

Sebastian Jäckle, Uwe Wagschal

Vertrauen in die Politik während der Corona-Krise

Zusammenfassung

Dieser Artikel untersucht, inwiefern sich das Vertrauen in die Politik während der Corona-Krise verändert hat. Dabei wird das spezifische Vertrauen in die konkreten politischen Entscheidungsträger, sowie das generalisierte Politikvertrauen, gemessen über das Vertrauen in weitere gesellschaftspolitische Akteure, betrachtet. Basierend auf drei Wellen des Politikpanel Deutschland, die zwischen Mai 2020 und Februar 2021 durchgeführt wurden (N = 3200 für alle drei Wellen), zeigt sich ein hohes Niveau des spezifischen Politikvertrauens, das im Laufe der Pandemie nur schwach abnimmt. Ein Rally-’round-the-Flag-Effekt ist v. a. für Unions- aber auch SPD- und Grünenanhänger/innen erkennbar, während Anhänger/innen von AfD, FDP und den neugegründeten Protestparteien (Widerstand 2020, WiR2020, dieBasis) das geringste Vertrauen aufweisen. Zudem zeigen die Ergebnisse, dass Personen, die klassischen Medien und offiziellen Stellen in der Corona-Berichterstattung vertrauen, auch ein hohes spezifisches Politikvertrauen haben – ganz im Gegensatz zu denjenigen, die eher alternativen Internetquellen Glauben schenken. Das generalisierte Politikvertrauen, welches als Grundstock für den gesellschaftspolitischen Zusammenhalt gelten kann, blieb weitestgehend stabil.

Schlagerworte: politisches Vertrauen, Covid-19, Panel-Umfrage, Parteineigung, Medienvertrauen

Abstract

Trust in politics during the Covid-19 crisis

This article examines the extent to which trust in politics changed during the Corona crisis. It looks at specific trust in concrete political decision-makers as well as generalized trust in other sociopolitical actors. Based on three waves of the Politikpanel Deutschland conducted between May 2020 and February 2021 (N = 3200), a high level of specific political trust is found that decreases only weakly over the course of the pandemic. A rally-round-the-flag effect is particularly evident for supporters of the CDU/CSU but also of the SPD and the Greens, while supporters of AfD, FDP and the newly founded protest parties (Widerstand 2020, WiR2020, dieBasis) show the lowest level of trust in politics. In addition, the results demonstrate that people who trust traditional media and official bodies in Covid-19 reporting also have a high specific trust in politics – in contrast to those who tend to believe alternative internet sources. Generalized political trust, which can be considered the foundation for sociopolitical cohesion, remained largely stable.

Keywords: political trust, Covid-19, panel survey, party affiliation, media trust

1 Einleitung

Die Polarisierung der Gesellschaft nimmt seit Jahren zu, wie auch aktuelle Umfrageergebnisse zeigen (Back, Echterhoff, Müller, Pollack & Schlipphak, 2021). Die Corona-Pandemie kann als Katalysator dieses Prozesses aufgefasst werden. Zahlreiche Demonstrationen, mitunter gewalttätige Proteste, die Verlagerung des Diskurses in untereinander nicht mehr miteinander kommunizierende Echokammern im Internet und die Radikalität, mit der die eigenen Positionen dort vertreten werden, sind Erscheinungen dieses Strukturwandels der politischen Kommunikation (Cinelli, De Francisci Morales, Galeazzi, Quattrociocchi & Starnini, 2021; Di Marco, Cinelli & Quattrociocchi, 2021). Den Corona-Protesten wird zudem ein „erhebliches, relativ stabiles Mobilisierungspotenzial“ (Grande, Hutter, Hunger & Kanol, 2021, S. 3) attestiert. Die Corona-Pandemie wird dabei zum Teil nicht nur als eine Krise des Gesundheitssystems wahrgenommen, sondern als Krise des gesamten politischen Systems. Dieser Aufsatz nimmt den Kern dieser möglichen Entwicklung in den Fokus, nämlich das Vertrauen in die Politik und versucht zu ergründen, welche Faktoren dieses Vertrauen in der Corona-Krise beeinflusst haben.

In der empirischen Demokratieforschung gilt, dass das politische Vertrauen eine wichtige Steuerungs- und Lenkungsressource für die Exekutive ist. Die theoretische (Hartmann & Offe, 2001) und empirische Forschung (Keman, 2014) hat gezeigt, dass Vertrauen in die Kerninstitutionen des Staates und in die wichtigsten Entscheidungsträger die Legitimation des politischen Systems unterstützt und auch eng mit Good-Governance-Indikatoren korreliert (Wagschal, 2019). Dabei gilt, dass im Beziehungsgeflecht von *accountability* und *responsibility* die Bindung zu den Parteien und letztlich zur Exekutive ebenfalls auf Vertrauen basiert. Auch in Bezug auf politisches Handeln stellt politisches Vertrauen, welches von Robert Putnam (2000) als Teil des Sozialkapitals beschrieben wird, eine zentrale Ressource dar. Die vergleichende Forschung hat dies empirisch mehrfach belegt (Ackermann & Freitag, 2015). Entsprechend stellt Vertrauen innerhalb der Politik ein zentrales Moment dar, dessen Betrachtung gerade in Krisenzeiten wichtige Erkenntnisse liefern kann.

Um zu ergründen, inwiefern sich die Corona-Pandemie auf das politische Vertrauen in Deutschland ausgewirkt hat, werden in dieser Arbeit sowohl das spezifische Vertrauen in die konkreten Haupt-Entscheidungsträger/innen während der Pandemie als auch das stärker generalisierte Politikvertrauen, operationalisiert über das Vertrauen in weitere gesellschaftspolitische Akteur/innen und Institutionen, als abhängige Variablen betrachtet. Die Arbeit folgt dabei grundsätzlich einer y-zentrierten Forschungslogik, d. h. Erkenntnisinteresse ist die Erklärung der Varianz in den beiden Vertrauenskategorien. Als erklärende Variablen werden primär die politische Einstellung, die Belastung durch Corona sowie das Vertrauen in klassische und soziale Medien als Informationsquelle in den Blick genommen. Datengrundlage für diese Analysen sind drei Wellen einer Online-Panelbefragung (Politikpanel Deutschland: <https://www.politikpanel.uni-freiburg.de/>), die im Mai 2020, im November 2020 sowie im Februar 2021 durchgeführt wurden.

