteilen und steigenden Inzidenzwerten auch gegen ein umfängliches Set weiterer Kontrollvariablen robust ist, die im Zusammenhang zur Inzidenzentwicklung stehen.

## 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 Nichtwähleranteile 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 handele 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 Nichtwähleranteile – 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).

Die Zusammenhänge zur Wahlbeteiligung zeigen, dass populistische Parteien der radikalen Rechten dort profitieren, wo die Nichtwähleranteile über längere Zeiträume ein höheres Maß an politischer und sozialer Entfremdung aufzeigten. Sie mobilisieren anti-elitäre Ressentiments und erhöhen die Wahlbeteiligung mit der Folge, dass sich die bestehenden gesellschaftlichen Polarisierungen und Entfremdungsdynamiken weiter verschärfen können. Es erscheint vor diesem Hintergrund notwendig, die Bemühungen zu verstärken, Nichtwähler in den demokratischen Diskurs zu integrieren. Die hohe soziale Spaltung in der Wahlbeteiligung in Deutschland (vgl. Schäfer 2015; Verkamp 2017; Richter/Bösch 2017) deutet darauf hin, dass das Appell zur demokratischen Partizipation nur dann erfolgreich sein kann, wenn substanzielle Konzepte zur materiellen und sozialen Integration Nichtwähler entwickelt werden.

Auch jenseits des inhaltlichen Hauptinteresses der Studie zeigen sich mit Blick auf die Drittvariablen interessante Zusammenhänge, die im Bezug zur öffentlichen Debatte um die Ursachen und Hintergründe der regional unterschiedlichen Ausbreitungsdynamiken stehen. Auf sozioökonomischer Ebene konnte die zentrale Rolle der räumlichen Deprivation gezeigt werden. Die Ergebnisse unseres Modells decken sich in wesentlichen Teilen mit den Befunden anderer Studien zur Bedeutung der Deprivation für die Inzidenzentwicklung beider Wellen (Wachtler et al. 2020; Hoebel et al. 2021). Die auf den ersten Blick widersprüchlich wirkenden Befunde, die besagen, dass die Infektionszahlen in sozioökonomisch besser gestellten Regionen stärker angestiegen waren, in der Abstiegsphase dagegen signifikant langsamer in Regionen mit hohen Deprivationswerten sanken, lassen sich möglicherweise folgendermaßen erklären: Das Pandemiegeschehen, das zu Beginn der ersten Welle

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>.

zunächst stark durch länderübergreifende Mobilität im Arbeits- und Freizeitkontext bestimmt war und aller Wahrscheinlichkeit nach häufiger in Regionen mit günstigeren sozioökonomischen Ausgangsbedingungen stattfinden konnte (ebd.), hatte sich aus diesen Regionen im weiteren Verlauf auf zahlreiche weitere Regionen, u.a. solche mit hohen Deprivationswerten, ausgedehnt, wo die Inzidenzen in der Folge deprivationsbedingt signifikant langsamer abnahmen. In der zweiten Welle deuten die wechselseitigen Effekte zwischen Deprivation und dem Ausländeranteil, die beide – im Gegensatz zum bivariaten Modell – unter Kontrolle aller Variablen (Modellstufe P4) keine signifikant positiven Effekte auf die Inzidenzentwicklungen aufweisen, auf einen möglichen Zusammenhang zwischen Deprivation und Staatsangehörigkeit hin. Die in zahlreichen internationalen Studien belegten überproportionalen Infektionsrisiken unter Ausländer:innen und Migrant:innen aufgrund sozioökonomischer Benachteiligungsstrukturen (OECD 2020) scheinen – das legen unsere Befunde zumindest nahe – auch für Deutschland eine Rolle zu spielen. Diese Zusammenhänge bedürfen allerdings tiefergehender empirischer Untersuchungen.

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 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, da die Datenlage in Bezug auf die individuelle Betroffenheit von Infektionen und korrespondierende individuelle Einstellungen und Hintergründe nach wie vor gering ist. Pauschale Aussagen, beispielsweise dass sich die Gesamtheit der AfD-Wähler:innen den Maßnahmen verweigern und damit das Infektionsgeschehen beschleunigen würde oder dass sämtliche maßnahmenkritischen Personen AfD-Wähler:innen seien, sind auf Grundlage unserer Befunde unzulässig. Was jedoch gezeigt werden konnte: In Regionen mit sehr hohen AfD-Stimmenanteilen existiert ein spezifisches politisches Raumklima der „Systemdistanz“, das dazu führt, dass die Infektionsanstiege während den Expansionsphasen beider Wellen deutlich stärker ausfielen als in Regionen mit vergleichsweise niedrigen AfD-Stimmenanteilen. Die Unterstützung der AfD ist damit auf der räumlichen Ebene als ein „Symptom für entsprechende Orientierungen“ und nicht zwangsläufig als direkte Ursache zu interpretieren (Reuband 2021). Allerdings ist aus anderen Studien bekannt, dass Wähler:innen radikaler 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 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.

## Literatur

- Ajzenman, Nicolás; Cavalcanti, Tiago & Da Mata, Daniel (2020). More Than Words: Leaders' Speech and Risky Behavior during a Pandemic. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3582908>
- 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, Eirikur & Butter, Michael (2020). Populism and Conspiracy Theories. Zugriff am 30. September 2021 unter [https://www.academia.edu/43770603/Populism\\_and\\_Conspiracy\\_Theories](https://www.academia.edu/43770603/Populism_and_Conspiracy_Theories)
- 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.
- Betsch, Cornelia (2021). Verschwörungen: Ergebnisse aus dem COVID-19 Snapshot Monitoring COSMO. Zugriff am 30. September 2021 unter <https://projekte.uni-erfurt.de/cosmo2020/web/topic/vertrauen-ablehnung-demos/30-verschwuerung/#korrelationen-von-covid-19-verschw%C3%B6rungstheorien-mit-anderen-variablen>.
- 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>
- Bollen, Kenneth A. & Curran, Patrick J. (2006). *Latent curve models: A structural equation approach*. New Jersey: Wiley.
- 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.
- Caramani, Daniele (2017). Will vs. reason: the populist and technocratic forms of political representation and their critique to party government. *American Political Science Review*, 111(1), S. 54–67. <https://doi.org/10.1017/S0003055416000538>.
- Charron, Nicholas; Lapuente, Victor & Rodriguez-Pose, Andrés (2020). Polarization and Populism Explain Excess Mortality for COVID-19 across European regions. QoG-Workingpaper 12/2020. QoG-Institut: Göteborg.
- Clinton, J.; Cohen, J.; Lapinski, J. & Trussler, M. (2020). Partisan pandemic. How partisanship and public health concerns affect individuals social mobility during COVID-19. *Science Advances*. Zugriff am 30. September 2021 unter <https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/33310734/>
- Decker, Oliver & Brähler, Elmar (Hrsg.) (2020). *Autoritäre Dynamiken: Alte Ressentiments – neue Radikalität/Leipziger Autoritarismus Studie 2020*. Gießen: Psychosozial-Verlag.
- Duncan, Terry E.; Duncan, Susann C.; Strycker, Lisa A.; Li, Fuzhong. & Alpert, Anthony (2006). *An introduction to latent variable growth curve modeling: Concepts, issues, and applications*. Mahwah: Lawrence Erlbaum.
- Eberl, Jakob-Moritz; Huber, Robert A. & Greussing, Esther (2020). From Populism to the 'Plandemic': Why populists believe in COVID-19 conspiracies. Preprint, SocArXiv Papers.