2 Theorie

Politisches Vertrauen ist ein Sonderfall des sozialen Vertrauens. Es ist damit eine „Disposition von Akteuren, anderen Akteuren auf Dauer bestimmte Handlungsressourcen wie Macht, Geld, Zeit, Information zur Verfügung zu stellen“ (Gabriel, 2002, S. 494). Politisches Vertrauen kann definitorisch in unterschiedlicher Art und Weise differenziert werden, so beispielsweise zwischen einer vertikalen (Kaina, 2002) und einer horizontalen (Benz, 2002) Ebene, aber auch nach den Adressaten des Vertrauens – handelt es sich dabei um konkrete Personen, um bestimmte Institutionen oder noch umfassendere allgemeine Kategorien wie „den Staat“ oder „die Politik“? Eng verbunden hiermit ist die Frage, ob es sich um bewusstes, konkretes Vertrauen handelt oder um „generalisiertes, [...] über Sozialisationsprozesse erworbenes Vertrauen“ (Kaina, 2004, S. 529). An dieser Stelle sollen nun theoretische Ansätze der Forschung zu politischem Vertrauen präsentiert werden, die es ermöglichen, aufzuzeigen, an welchen Stellen die Corona-Pandemie und die in deren Zuge getroffenen politischen Entscheidungen möglicherweise Auswirkungen auf politisches Vertrauen zeigen.

Nach David Easton (1965) hängt die Leistungsfähigkeit eines politischen Systems einerseits von der Zustimmung der Wähler/innen und Bürger/innen ab, was er als *Input*-Legitimation bezeichnet und andererseits von der auf Effizienz- und Nützlichkeits-erwägungen basierenden *Output*-Legitimation. Er unterscheidet zudem zwischen diffuser und spezifischer Unterstützung. Unterstützung definiert Easton dabei wie folgt: „We can describe support as an attitude by which a person orients himself to an object either favorably or unfavorably, positively or negatively“ (Easton, 1975, p. 436). Die spezifische Unterstützung bildet dabei die Zufriedenheit der Bürger/innen mit konkreten *Policies* und politischen Akteuren ab (Easton, 1965, p. 268), während die diffuse Unterstützung, auf der die *Input*-Legitimation größtenteils basiert, eher die allgemeine Bewertung des gesamten politischen Systems ins Auge fasst (Easton, 1975, p. 445). Die beiden Arten von Unterstützung stehen zudem in einer Wechselwirkung, sodass eine negativ wahrgenommene Performanz der politischen Programme und somit eine geringe spezifische Unterstützung auf Dauer auch zu einer Erosion der diffusen Unterstützung führen kann. Ein generalisiertes Vertrauen sieht Easton dabei – neben der Legitimität eines politischen Systems – als zentrales Element der diffusen Unterstützung (Kaina, 2004).

Die zweite Ebene, die in Eastons systemtheoretischem Modell eine Rolle spielt, ist die *Output*-Legitimation. Auch Fritz Scharpf (1970) hat angemerkt, dass die Legitimität eines politischen Systems nicht nur von der *Input*-Legitimation abhängt, sondern auch von dessen Leistungserbringung. Der Kerngedanke dieses Ansatzes ist, dass ein politisches System umso mehr Legitimität besitzt, je mehr die Bürger/innen von dessen Leistungen – z. B. in Form einer niedrigen Arbeitslosenquote – profitieren. Im Fall der Corona-Krise kann die Leistungsfähigkeit der Politik auch an Inzidenzwerten und Todeszahlen sowie einer generell guten Krisenpolitik, auch was die wirtschaftlichen Konsequenzen der getroffenen Maßnahmen anbelangt, gemessen werden. Die Zustimmung zu einem politischen Gemeinwesen, aber eben auch das Vertrauen in die handelnden Politiker/innen – so die an die Scharpf'sche Demokratietheorie angelehnte Vermutung – nimmt immer weiter ab, je weniger die selbst definierten Ziele eines politischen Systems erreicht werden.

Im systemtheoretischen Modell von Easton steht zwischen *Input* und *Output* des politischen Systems der *Throughput*. Nach Vivien A. Schmidt (2013; 2015) kann auch an diesem Schritt eine eigenständige Legitimität festgemacht werden:

“‘Throughput’ legitimacy concentrates on what goes on inside the ‘black box’ [...], in the space between the performance-oriented legitimacy of policy output and the participation-oriented legitimacy of political input. It is dependent upon the quality of the policymaking processes, including the efficacy of the decision-making, the accountability of those engaged in making the decisions, the transparency of the information, and the processes’ inclusiveness and openness to consultation with the interest groups of ‘civil society.’” (Schmidt, 2015, p. 25)

Kommt es also zu lang andauernden Entscheidungsverfahren während der Corona-Pandemie, einem sprunghaften Hin und Her zwischen Offenheit und Lockdown und einem föderalen Kompetenzwirrwarr, dann mag dies nicht nur das Vertrauen in die konkreten Handlungsträger/innen unterminieren, sondern auch das Vertrauen in die grundlegenden Institutionen und Verfahren der Demokratie beschädigen, weil die Legitimation durch Verfahren beschädigt ist.

Die psychologische Forschung zeigt zudem, dass Vertrauen eng mit Angst zusammenhängt. Vertrauen ist nur notwendig, wenn Menschen nicht die volle Kontrolle besitzen – dann stärkt es Bindungen zwischen ihnen. Bei fehlender Kontrolle kann sich aber auch Angst entfalten. Der Neurowissenschaftler Birbaumer beschreibt die Verbindung der beiden Gefühle im Interview folgendermaßen: „Wenn die Aktivität in bestimmten Regionen des Denkorgans, die uns Angst spüren lassen, sinkt, dann nimmt das Vertrauen zu“ (Weiß & Simon, 2017). Als politische Kategorie erstmals eingeführt wurde Angst von Franz Neumann (1954). Ulrich Beck (1986), dessen Risikotheorie in der Corona-Krise eine Renaissance erlebte, hat in seinen Arbeiten auf Eigenschaften moderner Gesellschaften hingewiesen, die gut zur Corona-Pandemie passen. So sind in der „Risikogesellschaft“ die Menschen immer stärker unsichtbaren Bedrohungen ausgesetzt, die nicht oder nur schwer zu kalkulieren sind. Die Merkmale dieser Risiken sind dabei Entgrenzung, Unkontrollierbarkeit, Nicht-Wissen und Nicht-Kompensierbarkeit. Dieses hohe Maß an Unsicherheit und Kontrollverlust könne wiederum zu einer Angstsituation führen, in der das generalisierte Vertrauen in die Politik abnehme.

In der folgenden Analyse sollen daher zwei Arten des politischen Vertrauens unterschieden werden: Erstens das *spezifische Politikvertrauen* in die zentralen, relevanten, politischen Entscheidungsträger/innen im Rahmen der Corona-Pandemie sowie zweitens das *generalisierte Politikvertrauen*, welches ein Grundvertrauen in das deutsche politische System im Allgemeinen und damit in weitere, die Gesellschaft prägende Institutionen (und weniger konkrete Personen) erfasst. Im Sinne der *Output-* und *Throughput*-Legitimität ist anzunehmen, dass sich das politische Handeln der Entscheidungsträger/innen vergleichsweise direkt im spezifischen Politikvertrauen widerspiegelt, wohingegen das generalisierte Politikvertrauen zeitlich stabiler sein sollte. Mit zunehmender Dauer der Pandemie könnte aber auch hier ein Abfall stattfinden.

3 Forschungsstand

Dauerbeobachtungen des politischen Vertrauens und der Angst in Deutschland zeigen ein vergleichsweise konstantes Bild: So sind laut Allbus-Daten über 70% der Bürger/innen mit der Demokratie zufrieden, wobei es lediglich einen größeren Einbruch während der sogenannten Migrationskrise 2015 gab (GESIS-Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, 2020). Die Daten des Politbarometers weisen etwas niedrigere Werte auf – insbesondere in Ostdeutschland gaben Anfang bis Mitte der 2000er Jahre nur 30-40% der Befragten an, mit der Demokratie sehr oder eher zufrieden zu sein (Tausendpfund, 2018, S. 31). Die seit 30 Jahren stattfindenden „Angst-Umfragen“ der R+V-Versicherung zeigen für 2020 das niedrigste Niveau an Angst, das jemals gemessen wurde. Die größte Angst der Deutschen 2020 war Donald Trump. Die Corona-Erkrankung kam in dieser Studie erst auf Platz 17 (R+V Versicherung, 2020). Wenn gleich sich das Bild für 2021 insofern geändert hat, als die Angst vor Corona mit andauernder Pandemie zu und gleichzeitig das Vertrauen in die Politiker/innen abgenommen hat, lassen diese Daten weiterhin auf ein hohes generalisiertes Vertrauen in das politische System schließen (R+V Versicherung, 2021).

Mittlerweile liegen zudem auch erste Analysen vor, die das politische Vertrauen während der Pandemie in den Blick nehmen. In einer Vergleichsstudie für 15 europäische Länder basierend auf Umfragen, die im März und April 2020 durchgeführt wurden, fanden Bol, Giani, Blais und Loewen (2021) heraus, dass der erste Lockdown das Vertrauen in die Regierungschef/innen und Kernexekutiven sogar vergrößert hat. Keine Effekte wurden für die traditionellen Links-Rechts-Einstellungen identifiziert. Insgesamt wurde eine große Unterstützung für die handelnden Akteur/innen ausgemacht. Dominik Schraff (2020) identifiziert in einer ähnlichen Untersuchung einen *Rally-round-the-Flag*-Effekt, d.h. eine erhöhte Unterstützung der Regierungsparteien in der Krise (auch Stunde der Exekutive genannt) – und zeigt, dass gleichzeitig bekannte Faktoren für politisches Vertrauen, wie ökonomische Performanz oder generelles soziales Vertrauen, an Erklärungskraft einbüßen. Seine Daten basieren auf einer Umfrage unter 1800 Befragten in den Niederlanden vom März 2020, also zu einem eher frühen Zeitpunkt der Pandemie. Im Ergebnis kommt er zu ähnlichen Befunden wie Bol et al. Bengt Johansson und Kollegen (2021) zeigen indes anhand von Umfragedaten aus Schweden, dass es der Regierung dort nicht gelungen ist, die positiven Bewertungen zu Beginn der Krise über die Zeit aufrechtzuerhalten.

In einer zweiwelligen Befragung vor und nach dem ersten Lockdown in Italien, die in vier europäischen Ländern durchgeführt wurde, haben de Vries, Bakker, Hobolt und Arceneaux (2021) ebenfalls die Unterstützung und das Vertrauen für die Exekutive und die Parteien untersucht. Ihr Untersuchungsdesign leidet allerdings darunter, dass die nach dem italienischen Lockdown befragte Stichprobe mit nur 488 Befragten deutlich kleiner ist als diejenige vor dem Lockdown (4.815 Befragte). Dennoch zeigen auch sie einen signifikanten Anstieg des Vertrauens für die Exekutive zu Beginn der ersten Maßnahmen in der Pandemie.

Giray Gozgor (2021) analysiert über 108.000 Befragte aus 178 Ländern im „COVID-19 Pandemic dataset“. Dieser globale Vergleich zeigt, dass ältere und gesündere Befragte stärkeres Vertrauen in Regierungen haben als die Referenzgruppen. Bildung korreliert dagegen negativ mit dem Vertrauen in die Exekutiven. Weitere positiv wirkende, erklärungskräftige Faktoren sind die Haushaltsgröße und der Familienstand

(verheiratet), während ein hohes Einkommen in reichen Ländern dämpfend auf das Vertrauen wirkt, in armen Ländern jedoch positiv mit Vertrauen assoziiert ist. Allerdings erreicht keines der globalen Regressionsmodelle Erklärungskraft von mehr als 15%, sodass die statistische Signifikanz einzelner Variablen, die primär aufgrund der hohen Fallzahl erzielt wird, kritisch im Hinblick auf die realweltliche Relevanz zu sehen ist. Die Detailanalysen zeigen deutlich erklärungskräftigere Modelle, wenn homogenere Ländergruppen, die nach Globalisierungsgrad, der Institutionenqualität und dem wirtschaftlichen Entwicklungsstand unterschieden werden, gesondert analysiert werden. Die Daten können allerdings nur als bedingt repräsentativ angesehen werden, da diese online über ein Schneeballverfahren erhoben wurden (Fetzer et al., 2020).