- Flaxman, Seth; Mishra, Swapnil; Gandy, Axel; Unwin, Juliette H.; Coupland, Helen & Mellan, Thomas A. et al (2020). Report 13: Estimating the Number of Infections and the Impact of Non-pharmaceutical Interventions on COVID-19 in 11 European Countries. London: Imperial College London. doi.org/10.25561/77731
- 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.
- Gollwitzer, Anton; Martel, Cameron; Brady, William .J.; Pärnamets, Philip; Freedman, Isaac G.; Knowles, Eric D. & Van Bavel, Jay J. (2020). Partisan differences in physical distancing are linked to health outcomes during the COVID-19 pandemic. *Nature Human Behaviour*, 4, S. 1186–1197. <https://doi.org/10.1038/s41562-020-00977-7>
- 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.
- Hoebel, Jens; Michalski, Niels; Wachtler, Benjamin; Diercke, Michaela; Neuhauser, Hannelore; Wieler, Lothar H. & Hövener, Claudia (2020). Sozioökonomische Unterschiede im Infektionsrisiko während der zweiten SARS-CoV-2-Welle in Deutschland. *Deutsches Ärzteblatt International* 2021. DOI: 10.3238/arztebl.m2021.0188
- 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 – antidemokratische 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-ökonomischen 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.
- Liang, Kung-Yee & Zeger, Scott L. (1986). Longitudinal data analysis using generalized linear models. *Biometrika*, 73, S. 13–22. <https://doi.org/10.1093/biomet/73.1.13>
- 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\\_Demokratieunterstutzung\\_in\\_Deutschland\\_2017/citation/download](https://www.researchgate.net/publication/330514950_Muster_regionaler_Demokratieunterstutzung_in_Deutschland_2017/citation/download).
- McArdle, J. J. & Epstein, David (1987). Latent growth curves within developmental structural equation models. *Child Development*, 58, S. 110–133.
- Meinefeld, Werner (1977). *Einstellung und soziales Handeln*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Meredith, William & Tisak, John (1990). Latent curve analysis. *Psychometrika*, 55, S. 107–122. <https://doi.org/10.1007/BF02294746>
- Morse, Ben; Grépin, Karen A.; Blair, Robert A. & Tsai, Lily (2016). Patterns of demand for non-Ebola health services during and after the Ebola outbreak: panel survey evidence from Monrovia, Liberia. *BMJ Global Health* 1. <https://doi.org/10.1136/bmjgh-2015-000007>
- 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
- Müller, Jan-Werner (2016). Was ist Populismus? Berlin: Suhrkamp.
- Nyenswah, Tolbert; Fahnbulleh, Miatta; Massaquoi, Moses; Nagbe Thomas; Bawo, Luke; Fallam, James Dohor; Kohar, Henry; Gasasira, Alex; Nabeth, Pierre; Yett, Sheldon; Gergonne, Bernadette; Casey, Sean; Espinosa, Benjamin; McCoy, Andrea; Feldman, Heinz; Hensley, Lisa; Baily, Mark; Fields, Barry, Lo, Terrence; Lindblade, Kim; Mott, Josh; Boulanger, Lucy, Christie, Athalia; Wang, Susan; Montgomery, Joel & Mahoney, Frank (2014). Ebola epidemic-Liberia, March-October 2014. *MMWR Morb Mortal Wkly Rep.* 2014, 63(46).
- OECD (2020). What is the impact of the COVID-19 pandemic on immigrants and their children? Zugriff am 30. September 2021 unter [https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=137\\_137245-8saheqv0k3&title=What-is-the-impact-of-the-COVID-19-pandemic-on-immigrants-and-their-children%3F](https://read.oecd-ilibrary.org/view/?ref=137_137245-8saheqv0k3&title=What-is-the-impact-of-the-COVID-19-pandemic-on-immigrants-and-their-children%3F).
- Parmet, Wendy E. & Paul, Jeremy (2020). COVID-19: The First Posttruth Pandemic. *American Journal of Public Health* 110, S. 945-946. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2020.305721>
- Pickel, Susanne & Pickel, Gert (2006). Politische Kultur- und Demokratieforschung. Grundbegriffe, Theorien, Methoden. Eine Einführung. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- 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.
- Rao, Radhakrishna C. (1958). Some statistical methods for comparison of growth curves. *Biometrics*, 14 (1), S.1-17. <https://doi.org/10.2307/2527726>
- Rees, Jonas H. & Lamberty, Pia (2019). Mitreißende Wahrheiten: Verschwörungsmymen als Gefahr für den gesellschaftlichen Zusammenhalt. In: Andreas Zick; Beate Küpper & Wilhelm Berghan (Hrsg.), *Verlorene Mitte – feindselige Zustände: Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018/19* (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). Demokratiefere Räume. Wahlkreisanalyse zur Bundestagswahl 2017. Zugriff am 30. September 2021 unter: [https://www.idz-jena.de/fileadmin/user\\_upload/Demokratiefere\\_Raeume\\_AfD\\_Bundestagswahl\\_2017.pdf](https://www.idz-jena.de/fileadmin/user_upload/Demokratiefere_Raeume_AfD_Bundestagswahl_2017.pdf).
- 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.
- 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.
- Rippl, Susanne & Christian Seipel (2018). Modernisierungsverlierer, Cultural Backlash, Postdemokratie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 70, S. 237–254. <https://doi.org/10.1007/s11577-018-0522-1>
- Schäfer, Armin (2015). Der Verlust politischer Gleichheit. Warum die sinkende Wahlbeteiligung der Demokratie schadet. *Schriften aus dem Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung Band 81*. Frankfurt a.M.
- 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/wahlpraferenz.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.
- Spöri, Tobias & Eichhorn, Jan (2021). WER GLAUBT AN CORONA-VERSCHWÖRUNGSMYTHEN? Der Einfluss von Soziodemographie, politischen Einstellungen und Werthaltungen in Deutschland. Zugriff am 30. September 2021 unter <https://dpart.org/wp-content/uploads/2021/03/Corona-Verschw%C3%B6rungsmythen-und-Wertevorstellungen-in-Deutschland.pdf>
- Stöss, Richard (2010). *Rechtsextremismus im Wandel*. Berlin: Friedrich-Ebert-Stiftung.
- Steiner, Nils D. & Landwehr, Claudia (2018). Populistische Demokratiekonzeptionen und die Wahl der AfD: Evidenz aus einer Panelstudie. *Politische Vierteljahrszeitschrift*, 59, S. 463–491. <https://doi.org/10.1007/s11615-018-0083-y>
- 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
- Tucker, Ledyard R. (1958). Determination of parameters of a functional relation by factor analysis. *Psychometrika*, 23(1), S. 19–23. <https://doi.org/10.1007/BF02288975>
- Verkamp, Robert & Wegschaider, 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).
- Wachtler, Benjamin; Michalski, Niels; Nowossadeck, Enno; Diercke, Michaela; Währendorf, Morten; Santos-Hövenner, Claudia; Lampert, Thomas & Hoebel, Jens (2020). *Sozioökonomische Un-*

- gleichheit im Infektionsrisiko mit SARS-CoV-2 – Erste Ergebnisse einer Analyse der Meldedaten für Deutschland. *Journal of Health Monitoring*, 5(S7). <https://doi.org/10.25646/7056>
- Wang, Jichuan & Wang, Xiaoqian (2020). *Structural equation modeling: applications using Mplus*. Wiley.
- Willett, John B. & Sayer, Aline G. (1994). Using covariance structure analysis to detect correlates and predictors of individual change over time. *Psychological Bulletin*, 116, S. 363–381. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.116.2.363>
- Wjst, Matthias (2021). Die frühe Phase der COVID-19-Pandemie in Bayern. CC BY-NC-ND 4.0 · DMW, 146(01). <https://doi.org/10.1055/a-1286-0212>
- Zick, Andreas; Küpper, Beate & Berghan, Wilhelm (Hrsg.). (2019). *Verlorene Mitte – feindselige Zustände: Rechtsextreme Einstellungen in Deutschland 2018/19*. Bonn: Dietz.