Einen Perspektivwechsel nehmen die Psycholog/innen und Gesundheitswissenschaftler/innen um Qing Han et al. (2021) vor. Sie fragen danach, inwieweit das Vertrauen in die Regierung die Umsetzung von Covid-19-Maßnahmen erleichtert hat. In ihrer internationalen Vergleichsstudie, die auf einer Online-Befragung von 23.733 Teilnehmer/innen aus 23 Ländern basiert (*PsyCorona Survey on COVID-19*), gelangen sie zum Ergebnis, dass die „Gefolgschaft“ bei Gesundheitsschutzmaßnahmen (Händewaschen, *Social Distancing* und Selbst-Isolation) umso größer ist, je höher das Vertrauen in die Regierung ist. Kleinere Studien für die Bundesrepublik, wie etwa die von Horstmann, Buecker, Krasko, Kritzler und Terwiel (2021), weisen ähnliche Befunde auf. Auch hier ist ein hohes Vertrauen in die Regierung mit einer größeren Nutzung der Corona-Warn-App verbunden. Allerdings könnte die wenig repräsentative Verteilung der online erhobenen Daten (z. B. 78% Frauenanteil) die Befunde beeinflussen.

Das Vertrauen der Bevölkerung in das Robert Koch Institut (RKI), in die Bundeszentrale für gesundheitliche Aufklärung (BZgA) und andere Institutionen der Gesundheitspolitik untersuchen für das erste Halbjahr der Corona-Pandemie Eitze et al. (2021). Dabei wurden mit dem *COVID-19 Snapshot Monitoring (COSMO)-Programm* knapp 19.000 Personen in 19 Befragungswellen ab 3.3.2020 zunächst wöchentlich und ab Ende Mai zweiwöchentlich online befragt. Allerdings handelt es sich nicht um ein Panel, sodass nur komparative Querschnittsaussagen möglich sind. Auch hier zeigen die Befunde ein hohes und stabiles Vertrauen in die beiden staatlichen Institutionen. Das geringste Vertrauen wurde für die Medien erhoben, während das RKI das höchste Vertrauensniveau aufwies. In den Detailanalysen erwiesen sich ein höheres Alter, ein weibliches Geschlecht, eine hohe Schulbildung, der Wohnort in einer Großstadt sowie der Gesundheitszustand (chronisch Kranke hatten ein größeres Vertrauen) als hoch signifikante Einflussfaktoren.

4 Untersuchungsleitende Hypothesen und Kontrollvariablen

Für die nachfolgenden empirischen Untersuchungen werden, basierend auf den weiter oben angestellten theoretischen Überlegungen sowie den Ergebnissen bisheriger Arbeiten zu diesem Thema, im Folgenden forschungsleitende Hypothesen formuliert. Zunächst wird in dieser Arbeit davon ausgegangen, dass generalisiertes Politikvertrauen ein grundsätzlich vergleichsweise stabiles Persönlichkeitsmerkmal ist und damit weniger kurzfristigen Schwankungen unterworfen sein sollte als das stärker situative, spezifische Politikvertrauen gegenüber konkreten Personen und Institutionen. Mit zuneh-

mender Dauer und Krisenhaftigkeit der Corona-Pandemie sollte entsprechend zunächst das spezifische Politikvertrauen stärker abnehmen als das generalisierte.

Während zu Beginn der Corona-Krise das Vertrauen in die Reaktionsfähigkeit der handelnden Politiker/innen noch vergleichsweise hoch gewesen sein dürfte (vgl. dazu auch die Ergebnisse von Bol, Giani, Blais, & Loewen, 2021), ist davon auszugehen, dass die lang andauernde Corona-Krise und die offensichtlichen Probleme der Politik, diese zu lösen, dazu geführt haben, dass das Vertrauen in die Politik mit der Zeit abgenommen hat. Kompetenzstreitigkeiten zwischen politischen Ebenen sowie uneinheitliche und vielfach wechselhafte *Policies* könnten von der Bevölkerung im Sinne einer geringeren *Throughput*-Legitimation aufgefasst werden und insbesondere die im Herbst wieder deutlich angestiegenen Inzidenz- und Todeszahlen zeigen auf, dass auch die *Output*-Legitimation nicht gegeben war. Diese Faktoren führen zusammengenommen zur ersten Hypothese:

H1a: Je länger die Corona-Pandemie andauert, desto stärker nimmt das spezifische Politikvertrauen ab.

Während ein Vertrauensverlust in Bezug auf das spezifische Vertrauen in die handelnden Akteur/innen aufgrund von Defiziten bei *Throughput* und *Output* plausibel erscheint, dürfte die vergleichsweise kurze Zeitspanne seit Beginn der Pandemie jedoch noch nicht ausgereicht haben, um das Vertrauen in das gesamte politische und gesellschaftliche System als solches stark zu beeinflussen. Das generalisierte Politikvertrauen, welches v. a. die *Input*-Legitimation des politischen Systems ausmacht, sollte sich entsprechend gar nicht oder nur wenig verändert haben:

H1b: Die Dauer der Corona-Pandemie hat keinen Einfluss auf das generalisierte Politikvertrauen.

Der zweite Hypothesenblock befasst sich mit den parteipolitischen Präferenzen der Befragten. Zunächst ist davon auszugehen, dass der *Rally-'round-the-Flag*-Effekt besonders stark bei den Anhänger/innen der Regierungsparteien ausgeprägt ist:

H2a: Befragte, die als Wahlpräferenz CDU/CSU oder SPD angeben, weisen das höchste spezifische Politikvertrauen auf.