## Online-Appendix:

### A) Detailbeschreibung zur abhängigen Variable/7-Tagesinzidenz

Im Erfassungsprozess der Daten sind von der Feststellung einer Infektion bis zur zentralen Veröffentlichung eine ganze Reihe unterschiedlicher Institutionen involviert. Das kann gewisse Zeitverzögerungen und Fehleranfälligkeiten im Meldesystem der Infektionszahlen bedingen. Ein allgemeineres Problem mit der Verwendung der Infektionszahlen ist jedoch zunächst, dass die Daten nur einen Teil des tatsächlichen Infektionsgeschehens abbilden. Unterschiede in den Teststrategien und -kapazitäten<sup>27</sup> führen damit wahrscheinlich zu unterschiedlichen Aufklärungsraten der tatsächlichen Infektionszahlen. Da diese Faktoren zwischen den Bundesländern variieren können, kann ein Verzerrungseffekt zwischen Regionen nicht ausgeschlossen werden. Das ist bei der Interpretation räumlicher Unterschiede im Infektionsgeschehen zu berücksichtigen. Neben der zentralen Datenerhebung des Robert Koch-Instituts (RKI) existieren weitere Projekte, die an unterschiedlichen Stellen der Meldketten Daten erheben, systematisieren und veröffentlichen. Während das RKI auf die elektronische Übermittlung der Landesbehörden angewiesen ist, die das Infektionsaufkommen der einzelnen Gesundheitsämter gebündelt übermitteln, existieren andere Erhebungsformen, die direkt auf der Ebene der Gesundheitsämter Daten abfragen und zur Verfügung stellen. Durch die Unterschiede in den Meldeprozessen kommt es zu Abweichungen zwischen den Statistiken.<sup>28</sup> Wir haben uns – wie oben dargestellt – im Rahmen dieser Studie für die Verwendung der Daten des gemeinsamen Datenerfassungsprojektes der Firma Risklayer<sup>29</sup>, dem Center for Disaster Management and Risk Reduction Technology am Karlsruher Institut für Technology (KIT)<sup>30</sup> und dem Innovation Lab des Tagesspiegel<sup>31</sup> entschieden. Unabhängig von der Datenerfassungsmethode kommt es immer wieder zu nachträglichen Korrekturen der Fallzahlen, die durch unterschiedliche Fehler der dokumentierenden Behörden (bspw. fälschliche Kreisuordnung von Fällen, Änderungen der Erhebungs- und Meldekriterien u.a.)<sup>32</sup> entstehen können. Während sich Korrekturen nach oben bei der Berechnung der täglichen Neuinfektionsrate zeitversetzt automatisch ergänzen, stellt die Korrektur der Fallzahlen nach unten ein größeres Problem dar. Bei der Berechnung der Neuinfektionen berücksichtigen wir diese Effekte nicht, da uns die Informationen über die Gründe und genauen Zeitpunkte der Korrekturen fehlen und daher keine sinnvolle Anpassungsstrategie entwickelt werden kann, wie daraus resultierende Negativwerte bei den Neuinfektionen korrigiert werden können. Das kann dazu führen, dass für einzelne Kalenderwochen die Werte überschätzt werden, die sich aber im Regelfall in der darauffolgenden Woche dadurch korrigieren, dass dann die korrigierten Tageswerte der neuen Woche die Grundlage der Berechnung bilden. Derartige nachträgliche Korrekturen der Fallzahlen treten im Datensatz häufiger auf, bilden aber im Verhältnis zur Gesamtzahl an Werten

27 Vgl. u.a. Beitrag Ärzteblatt. Online unter: <https://www.aerzteblatt.de/archiv/214509/SARS-CoV-2-Flickenteppich-Teststrategien> [15.07.2021].

28 RKI: Hinweise zur Erfassung und Veröffentlichung von COVID-19-Fallzahlen. Online unter: [https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges\\_Coronavirus/Fallzahlen.html](https://www.rki.de/DE/Content/InfAZ/N/Neuartiges_Coronavirus/Fallzahlen.html) [01.07.2021].

29 <https://www.risklayer-explorer.com/event/100/detail> [01.07.2021].

30 [https://www.cedim.kit.edu/english/168\\_329.php](https://www.cedim.kit.edu/english/168_329.php) [01.07.2021].

31 <https://interaktiv.tagesspiegel.de/> [01.07.2021].

32 Eine ausführlichere Darstellung der Problematik findet sich unter: Tagesspiegel: „Woher kommen die Zahlen?“ Online unter: <https://interaktiv.tagesspiegel.de/lab/karte-sars-cov-2-in-deutschland-landkreise/> [01.07.2021].

einen Fehleranteil von 0,6%, der keine größeren systematischen Verzerrungseffekte für die Berechnungen erwarten lässt.

## B) Detailbeschreibung zu den unabhängigen Variablen: Herkunft, Verteilungen, Operationen

### Sozioökonomische Dimension

Wir haben uns auf der Ebene der sozioökonomischen Variablen für den sozioökonomischen Deprivationsindex (*German Socioeconomic Index of Deprivation*) *GSID* entschieden, da die Variablenkomposition zur Vorhersage gesundheitlicher Risiken durch regionale Verteilungsunterschiede ökonomischer und demografischer Indikatoren entwickelt wurde (Kroll et al. 2017). Gleichzeitig lässt sich über den Index die Anzahl von Kovariaten im Modell reduzieren, die wir in vorherigen Probedurchläufen mit den vier Variablen Haushaltseinkommen, Arbeitslosenquote, kommunale Verschuldung und BIP gemessen hatten. Mittels Faktorenanalyse ermittelten die Autor:innen drei Dimensionen von Deprivation, die die Dimensionen Bildung (Schulabgänger:innen ohne Abschluss, Beschäftigte mit (Fach-)Hochschulabschluss), Beruf (Arbeitslosigkeit, Bruttolohn, Beschäftigtenquote) und Einkommen (Schuldner:innenquote, Haushaltsnettoeinkommen, Steuereinnahmen) auf Kreisebene abbilden und gleichgewichtet in den Gesamtindex eingeflossen sind (ebd.). Wir nutzen den aktuellsten verfügbaren Datensatz mit Daten aus dem Jahr 2017 und verwenden den Gesamtindex (*GSID-Score*), in dem steigende Werte mit steigender räumlicher Deprivation assoziiert sind.

### Soziodemografische Dimension

Für die soziodemografischen Merkmale nutzen wir die Genesis-Datenbank der Regionalstatistik, die soziostrukturelle Merkmale mit unterschiedlicher regionaler Tiefe zur Verfügung stellt.<sup>33</sup>

**Alter:** Für die Variable „Alter“ nutzen wir das Durchschnittsalter der Bevölkerung zum Stichtag 31.12.2019 auf der regionalen Tiefe der Kreise und kreisfreien Städte.

**Bildung:** Grundlage sind die Daten zu „Absolventen/Abgänger allgemeinbildender Schulen nach Geschlecht und Abschlussarten“ auf Kreisebene aus dem Jahr 2018. Für die Berechnung des durchschnittlichen Bildungsmittelwertes eines Kreises haben wir die jeweiligen Anteile an verschiedenen Abschlüssen pro Kreis mit Gewichten entsprechend der Höhe des Abschlusses multipliziert und anschließend summiert. Das unterste Bildungslevel wurde dabei mit dem Gewicht 1 multipliziert, das nächst höhere mit dem Gewicht 2 usw.

**Geschlecht:** Wir verwenden die Daten „Bevölkerung nach Geschlecht und Altersgruppen zum Stichtag 31.12.2019“ auf Kreisebene. Die absolute Anzahl weiblicher und männlicher Bewohner:innen eines Kreises wurde anhand der Gesamtanzahl an Einwohner:innen zu Prozentwerten umgerechnet.

**Bevölkerungsdichte:** Die Bevölkerungsdichte berechnet sich aus der Anzahl gemeldeter Einwohner:innen eines Kreises im Verhältnis zur Fläche (km<sup>2</sup>), die wir zum Stand 2019 aus der Regionalstatistik bezogen haben.

33 <https://www.regionalstatistik.de/genesis/online/> [01.07.2021].

**Ausländeranteil:** Als „Ausländer“ werden nach der amtlichen Definition Personen ohne deutsche Staatsbürgerschaft bezeichnet. Grundlage der Berechnung des Ausländeranteils ist die Statistik „Bevölkerung nach Geschlecht, Nationalität und Altersgruppen zum Stichtag 31.12.2019“ auf Kreisebene. Die absoluten Zahlen wurden mittels der Gesamtbevölkerung eines Kreises zu prozentualen Werten umgerechnet.

**Grenzregion:** Alle Kreise, die eine anliegende Grenze zu einem der europäischen Nachbarländer aufweisen, wurden in einer binär kodierten Variable mit dem Wert „1“, alle ohne anliegende Grenze mit dem Wert „0“ kodiert.

Eine Kurzbeschreibung weiterer Variablen zur zusätzlichen Drittvariablenkontrolle sind Tabelle 7 zu entnehmen.

### C) Beschreibung der verwendeten LGM-Modelle

Um den Entwicklungsverlauf der Inzidenzwerte adäquat abbilden zu können, werden latente Wachstumsmodelle formuliert, die in verschiedenen Forschungsbereichen wie Biometrie (z.B. Rao 1958; Liang/Zeger 1986) und Psychometrie (z.B. Tucker 1958; McArdle/Epstein 1987) schon länger verbreitet sind. Latente Wachstumsmodelle lassen sich formal als Strukturgleichungsmodelle darstellen (vgl. Reinecke 2014). Meredith und Tisak (1990) verwenden hierzu den Begriff *latent curve analysis*, Bollen und Curran (2006) den Begriff *latent curve models*.

Die statistische Formalisierung von latenten Wachstumsmodellen erfolgt über die Formalisierung des konfirmatorischen Faktorenmodells, wobei über Restriktionen der Faktorenladungen spezifische Entwicklungsmuster abgebildet werden können. Diese Entwicklungen können sowohl linear als auch kurvilinear verlaufen (Reinecke 2012: 5f.). Im Folgenden wird zur formalen Beschreibung des Wachstumsmodells eine Differenzierung nach zwei Teilmodellen vorgenommen – einem Messmodell und einem Strukturmodell. In der allgemeinen Formulierung des Messmodells wird der  $p \times 1$  Vektor der wiederholten Beobachtungen ( $y$ ) als lineare Funktion ihrer (manifesten) Mittelwerte  $\tau_y$ , der  $m \times 1$  Vektor der latenten Variablen  $\eta$  und der  $p \times 1$  Vektor der Messfehler  $\varepsilon$  formalisiert. Die Beziehungen zwischen manifesten und latenten Variablen werden in der  $p \times m$  Faktorenladungsmatrix  $\Lambda_y$  festgelegt:

$$y_p = \tau_y + \Lambda_y \eta_m + \varepsilon_p \quad (1)$$

Die Messfehlervarianzen  $\varepsilon$  werden in der Diagonalmatrix  $\theta_\varepsilon$  spezifiziert. Zur Identifikation des Modells wird der Vektor der Mittelwerte von  $y$  auf Null fixiert ( $\tau_y = 0$ ). Im Strukturmodell wird der  $m \times 1$  Vektor der latenten Variablen  $\eta$  als Funktion ihrer (latenten) Mittelwerte  $\alpha$  und den Residualvariablen  $\zeta$  formuliert:

$$\eta_m = \alpha_m + \zeta_m \quad (2)$$

Die Varianzen und Kovarianzen von  $\zeta$  werden in der Matrix  $\Psi$  spezifiziert. Aus dem Mess- und Strukturmodell kann die Kovarianz- und Mittelwertstruktur der Population als Funktion der Modellparameter geschätzt werden. Konkret bedeutet dies, dass die Varianzen und Kovarianzen von  $y$  in der Matrix  $\Sigma$  mit der Größe  $p \times p$  Funktionen der Faktorenladungsmatrix  $\Lambda_y$ , der Varianzen und Kovarianzen in der Matrix  $\Psi$  und den Residualvarianzen in der Matrix  $\theta_\varepsilon$  sind:

$$\Sigma = \Lambda_y \Psi \Lambda_y' + \theta_\varepsilon \quad (3)$$

Der  $p \times 1$  Vektor der Populationsmittelwerte  $\mu$  lässt sich als Funktion des Vektors der  $m \times 1$  latenten Mittelwerte  $\alpha$  (gewichtet mit den Werten der Faktorenladungsmatrix  $\Lambda_y$ ) darstellen:

$$\mu_p = \Lambda_y \alpha_m \quad (4)$$

Für ein zweifaktorielles Wachstumsmodell kann folgende allgemeine Messgleichung formuliert werden (vgl. Meredith/Tisak 1990: 108; Willett/Sayer 1994: 369):

$$y_t = \lambda_{t1}\eta_1 + \lambda_{t2}\eta_2 + \varepsilon_t \quad (5)$$

Entsprechend ist für jede latente Variable  $\eta$  eine Strukturgleichung zu formulieren:

$$\eta_1 = \alpha_1 + \zeta_1 \quad (6)$$

$$\eta_2 = \alpha_2 + \zeta_2$$

Hierbei steht  $\eta_1$  für den Ausgangsstatus, der als *initial level factor* bzw. als *intercept factor* bezeichnet wird, während sich  $\eta_2$  auf die lineare Wachstumsrate, die als *linear growth factor* bzw. als *slope factor* bezeichnet wird, bezieht. Beide latenten Variablen werden in den Strukturgleichungen durch ihre Mittelwerte ( $\alpha_1$  und  $\alpha_2$ ) sowie durch ihre Residualgrößen ( $\zeta_1$  und  $\zeta_2$ ) beschrieben. Da  $\eta_1$  und  $\eta_2$  nicht durch exogene Variablen erklärt werden, können  $\zeta_1$  und  $\zeta_2$  als Abweichungen der latenten Variablen von ihren jeweiligen Mittelwerten interpretiert werden (vgl. Willett/Sayer 1994: 370). In der Matrix  $\Psi$  werden die Streuungen von  $\eta_1$  und  $\eta_2$  sowie deren Kovariation spezifiziert:

$$\Psi = \begin{pmatrix} \psi_{11} & \\ \psi_{21} & \psi_{22} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Entsprechend eines linearen Wachstums werden die Ladungen für  $\eta_1$  ( $\lambda_{11} \dots \lambda_{t1}$ ) auf den Wert 1.0 fixiert, so daß der Anfangsstatus für jedes Individuum über die Zeit eine Konstante ist. Die Ladungen für  $\eta_2$  können entsprechend eines linearen Wachstums restringiert werden. Die Faktorenladungen in der Matrix  $\Lambda_y$  werden folgendermaßen restringiert:

$$\Lambda_y = \begin{pmatrix} 1 & 0 \\ 1 & 1 \\ 1 & 2 \\ \vdots & \vdots \\ 1 & t-1 \end{pmatrix} \quad (8)$$

Durch weitere latente Variablen können auch nicht lineare Entwicklungsverläufe modelliert werden. In diesem Fall ist neben  $\eta_1$  als *intercept* und  $\eta_2$  als linearer *slope* die latente Variable  $\eta_3$  für einen nicht linearen Verlauf zu ergänzen. Die Gleichungen 5 und 6 lassen sich hierfür relativ einfach erweitern (vgl. auch Duncan et al. 2006: 20f.):

$$y_t = \lambda_{t1}\eta_1 + \lambda_{t2}\eta_2 + \lambda_{t3}\eta_3 + \varepsilon_t \quad (9)$$