Daneben wird davon ausgegangen, dass die Links-Rechts-Position der Befragten ebenfalls relevant ist. Generell dürften weiter links positionierte Parteien staatliche Eingriffe – auch zum Schutz der Bevölkerung vor einer Pandemie – eher befürworten, wohingegen liberale und rechte Parteien stärker die Eigenverantwortung der Bürger/innen in den Fokus nehmen. Dies zeigte sich auch bei Redebeiträgen im Bundestag, bei denen sich insbesondere Vertreter/innen der Grünen, aber auch der Linken hinter die Regierungslinie stellten, wohingegen sich die FDP (nach anfänglicher Befürwortung) und die AfD als deutlichere Kritiker der Regierungsmaßnahmen präsentierten und dabei v. a. auf Einschränkungen persönlicher Freiheitsrechte fokussierten. Die umgekehrte Sichtweise, der zufolge insbesondere konservative und rechte Personen generell für stärker repressive Maßnahmen seien (wie dies aus dem Bereich der Strafverfolgung bekannt ist), erscheint vor dem Hintergrund dieses auf einer Einschränkung von Freiheitsrechten fokussierenden, öffentlichen Diskurses unwahrscheinlich. Entsprechend der generellen Einstellung bezüglich Staatsinterventionen wie auch der konkreten Positionierung der Parteien zum Thema Corona-Maßnahmen in Bundestag und Landtagen kann

erwartet werden, dass das spezifische Politikvertrauen in der Corona-Krise nicht nur entlang der Dichotomie Regierung versus Opposition, sondern zusätzlich auch entlang der Links-Rechts-Dimension verläuft:

H2b: Je weiter politisch rechts die Position eines Befragten auf der Links-Rechts-Skala ist, desto geringer ist dessen spezifisches Politikvertrauen.

H2c: Befragte mit Wahlpräferenz Grüne (oder Linke) haben ein höheres spezifisches Politikvertrauen als Befragte mit Wahlpräferenz FDP und v. a. AfD.

H2d: Eine Präferenz für eine Corona-Protestpartei (Widerstand 2020, WiR2020 oder dieBasis) geht mit einem besonders geringen spezifischen Politikvertrauen einher.

In Bezug auf das generalisierte Politikvertrauen sind generell ähnliche Parteiendifferenzen anzunehmen, wobei diese weniger stark ausgeprägt sein dürften.

Der dritte Hypothesenblock fokussiert auf das Vertrauen der Bevölkerung in unterschiedliche Informationsquellen zum Thema Corona. Die Corona-Krise war über mehr als eineinhalb Jahre hinweg das dominierende Thema in den Medien. Insbesondere in den sozialen Medien, in Blogs, Telegram-Kanälen und YouTube-Videos wurde die Regierungslinie in der Pandemie zum Teil sehr stark kritisiert, während viele klassische Medien, trotz durchaus vorhandener kritischer Töne, die Notwendigkeit der Corona-Maßnahmen zumeist unterstrichen und sich damit regierungsunterstützend gaben. Fletcher, Kalogeropoulos und Nielsen (2020) konnten zudem für Großbritannien zeigen, dass das Vertrauen in die Medien und die offiziellen, durch Regierungsstellen verbreiteten Informationen bezüglich der Pandemie besonders an den politischen Rändern zurückgeht. Spätestens seit der sogenannten „Flüchtlingskrise“ begegnen auch in Deutschland, insbesondere im rechten politischen Spektrum (z. B. Pegida), immer mehr Menschen den etablierten Medien mit großer Skepsis. So gaben in einer 2015 durchgeführten, repräsentativen Infratest dimap-Umfrage 20% der Befragten an, dass sie persönlich von Lügenpresse sprechen würden, wenn sie an Zeitungen, Radio und Fernsehen in Deutschland denken (Infratest dimap, 2015). In derselben Umfrage gaben 42% zudem an, dass sie davon ausgehen, dass Staat und Regierung den Medien Vorgaben für die Berichterstattung machen. Diese Skepsis hat sich auch in den folgenden Jahren nur wenig abgeschwächt: 2020 waren es immer noch 35% (Deutsche Welle, 2020). Umgekehrt ist davon auszugehen, dass sich das Vertrauen oder Nicht-Vertrauen in bestimmte Informationsquellen und Medien auch auf das Vertrauen in die Politik auswirkt. Besonders die Unterscheidung zwischen klassischen Informationsquellen (etablierte Medien und Informationen durch offizielle Stellen) und den neuartigen, v. a. sozialen Medien erscheint hier relevant:

H3a: Je stärker das Vertrauen in die Berichterstattung klassischer Informationsquellen, desto größer ist das Vertrauen in die Politik.

Für soziale Medien ist demnach genau der umgekehrte Zusammenhang zu erwarten:

H3b: Je stärker das Vertrauen in soziale Medien, desto niedriger ist das Vertrauen in die Politik.

Zudem erwarten wir dadurch, dass eine konkrete von politischen Entscheidungsträger/innen getroffene Maßnahme klar in den Medien diesen Entscheidungsträger/innen zugeordnet werden kann, dass die Medieneffekte für das spezifische Politikvertrauen stärker ausgeprägt sind als im Falle des generalisierten:

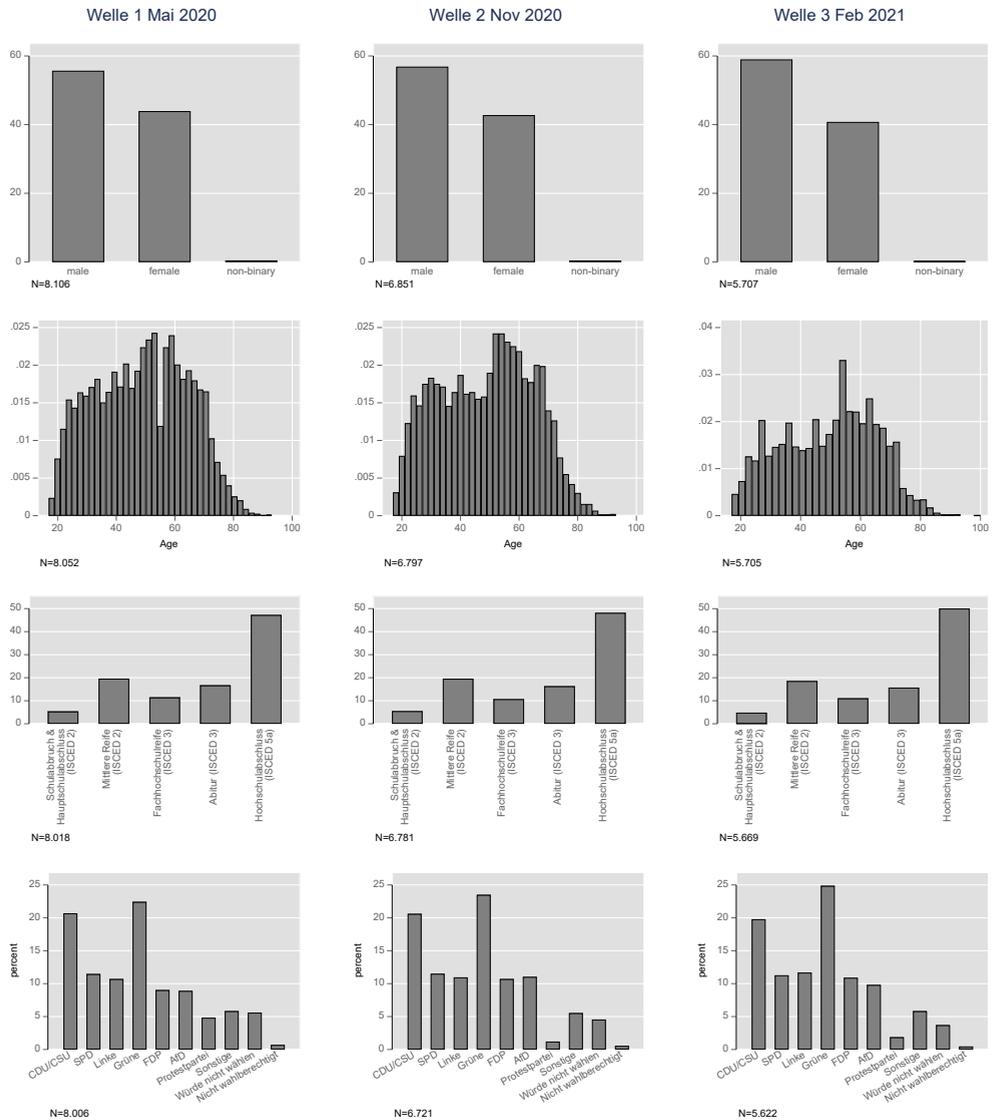
H3c: Der Zusammenhang zwischen dem Vertrauen in die Medien und dem Politikvertrauen ist im Fall des spezialisierten Politikvertrauens stärker als beim generalisierten.

Neben diesen drei zentralen Hypothesenblöcken wird für eine Reihe weiterer, potenziell relevanter Faktoren kontrolliert. So erscheint es sinnvoll, auch die psychologische Prädisposition der Befragten in den Blick zu nehmen. Wir gehen hierbei davon aus, dass das spezifische sowie das generalisierte Politikvertrauen positiv von der Einstellung zu autoritären Maßnahmen abhängt. Zudem wird kontrolliert für das generelle soziale Vertrauen in andere Menschen, die größten Ängste im Zuge der Krise, die grundsätzliche Akzeptanz von freiheitseinschränkenden Maßnahmen zur Bewältigung der Corona-Pandemie, die wahrgenommene psychische und finanzielle Belastung durch die Corona-Krise, den realen Einkommensverlust sowie weitere soziodemographische Faktoren. Aus einer *Output*-Legitimationsperspektive wird zudem darauf kontrolliert, wie gut der Landkreis, in dem der oder die Befragte lebt, in Bezug auf langfristige Leistungsindikatoren (Arbeitslosenquote und Bruttoinlandsprodukt (BIP)/Kopf) und die beiden wichtigsten Pandemie-Maßzahlen (Covid-19-Inzidenzen und -Todesfälle) abschneidet. Eine umfassende konzeptionelle Erörterung dieser Kontrollfaktoren kann an dieser Stelle aus Platzgründen nicht erfolgen – die Inklusion dieser Variablen in die Modelle ist entsprechend der y-zentrierten Forschungslogik im Sinne einer möglichst hohen Varianzaufklärung jedoch sicherlich angebracht.

5 Datenbasis – das Politikpanel Deutschland

Die Daten für die vorliegende Analyse entstammen drei Wellen einer Umfragereihe zum Thema Corona-Pandemie und deren politischen, sozialen und wirtschaftlichen Folgen für die Bevölkerung, die im Rahmen des Politikpanel Deutschland (PPD) zwischen Mai 2020 und Februar 2021 durchgeführt worden sind (Wagschal, Jäckle, Hildebrandt & Trüdinger, 2020a; 2020b; 2021). Das PPD ist ein selbstselektierendes Online-Panel, welches ursprünglich aus Nachbefragungen zu *Real-Time-Response*-Messungen politischer Debatten – insbesondere bei TV-Duellen von Spitzenkandidatinnen und -kandidaten – entstanden ist (Metz, Wagschal, Waldvogel, Bachl, Feiten & Becker, 2016). Die Rekrutierung der Teilnehmer/innen erfolgte einerseits über diesen Pool an Personen, andererseits wurde für alle drei Wellen über unterschiedliche Kanäle zusätzlich geworben (via Fernsehen, Social Media, aber auch über Lokal- und Regionalzeitungen). Auf diese Weise war es möglich, einen umfassenden und heterogenen Kreis an Menschen anzusprechen und hierdurch letztlich eine große Anzahl an Personen zur Teilnahme an den etwa 15- bis 20-minütigen Online-Befragungen zu motivieren. Insgesamt haben an den drei Wellen 23.697 Befragte teilgenommen – davon 3.212 an allen drei Wellen.

Abbildung 1: Beschreibung der drei Befragungswellen nach Geschlecht, Alter, Bildungsabschluss und Sonntagsfrage



Anmerkung: Protestpartei enthält Wahlabsichten für Widerstand 2020, WiR2020 und dieBasis.