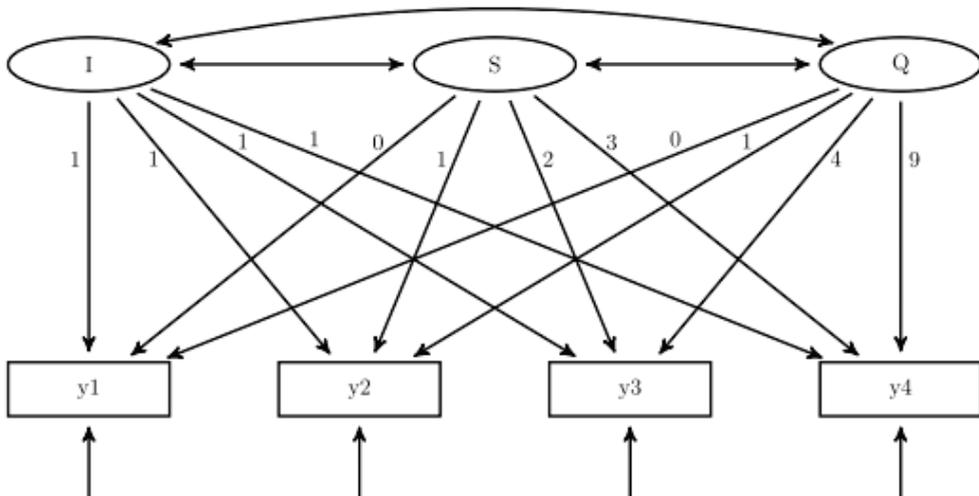
$$\begin{aligned}
 \eta_1 &= \alpha_1 + \zeta_1 \\
 \eta_2 &= \alpha_2 + \zeta_2 \\
 \eta_3 &= \alpha_3 + \zeta_3
 \end{aligned}
 \tag{10}$$

Alle drei latenten Variablen werden in den Strukturgleichungen durch ihre Mittelwerte ( $\alpha_1$  bis  $\alpha_3$ ) sowie durch ihre Residualgrößen ( $\zeta_1$  bis  $\zeta_3$ ) beschrieben. Die Faktorenladungen von  $\eta_3$  entsprechen bei einem nicht-linearen Verlauf den quadrierten Werten der Faktorenladungen von  $\eta_2$ . Die Matrix  $\Lambda_y$  wird daher folgendermaßen restringiert:

$$\Lambda_y = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 1 \\ 1 & 2 & 4 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & t-1 & (t-1)^2 \end{pmatrix}
 \tag{11}$$

Abbildung 7 zeigt ein quadratisches Wachstumsmodell für vier Messzeitpunkte. Für die Parametrisierung des Anstiegs und der Abflachung der Inzidenzzahlen aus der ersten Welle wird ein entsprechend spezifiziertes Wachstumsmodell verwendet (vgl. die Spezifikation bis Kalenderwoche 14 in Tabelle 1).

Abb. 7: Quadratisches Wachstumsmodell für 4 Messzeitpunkte



Werden längere Zeiträume betrachtet, können nicht lineare Entwicklungen über die Zeit mit dem sogenannten *piecewise linear trajectory model* formalisiert werden. Die Modellspezifikation enthält neben  $\eta_1$  als *intercept* zwei oder mehrere lineare *slopes* ( $\eta_2$  und  $\eta_3$ ). Diese Modellierung ist sinnvoll, wenn mindestens ein konkreter Übergangspunkt (*transition point*) im Entwicklungsverlauf identifiziert werden kann. Die erste lineare Trajektorie ( $\eta_2$ )

beschreibt dann den Verlauf bis zu diesem Übergangspunkt, die zweite Trajektorie ( $\eta_3$ ) den Verlauf ab diesem Übergangspunkt (vgl. Bollen/Curran 2006: 104). Werden zwei lineare Trajektorien angenommen, unterscheiden sich Meß- und Strukturgleichungen formal nicht vom quadratischen Wachstumsmodell (vgl. Gleichungen 9 und 10). Zur Parametrisierung der Matrix  $A_y$  werden hier sechs Meßzeitpunkte angenommen, was in der empirischen Umsetzung den Kalenderwochen entspricht (vgl. Tabelle 1). Wenn der Übergangspunkt beispielsweise beim dritten Messzeitpunkt ( $t_3$ ) liegt, dann können folgende Werte in der Matrix festgelegt werden:

$$A_y = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 \\ 1 & 2 & 0 \\ 1 & 2 & 1 \\ 1 & 2 & 2 \\ 1 & 2 & 3 \end{pmatrix} \quad (12)$$

Die zweite Spalte verdeutlicht den linearen Verlauf der ersten Trajektorie ( $\eta_2$ ) bis zum dritten Messzeitpunkt, für den weiteren Verlauf werden die Werte (2) konstant gehalten. Die dritte Spalte gibt den linearen Verlauf der zweiten Trajektorie ( $\eta_3$ ) wieder, die ab dem vierten Meßzeitpunkt einen zweiten linearen Verlauf annimmt. Für den Abstieg der Inzidenzzahlen aus der 1. Welle wird eine entsprechende Parametrisierung verwendet (vgl. die Spezifikation ab Kalenderwoche 14 in Tabelle 1).

Die verdeutlichte Formalisierung der latenten Wachstumsmodelle enthält bisher keine erklärenden Variablen. Die aufgestellten Hypothesen in Abschnitt 2.5 enthalten erklärende Variablen für den Entwicklungsverlauf der Inzidenzraten aus der ersten und zweiten Welle, die in den Wachstumsmodellen berücksichtigt werden können. Für die allgemeine Modellspezifikation bedeutet dies, dass sich Gleichung 2 durch einen Vektor von exogenen latenten Variablen  $\xi_n$  zu einem konditionalen Wachstumsmodell erweitern lässt:

$$\eta_m = \alpha_m + \Gamma_{\xi_n} + \zeta_m \quad (13)$$

Matrix  $\Gamma$  ( $m \times n$ ) enthält die Regressionskoeffizienten, die die Effekte der  $n \times 1$  exogenen Variablen  $\xi$  auf die  $m \times 1$  Variablen  $\eta$  des Wachstumsmodells anzeigen. Werden nur gemessene Variablen angenommen (z.B. Geschlecht), erübrigt sich die Spezifikation eines Messmodells für die latenten Variablen  $\xi$ . Folglich sind die latenten Variablen mit den jeweils gemessenen Variablen identisch. Eine Überprüfung von verschiedenen konditionalen Wachstumsmodellen erfolgt im kommenden Abschnitt D.

## D) Spezifikation der Modelle und Gütekriterien

Zur Parameterschätzung wurden getrennte latente Wachstumskurvenmodelle für die Inzidenzzahlen der beiden Infektionswellen spezifiziert. Die Spezifikation von Wachstumskurvenmodellen zeichnet sich primär durch die gewählte Fixierung der Faktorladungen in der  $\Lambda$ -Matrix aus. Aus diesem Grund sind die Faktorenladungen für beide Modelle in Tabelle 1 dargestellt.

Für die erste Welle haben wir uns für ein Modell entschieden, welches die Eigenschaften eines *piecewise linear trajectory models* (vgl. Reinecke 2012: 277) mit denen eines

Wachstumsmodells mit quadratischem Term kombiniert (vgl. ebd: 267). Der Anstieg der Inzidenzkurve wird von einem linearen und einem quadratischen Term abgebildet. Diese modellieren den Verlauf bis zum Übergangspunkt der Kurve in der 14. Kalenderwoche. Ab dieser Woche wird der Abfall der Inzidenzen bis hin zur 21. Kalenderwoche von einem zweiten linearen Term beschrieben. Die Zuordnung der einzelnen Faktoren zu ihren jeweiligen Zeitpunkten wird auch im linken Teil der Abbildung 2 für das Modell der ersten Welle noch einmal visuell dargestellt.

Der quadratische Term wird zur Beschreibung des Anstiegs benötigt, weil sich die Inzidenzkurve mit zunehmender Nähe zum Übergangspunkt in der 14. Kalenderwoche immer weiter abflacht. Unser Versuch, den Anstieg der ersten Welle allein mit einem linearen Term zu modellieren, führt zu deutlich schlechteren Werten in den globalen *Fit*-Indizes. Daher haben wir uns für die hier beschriebene Spezifikation des Modells entschieden. Inhaltlich ist der quadratische Term jedoch von keinem besonderen Interesse und besitzt darüber hinaus in dieser unkonditionalen Modellvariante keine von Null unterscheidbare signifikante Varianz. Aus diesem Grund wird der quadratische Term in den im folgenden Kapitel beschriebenen konditionalen Modellen auch nicht als abhängige Variable in deren Strukturparts genutzt. Inhaltlich sind hier lediglich der *Intercept*, der lineare Term zur Beschreibung des Anstiegs, sowie der zweite lineare Term zur Beschreibung des Abfalls der Kurve relevant.

Das Modell für die zweite Welle kombiniert erneut ein *piecewise linear trajectory model* mit einem sogenannten *unspecified latent growth model*. (Wang/Wang 2020: 210). Insgesamt haben wir den von uns betrachteten Zeitraum in drei Phasen unterteilt. Jede dieser Phasen wird von einem eigenen linearen Term beschrieben.

Der erste Anstieg der zweiten Welle wird von der 40. bis zur 45. Kalenderwoche von einem linearen Term modelliert. Wie in Abbildung 2 ersichtlich wird, sehen wir jedoch auch hier ein leichtes Abflachen der Inzidenzentwicklung vor der Plateau-Phase. Eine fehlende Berücksichtigung dieser Abflachung führt zu einem Modell mit deutlich niedrigeren globalen *Fit*-Indizes. Aus diesem Grund haben wir uns dazu entschieden, dass die Faktorladung für die 45. Kalenderwoche frei geschätzt und für alle folgenden Zeitpunkte auf den geschätzten Wert fixiert wird. Eine solche Spezifikation führt zu einem deutlich besseren *Fit* des Modells.

Anschließend wird der zweite Zeitraum, welcher von uns als Plateau-Phase bezeichnet wird, von einem zweiten linearen Term modelliert. Dieser bezieht sich auf die Zeit von der 46. bis zur 49. Kalenderwoche. Zuletzt folgt ein dritter linearer Term für den Zeitraum von der 50. bis zur 51. Kalenderwoche, kurz vor Weihnachten. In diesem Modell interessieren uns die Zusammenhänge der von uns gewählten Prädiktoren mit dem Intercept und allen drei von uns unterschiedenen Phasen der zweiten Welle.

Tabelle 2 stellt eine Reihe von *Fit*-Indizes für diese unkonditionalen Modellvarianten vor. Der *Comparative Fit Index* (CFI) und der *Tucker-Lewis Index* (TLI) wurden gemäß Wu et al. (2009) und Wu und West (2010) berechnet. Bei allen *Fit*-Indizes handelt es sich um sogenannte robuste Varianten. Die relativen *Fit*-Indizes (CFI und TLI) zeigen eine gute Passung der Modelle an, sowohl für die erste als auch für die zweite Welle. Alle Werte sind gleich oder liegen über dem oft gewählten Schwellenwert von 0.95. Weniger klar ist das Bild bei den absoluten *Fit*-Indizes, also *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA) und *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR). Im Falle des Modells der ersten Welle zeigt ein RMSEA-Wert von 0.10 eine eher große Diskrepanz zwischen Modell und Daten an. Für das Modell der zweiten Welle liegt der Wert auf der oftmals in

der Literatur genannten Schwelle von 0.08 und damit zwischen einer mittleren und großen Diskrepanz zwischen Modell und Daten (vgl. Reinecke 2012: 118). Der SRMR-Wert zeigt für das Modell der ersten Welle mit einem Wert von 0.08 eine mittlere bis größere Diskrepanz an, für das Modell der zweiten Welle eine geringe bis mittlere (SRMR=0.05).

Insgesamt beurteilen die relativen *Fit*-Indizes die Passung der Modelle deutlich positiver als die absoluten *Fit*-Indizes. Hierbei muss man allerdings berücksichtigen, dass die korrekte Berechnung des RMSEA-Wertes für den Kontext von latenten Wachstumsmodellen immer noch diskutiert wird (Lai 2019); die hier angegebenen Werte könnten durchaus als zu niedrig angesetzt werden. Zusätzlich ist zu bedenken, dass es sich hierbei um die unkonditionale Variante der Modelle handelt. Sie beinhaltet keine Prädiktoren für die latenten Variablen. Unsere Berechnungen zeigen jedoch, dass eine Ergänzung der unkonditionalen Modelle mit starken Prädiktoren noch einmal zu einer (zum Teil deutlichen) Verbesserung der absoluten *Fit*-Indizes führt. Die hier angegebenen Werte sollten also eher als untere Grenze der Anpassung des Modells an die Daten verstanden werden, welches keines der in den Kapiteln gezeigten Modelle unterschreitet. Die Modelle, auf denen die berichteten Ergebnisse basieren, zeigen zum Teil noch einmal einen klar besseren absoluten *Fit*. Weitere Analysen haben ebenfalls ergeben, dass keine weitere Verbesserung der *Fit*-Indizes erreicht wird, indem weitere Terme zum Modell hinzugefügt oder mehr Parameter frei geschätzt werden. Zuletzt zeigen visuelle Inspektionen der Unterschiede zwischen der empirischen und modellimplizierten Kovarianzmatrix sowie den empirischen und modellimplizierten Mittelwerten der beobachteten Variablen (siehe dazu auch Abbildung 2) zwar einzelne größere Abweichungen, jedoch keine strukturellen Unter- oder Überschätzungen. Unter Berücksichtigung all dieser Punkte sind wir zu dem Schluss gekommen, die hier beschriebenen Modelle als Grundlage für alle weiteren, in den Kapiteln genutzten Modelle zu wählen.

Tabelle 2: Fit-Indizes

**Fit-Indizes des LGM-Modells**

	1. Welle	2. Welle
$\chi^2$	226.27	214.64
p-Wert	0.00	0.00
CFI	0.97	0.98
TLI	0.95	0.97
RMSEA	0.10	0.08
SRMR	0.08	0.05

Tabelle 5: Kontinuitätsmodell

## Zweitstimmenanteile rechtsextremer Kleinparteien und der Nichtwählendenanteile der Bundestagswahlen 2005, 2013, 2017 und Kontrollvariablen