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie alle selbst-selektierenden Online-Befragungen ist auch das PPD keine repräsentative Befragung, weist aber bei den Indikatoren Alter, Geschlecht und Verteilung über die Bundesländer eine Struktur auf, die nicht weit vom Bevölkerungsdurchschnitt entfernt ist und damit eine gute Annäherung an die Grundgesamtheit darstellt (für einen solchen Vergleich s. Jäckle, Trüdinger, Hildebrandt & Wagschal, 2022). Allerdings sind stark politisch interessierte Personen überrepräsentiert. Durch die unterschiedli-

chen Rekrutierungswege weicht die Verteilung der Teilnehmer/innen in Bezug auf viele soziodemographische Merkmale weniger deutlich von derjenigen in der Gesamtbevölkerung ab als bei vergleichbaren Online-Befragungen. Besonders deutlich ist dies bei der Altersverteilung: So sind beispielsweise im SoSci Panel 40,18% derjenigen Teilnehmer/innen, die ihr Alter angegeben haben, zwischen 21 und 34 Jahre alt (<https://www.soscipanel.de/researchers.php>, Stand: 21. August 2019), unter den 20.554 Teilnehmenden des PPD, die ihr Geburtsjahr angegeben haben, waren hingegen nur 21,46% in diesem Alter. In der Gesamtbevölkerung (ab 16 Jahren) liegt der Anteil dieser Altersgruppe bei 20,1% (Federal Statistical Office (Destatis), 2020). *Abbildung 1* gibt einen deskriptiven Überblick der PPD-Rohdaten anhand von Geschlecht, Alter, höchstem Bildungsabschluss und Sonntagsfrage. Männer sind leicht überrepräsentiert. Insbesondere sind jedoch Personen mit Hochschulabschluss sowie Befragte, die angeben, die Grünen wählen zu wollen, überrepräsentiert. Gleichwohl zeigen die Daten, dass keine größere gesellschaftliche Gruppe extrem stark unterrepräsentiert ist bzw. in der Stichprobe nicht vorkommt. Selbst in der Gruppe der Älteren (> 65 Jahre), die ansonsten bei Online-Befragungen oftmals stark unterrepräsentiert sind, finden sich ausreichend Teilnehmer/innen. Da in dieser Analyse zudem keine Aggregation der Individualdaten vorgenommen werden soll, um Aussagen über ganz Deutschland zu treffen, ist die Repräsentativität der Stichprobe weniger von Belang. Für die in dieser Analyse im Vordergrund stehenden Zusammenhänge auf Individualebene ist es vielmehr besonders wichtig, dass für alle zu untersuchenden Variablen ausreichend Varianz vorhanden ist – und dies ist der Fall. Die vergleichsweise große Anzahl an Befragten, die an allen drei Wellen teilgenommen haben, ermöglicht es zudem, in den Regressionsanalysen auf Merkmale der Personen zu kalibrieren.

6 Methode

6.1 Erhebung und Konstruktion der abhängigen und unabhängigen Variablen

Die beiden abhängigen Variablen *spezifisches Politikvertrauen* in die für die Corona-Maßnahmen relevanten Entscheidungsträger/innen und *generalisiertes Politikvertrauen* in weitere die Gesellschaft prägende Institutionen werden als Indizes aus einzelnen *Items* konstruiert. Die dazugehörige Frage im *Survey* lautete: „Und wie sehr vertrauen Sie persönlich den folgenden Einrichtungen oder Personen? – 1) Bundesregierung, 2) Bundeskanzlerin, 3) Bundestag, 4) Ministerpräsident(in) des Bundeslandes in dem Sie leben, 5) Polizei, 6) Richter und Gerichte, 7) Parteien, 8) Stadt- und Gemeindeverwaltung“. Als Antwortmöglichkeit stand eine 5er-Skala von „vertraue ich überhaupt nicht“ = 1 bis „vertraue ich voll und ganz“ = 5 zur Verfügung. Die ersten vier *Items* werden zum Index des spezifischen Vertrauens zusammengefasst, da dies die zentralen politischen Hauptentscheidungsträger im Rahmen der Corona-Krise in Deutschland sind. Die übrigen vier *Items*, welche das gesellschaftliche und politische System in Deutschland sehr viel breiter erfassen, werden zum Index des generalisierten Politikvertrauens kombiniert. Beide Indizes berechnen sich über das ungewichtete arithmetische Mittel der vier *Items*. Die Berechnung von Cronbachs Alpha (berechnet auf Basis des Ge-

samtdatensatzes sämtlicher Befragter) zeigt beim spezifischen Politikvertrauen eine sehr hohe Korrelation aller vier Items untereinander ($\alpha_{\text{spezifisch}} = 0,911$) und zumindest ein akzeptables Maß an Übereinstimmung unter den Items beim generalisierten Politikvertrauen ($\alpha_{\text{generalisiert}} = 0,736$), sodass eine sinnvolle Indexkonstruktion möglich ist.

Die entsprechend des zweiten und dritten Hypothesenblocks zu testenden unabhängigen Variablen sind einerseits die *Links-Rechts-Einstellung* sowie die *Parteipräferenz* und andererseits das *Vertrauen in verschiedene Informationsquellen* bezüglich der Corona-Berichterstattung. Während die Links-Rechts-Einstellung auf einer 11-er Skala gemessen wird, wird die Parteipräferenz über die Sonntagsfrage erhoben, wobei für die weitere Analyse folgende Wahlpräferenzen unterschieden werden: CDU/CSU, SPD, Linke, Grüne, FDP, AfD, Protestpartei (inkl. Widerstand 2020, WiR2020 und dieBasis), andere Parteien und „würde nicht wählen“. Für das Vertrauen in Informationsquellen werden zwei Indizes gebildet. Der erste misst das Vertrauen in klassische Medien und offizielle Informationsquellen, der zweite in soziale Medien. Die folgenden Items, die allesamt auf einer dreistufigen Skala von 0-1 messen (0 = nicht vertrauenswürdig, 0,5 = teilweise vertrauenswürdig, 1 = vertrauenswürdig), werden für die Indexkonstruktion herangezogen: 1) Tageszeitungen, 2) Magazine und Wochenzeitungen 3) öffentlich rechtliches Fernsehen, 4) Radio, 5) Onlineseiten bekannter Medien, 6) Privatfernsehen, 7) offizielle Internetseiten (z. B. RKI oder Gesundheitsministerium), 8) Internet Blogs und YouTube, 9) soziale Netzwerke (z. B. Facebook oder Instagram). Konzeptionell wird davon ausgegangen, dass die ersten sieben *Items* das Vertrauen in klassische Informationsquellen abdecken, die letzten beiden das in soziale Medien. Da die *Item-Rest-Korrelation* bei Privatfernsehen mit 0,36 im Vergleich zu den anderen Items deutlich niedriger ausfällt, wird dieses Item nicht im Index des Vertrauens in klassische Medien verwendet. Die anderen sechs Items korrelieren hingegen hoch und können entsprechend problemlos als Index über ihr ungewichtetes arithmetisches Mittel zusammengefasst werden ($\alpha_{\text{klassisch}} = 0,884$). Der Mittelwert der beiden letzten Items „Internet Blogs und YouTube“ sowie „soziale Netzwerke“ bildet den Index des Vertrauens in soziale Medien. *Tabelle 1* gibt einen Überblick über alle verwendeten Variablen.