Welle	Phase	Partei / Nichtwähler	unstand. Regr.koef.	Stand. Beta-Koef.	P-Wert
Welle 1	Intercept (I1)	AfD 2013	-0,01	-0,02	0,798
Welle 1	Slope (S1)	AfD 2013	-0,01	-0,06	0,418
Welle 1	Slope (S2)	AfD 2013	0,01	0,07	0,310
Welle 1	Intercept (I1)	AfD 2017	-0,02	-0,19	0,072
Welle 1	Slope (S1)	AfD 2017	0,02	0,44	0,000
Welle 1	Slope (S2)	AfD 2017	0,00	-0,06	0,581
Welle 1	Intercept (I1)	Nichtwähler 2005	-0,05	-0,33	0,000
Welle 1	Slope (S1)	Nichtwähler 2005	0,02	0,32	0,000
Welle 1	Slope (S2)	Nichtwähler 2005	0,00	-0,02	0,761
Welle 1	Intercept (I1)	Nichtwähler 2013	-0,05	-0,42	0,000
Welle 1	Slope (S1)	Nichtwähler 2013	0,02	0,38	0,000
Welle 1	Slope (S2)	Nichtwähler 2013	0,00	-0,04	0,550
Welle 1	Intercept (I1)	Nichtwähler 2017	-0,05	-0,41	0,000
Welle 1	Slope (S1)	Nichtwähler 2017	0,01	0,10	0,296
Welle 1	Slope (S2)	Nichtwähler 2017	0,00	0,10	0,189
Welle 1	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2005	-0,10	-0,21	0,019
Welle 1	Slope (S1)	RWE-Parteien 2005	0,06	0,73	0,000
Welle 1	Slope (S2)	RWE-Parteien 2005	-0,01	-0,06	0,421
Welle 1	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2013	-0,09	-0,18	0,058
Welle 1	Slope (S1)	RWE-Parteien 2013	0,08	0,30	0,001
Welle 1	Slope (S2)	RWE-Parteien 2013	0,00	0,03	0,694
Welle 1	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2017	-0,30	-0,24	0,010
Welle 1	Slope (S1)	RWE-Parteien 2017	0,09	0,14	0,186
Welle 1	Slope (S2)	RWE-Parteien 2017	0,04	0,11	0,239
Welle 2	Intercept (I1)	AfD 2013	0,07	0,12	0,073
Welle 2	Slope (S1)	AfD 2013	-0,01	-0,13	0,128
Welle 2	Slope (S2)	AfD 2013	0,01	0,12	0,033
Welle 2	Slope (S3)	AfD 2013	0,01	0,08	0,254
Welle 2	Intercept (I1)	AfD 2017	0,02	0,16	0,065
Welle 2	Slope (S1)	AfD 2017	0,01	0,37	0,000
Welle 2	Slope (S2)	AfD 2017	0,01	0,52	0,000
Welle 2	Slope (S3)	AfD 2017	-0,01	-0,41	0,000
Welle 2	Intercept (I1)	Nichtwähler 2005	-0,03	-0,13	0,013
Welle 2	Slope (S1)	Nichtwähler 2005	0,01	0,20	0,005
Welle 2	Slope (S2)	Nichtwähler 2005	0,01	0,15	0,031
Welle 2	Slope (S3)	Nichtwähler 2005	0,00	-0,01	0,853
Welle 2	Intercept (I1)	Nichtwähler 2013	-0,02	-0,15	0,013
Welle 2	Slope (S1)	Nichtwähler 2013	0,01	0,28	0,000
Welle 2	Slope (S2)	Nichtwähler 2013	0,00	0,13	0,040
Welle 2	Slope (S3)	Nichtwähler 2013	0,00	-0,10	0,159
Welle 2	Intercept (I1)	Nichtwähler 2017	-0,04	-0,21	0,007
Welle 2	Slope (S1)	Nichtwähler 2017	0,00	0,10	0,257
Welle 2	Slope (S2)	Nichtwähler 2017	0,00	0,05	0,524
Welle 2	Slope (S3)	Nichtwähler 2017	0,00	0,05	0,517
Welle 2	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2005	0,01	0,01	0,865
Welle 2	Slope (S1)	RWE-Parteien 2005	0,03	0,28	0,000
Welle 2	Slope (S2)	RWE-Parteien 2005	0,03	0,32	0,000
Welle 2	Slope (S3)	RWE-Parteien 2005	-0,03	-0,25	0,001
Welle 2	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2013	0,08	0,12	0,157
Welle 2	Slope (S1)	RWE-Parteien 2013	0,03	0,28	0,003
Welle 2	Slope (S2)	RWE-Parteien 2013	0,04	0,32	0,000
Welle 2	Slope (S3)	RWE-Parteien 2013	-0,05	-0,29	0,004
Welle 2	Intercept (I1)	RWE-Parteien 2017	-0,16	-0,10	0,386
Welle 2	Slope (S1)	RWE-Parteien 2017	0,05	0,16	0,083
Welle 2	Slope (S2)	RWE-Parteien 2017	0,08	0,25	0,022
Welle 2	Slope (S3)	RWE-Parteien 2017	0,00	-0,01	0,958

Tabelle 6: Modell 4: Robustheitstests (erweiterte Drittvariablenkontrolle)

Ergebnisse von Modell 1 unter Einfluss jeweils einer der folgenden Variablen; gezeigt werden die standardisierten Regressionskoeffizienten des AfD-Einflusses auf die 7-Tagesinzidenz

Dimension	Variable	Welle 1			Welle 2			
		Intercept 1	Anstieg 1	Abstieg 1	Intercept 1	Anstieg 1	Anstieg 2	Anstieg 3
<b>Mobilität</b>								
	Gesamtwanderungssaldo	-0,17	0,41***	-0,04	0,17*	0,37***	0,52***	-0,41***
	Einpendler	-0,18	0,44***	-0,05	0,13	0,38***	0,53***	-0,40***
	Auspendler	-0,21	0,46***	-0,08	0,12	0,39***	0,52***	-0,39***
<b>Infrastruktur und Erreichbarkeit</b>								
	Autobahn	-0,19	0,44***	-0,07	0,14	0,39***	0,51***	-0,40***
	Flughafen	-0,18	0,44***	-0,05	0,17*	0,36***	0,53***	-0,43***
	Bahnhof	-0,19	0,42***	-0,06	0,14	0,37***	0,51***	-0,41***
	Oberzentren	-0,17	0,42***	-0,09	0,13	0,40***	0,50***	-0,35***
	Mittelzentren	-0,21	0,42***	-0,08	0,12	0,38***	0,47***	-0,36***
	Supermarkt	-0,22*	0,46***	-0,07	0,13	0,43***	0,49***	-0,40***
	Apotheke	-0,23*	0,45***	-0,04	0,15	0,42***	0,48***	-0,40***
<b>Kinder/Jugendliche</b>								
	Vorschulkinder	-0,18	0,45***	-0,07	0,15	0,37***	0,54***	-0,42***
	Grundschule	-0,26*	0,48***	-0,05	0,14	0,45***	0,48***	-0,44***
	Schüler	-0,14	0,40***	-0,04	0,16	0,38***	0,52***	-0,42***
<b>Kreisdynamik &amp; Lage</b>								
Bevölkerungs-entwicklung	Bevölkerungsprognose	-0,13	0,49***	-0,12	0,12	0,39***	0,57***	-0,39***
Entwicklung Arbeitsmarkt/Bevölkerung	wachsende / schrumpfende Kreise	-0,18	0,44***	-0,05	0,13	0,37***	0,56***	-0,38***
Lage	sehr zentral	-0,18	0,44***	-0,06	0,16	0,37***	0,52***	-0,41***
	zentral	-0,19	0,44***	-0,05	0,16	0,37***	0,53***	-0,41***
	peripher	-0,18	0,44***	-0,06	0,16	0,37***	0,51***	-0,41***
	sehr peripher	-0,19	0,44***	-0,05	0,16	0,37***	0,53***	-0,41***
Stadt/Land	Großstadt	-0,19	0,44***	-0,06	0,15	0,37***	0,52***	-0,41***
	Stadt	-0,17	0,43***	-0,05	0,17*	0,36***	0,52***	-0,41***
	eher ländlich	-0,19	0,44***	-0,05	0,16	0,36***	0,52***	-0,41***
	dünn besiedelt ländlich	-0,20*	0,45***	-0,06	0,15	0,37***	0,52***	-0,41***
<b>Gesundheitsversorgung</b>								
	Ärzte je Einw.	-0,17	0,42***	-0,03	0,19*	0,36***	0,52***	-0,43***
	Lebenserwartung	-0,16	0,49***	-0,10	0,16	0,38***	0,54***	-0,42***
	Pflege	-0,24*	0,48***	-0,05	0,11	0,40***	0,58***	-0,38***
<b>Arbeitsmarkt</b>								
	Beschäftigtenquote	-0,17	0,40***	-0,08	0,15	0,37***	0,49***	-0,39***
	Beschäftigte sekundärer Sektor	-0,17	0,39***	-0,04	0,13	0,36***	0,49***	-0,39***
	Beschäftigte Produktion	-0,17	0,39***	-0,05	0,13	0,37***	0,51***	-0,42***
<b>Wohnsituation</b>								
	Wohnfläche	-0,19	0,46***	-0,12	0,11	0,43***	0,51***	-0,43***
	Einw. pro Haushalt	-0,19	0,44***	-0,05	0,16*	0,37***	0,52***	-0,41***
	Haushalte mit Kindern	-0,21*	0,44***	-0,06	0,13	0,37***	0,52***	-0,40***

Datenquelle: Bundeswahlleiter, Risklayer/Tagesspiegel, BBSR/INKAR, Regionalstatistik. Angegeben sind die standardisierten Regressionskoeffizienten. Signifikanzniveaus: \*  $p < 0,05$  'signifikant'; \*\*  $p < 0,01$  'hoch signifikant'; \*\*\*  $p < 0,001$  'höchst signifikant'. Abhängige Variable: 7-Tage-Inzidenz (log). Jedes Merkmal ist Teil eines eigenen Modells, das die Standardkontrollvariablen (vgl. Modell 1) und die AfD-Zweitstimmenanteile auf den Intercept und die Anstiegs- und Abstiegsphasen der zwei Wellen 2020 regressiert. In einigen Modellen mussten einzelne Kontrollvariablen entfernt werden, da die Korrelationswerte der Kovariate mit den neu hinzugefügten Merkmalen relativ hoch lagen.

Tabelle 7: Variablenübersicht

<u>Dimension</u>	<u>Variable</u>	<u>Beschreibung</u>	<u>Jahr</u>	<u>Modelle</u>	<u>Quelle</u>
Abhängige Variable	tägliche Infektionsfälle	Berechnung der 7-Tagesinzidenz: Summe der wöchentlichen Neuinfektionen pro 100.000 Einw.	2020	alle Modelle	Tagesspiegel/Risklayer
Politisch-Kulturell	Zweitstimmenanteile AfD	Anteil an gültigen Zweitstimmen (%)	2013, 2017	alle Modelle	Bundeswahlleiter
	Zweitstimmenanteile CDU/CSU, SPD, GRUENE, LINKE, FDP	Anteil an gültigen Zweitstimmen (%)	2017	Modell 2	Bundeswahlleiter
	Zweitstimmenanteile rechtsext. Parteien (NPD, Die Rechte)	Anteil an gültigen Zweitstimmen (%)	2017	Modell 3	Bundeswahlleiter
	Zweitstimmenanteile rechtsext. Parteien (NPD, Republikaner, Die Rechte, Pro Deutschland)	Anteil an gültigen Zweitstimmen (%)	2013	Modell 3	Bundeswahlleiter
	Zweitstimmenanteile rechtsext. Parteien (NPD, Republikaner)	Anteil an gültigen Zweitstimmen (%)	2005	Modell 3	Bundeswahlleiter
	Nichtwählendenanteile	Anteil Wähler an Wahlberechtigten – 100	2005, 2013, 2017	Modell 3	Bundeswahlleiter
Sozioökonomisch	German Socioeconomic Index of Deprivation (GSID)	Deprivationsindex. Dimensionen: bildungsbedingte Arbeitsmarktzugangschancen, Erwerbstätigkeit und Einkommen	2005, 2013, 2017	alle Modelle	RKI (Kroll et. al 2017)
Soziodemografisch	Geschlecht	Frauenanteil in %	2005, 2013, 2018	alle Modelle	Regionalstatistik
	Alter	Durchschnittsalter pro Kreis	2005, 2013, 2019	alle Modelle	Regionalstatistik
	Bildung	Indexwert der durchschnittlichen Bildungsabschlüsse pro Kreis	2005, 2013, 2017	alle Modelle	Regionalstatistik
	Dichte	Anzahl Einwohner pro Quadratkilometer	2005, 2013, 2017	alle Modelle	Regionalstatistik
	Ausländer	Anteil Personen ohne dt. Staatsbürgerschaft	2005, 2013, 2017	alle Modelle	Regionalstatistik
	Ost Grenznähe	Kreise Ost = 1; Kreise West = 0 Kreise in Grenzregion = 1; Kreise außerhalb = 0	- -	alle Modelle alle Modelle	Regionalstatistik Tagesspiegel
<b>Kreisstruktur:</b>					
Mobilität	Gesamtwanderungssaldo	Gesamtwanderungssaldo je 1.000 Einwohner	2017	Modell 4	INKAR*
	Einpendler	Anteil der Einpendler an den SV Beschäftigten am Arbeitsort in %	2017	Modell 4	INKAR
	Auspendler	Anteil der Auspendler an den SV Beschäftigten am Wohnort in %	2017	Modell 4	INKAR
Lage	wachsende bzw. schrumpfende Kreise	Index zur Erwerbs- und Bevölkerungsentwicklung des BBSR (Zeitraum 2011-2016)	2011-2016	Modell 4	BBSR**
	Bevölkerungsentwicklung 2017-2040	Bevölkerungsprognose 2040 des Bundesinstituts für Bau-, Stadt- und Raumforschung	2019	Modell 4	BBSR
	Raumtyp	Misst die Zentralität eines Kreises. 1=sehr zentral, 2 = zentral, 3= peripher, 4 = sehr peripher	2017	Modell 4	BBSR
	städtischer/ländlicher Raum	1= kreisfreie Großstadt; 2= städtischer Kreis; 3= ländlicher Kreis mit Verdichtungsansätzen; 4= dünn besiedelter ländlicher Kreis	2019	Modell 4	BBSR
Anbindung/Infrastruktur	Autobahnen	Flächengewichteter Durchschnittswert der Pkw-Fahrtzeiten zur nächsten Bundesautobahnanschlussstelle	2018	Modell 4	INKAR
	Flughafen	flächengewichteter Durchschnittswert der Pkw-Fahrtzeiten zum nächsten Flughafen	2018	Modell 4	INKAR
	IC/EC/ICE-Bahnhof	flächengewichteter Durchschnittswert der Pkw-Fahrtzeiten zum nächsten Bahnhof	2018	Modell 4	INKAR
	Oberzentren	flächengewichteter Durchschnittswert der Pkw-Fahrtzeiten zur nächsten OZ	2018	Modell 4	INKAR
	Mittelzentren	flächengewichteten Durchschnittswert der Pkw-Fahrtzeiten zur nächsten MZ	2018	Modell 4	INKAR
	Durchschnittsdistanz Supermärkte	einwohnergewichtete Luftliniendistanz zum nächsten Supermarkt	2017	Modell 4	INKAR
	Durchschnittsdistanz Apotheken	einwohnergewichtete Luftliniendistanz zur nächsten Apotheke	2017	Modell 4	INKAR
	Durchschnittsdistanz Grundschulen	einwohnergewichtete Luftliniendistanz zur nächsten Grundschule	2017	Modell 4	INKAR
Durchschnittsdistanz ÖV-Haltestellen	einwohnergewichtete Luftliniendistanz zur nächsten ÖV-Haltestelle	2017	Modell 4	INKAR	
Bildung/Kinderbetreuung	Betreuungsquote Vorschulkinder	Anteil der Kinder von 3 bis unter 6 Jahren in Kindertageseinrichtungen an den Kinder der entsprechenden Altersgruppe	2017	Modell 4	INKAR
	Schüler	Schüler je 100 Einwohner	2017	Modell 4	INKAR
Gesundheit	Ärzte pro Einwohner	Ärzte je 10.000 Einwohner	2017	Modell 4	INKAR
	Lebenserwartung	mittlere Lebenserwartung eines Neugeborenen in Jahren	2017	Modell 4	INKAR
	Pflegebedürftige	Pflegebedürftige je 10.000 Einwohner	2017	Modell 4	INKAR
Wirtschaftsstruktur	Beschäftigtenquote	SV-Beschäftigte am Wohnort je 100 Einwohner im erwerbsfähigen Alter	2017	Modell 4	INKAR
	sekundärer Sektor	Anteil der SV-Beschäftigten am Arbeitsort im Sekundären Sektor (WZ 2008) an den SV Beschäftigten in %	2017	Modell 4	INKAR
	Beschäftigte Produktion	Anteil der SV-Beschäftigten am Arbeitsort in Produktionsberufen an den Beschäftigten in %	2017	Modell 4	INKAR
	Homeofficequote		2020	Modell 4	Infas***
Haushalt/Wohnen	Wohnfläche	Wohnfläche je Einwohner in m <sup>2</sup>	2017	Modell 4	INKAR
	Haushalte mit Kindern	Anteil Haushalte mit Kindern pro Kreis		Modell 4	Infas
	Haushaltsgröße: Einwohner pro Haushalt	Anzahl Einwohner pro Haushalt		Modell 4	Infas

\* Indikatoren und Karten zur Raum- und Stadtentwicklung (INKAR): <https://www.inkar.de/>\*\* Bundesinstitut für Bau- Stadt- und Raumforschung: [https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/startseite/\\_node.html](https://www.bbsr.bund.de/BBSR/DE/startseite/_node.html)\*\*\* Infas – Corona Daten Plattform: <https://www.corona-datenplattform.de/>