Tabelle 1: Übersicht über die Variablen (Mittelwerte bzw. %)

| Variablen | Mai 2020 | Nov 2020 | Feb 2020 |
|---|----------|----------|----------|
| <i>Abhängige Variablen</i> | | | |
| Spezifisches Politikvertrauen [Skala 1-5] | 3,362 | 3,316 | 3,203 |
| generalisiertes Politikvertrauen [Skala 1-5] | 3,406 | 3,391 | 3,342 |
| <i>Unabhängige Variablen</i> | | | |
| Links-Rechts-Einstellung [Skala 1-11] (H2b) | 0,407 | 0,416 | 0,414 |
| Sonntagsfrage (H2a/H2c) | | | |
| CDU/CSU | 22,97% | 20,88% | 19,40% |
| SPD | 12,40% | 12,79% | 12,00% |
| Linke | 12,13% | 11,82% | 12,03% |
| Grüne | 25,30% | 25,83% | 26,89% |
| FDP | 8,84% | 9,51% | 9,89% |
| AfD | 7,85% | 8,66% | 8,11% |
| Protestpartei (Widerstand 2020, WiR2020, dieBasis) | 2,44% | 1,05% | 1,99% |
| Sonstige | 4,57% | 5,09% | 5,69% |
| Würde nicht wählen | 3,00% | 3,95% | 3,53% |
| Vertrauen in klassische Informationsquellen [Skala 0-1] (H3a/H3c) | 0,673 | 0,686 | 0,664 |
| Vertrauen in soziale Medien [Skala 0-1] (H3b/H3c) | 0,186 | 0,180 | 0,176 |
| <i>Kontrollvariablen auf individueller Ebene</i> | | | |
| Autoritarismus [Skala 1-5] | 2,645 | 2,634 | 2,584 |
| Psychische Belastung durch Covid-19-Pandemie [Skala 1-5] | 2,961 | 3,006 | 3,147 |
| Finanzielle Belastung durch Covid-19-Pandemie [Skala 1-5] | 2,767 | 2,823 | 2,926 |
| Allgemeines soziales Vertrauen [Skala 1-5] | 4,005 | 4,068 | 4,141 |
| Politisches Interesse [Skala 1-5] | 4,052 | 4,106 | 4,091 |
| Generelle Akzeptanz von Covid-19-Maßnahmen [Skala 1-2] | 1,414 | 1,573 | 1,452 |
| Bewertung konkreter Covid-19-Maßnahmen [Skala -4+4] | 1,040 | 0,866 | 0,789 |
| Einkommensverlust während Covid-19-Pandemie | 0,156 | 0,137 | 0,135 |
| Alter | 50,77 | 50,83 | 50,97 |
| Anzahl der Kinder zwischen 0 und 10 im Haushalt | 0,190 | 0,190 | 0,187 |
| Allgemeiner Gesundheitszustand [Skala 1-5] | 3,810 | 3,750 | 3,707 |
| Geschlecht | | | |
| Mann | 57,60% | 57,43% | 57,41% |
| Frau | 42,24% | 42,33% | 42,24% |
| Divers | 0,16% | 0,24% | 0,35% |
| Höchster Schulabschluss | | | |
| Schulabbruch und Hauptschulabschluss (ISCED 1) | 4,63% | 4,45% | 4,76% |
| Mittlere Reife (ISCED 2) | 16,83% | 17,18% | 17,10% |
| Fachhochschulreife (ISCED 3) | 10,33% | 10,56% | 10,22% |
| Abitur (ISCED 3) | 16,25% | 15,75% | 15,78% |
| Hochschulabschluss (ISCED 5a) | 51,97% | 52,06% | 52,14% |
| Größte Ängste | | | |
| Arbeitslosigkeit | 3,34% | 2,87% | 2,65% |
| Schwere Covid-19-Erkrankung (selbst/nahestehende Person) | 43,47% | 50,59% | 50,31% |
| Starker Einbruch der Wirtschaft | 22,12% | 17,17% | 12,12% |
| Einschränkung der Lebensgewohnheiten | 10,40% | 8,89% | 11,78% |
| Einschränkung demokratischer Rechte | 15,50% | 15,55% | 15,40% |
| Vereinsamung | 5,18% | 4,93% | 7,75% |
| <i>Kontrollvariablen auf Kreisebene</i> | | | |
| Arbeitslosenquote (2019) | 5,315 | 5,287 | 5,289 |
| BIP pro Kopf (2017) | 42,48 | 42,23 | 42,29 |
| # Covid-19-Fälle in den letzten 7 Tagen (pro 100.000) | 9,626 | 121,4 | 79,68 |
| # Covid-19-Todesfälle in den letzten 30 Tagen (pro 100.000) | 5,181 | 2,283 | 14,32 |

Anmerkung: N=3.212, Dargestellt sind die arithmetischen Mittel bzw. bei kategorialen Variablen die Prozentwerte über alle 10 imputierten Datensätze.

Quelle: Eigene Datenauswertung.

6.2 Imputation, Kalibrierung und Regressionsmodell

Für die Regressionsanalysen werden einzelne fehlende Werte mithilfe einer multiplen Imputation mittels Kettengleichung (MICE) ersetzt.¹ Auf diese Weise kann für die Analysen auf alle 3.212 Personen zurückgegriffen werden, die an allen drei Wellen teilgenommen haben. *Listwise deletion* hätte demgegenüber zu einer Reduzierung der Fallzahl auf 2.669 geführt. Zudem zeigt der Test nach Little eindeutig, dass die *Missing Completely At Random* (MCAR)-Annahme eindeutig nicht zutrifft ($\text{prob} > \chi^2 = 0.00$) was bedeutet, dass eine Analyse, die ausschließlich auf die vollständig vorhandenen Fälle zurückgreifen würde, systematisch verzerrt wäre (Little & Rubin, 2014; Li, 2013).

Abbildung 1 hat gezeigt, dass die Verteilung der Befragten in Bezug auf soziodemographische Faktoren sowie die Sonntagsfrage zwar für eine selbstselektierte Online-Stichprobe vergleichsweise wenig verzerrt ist, gleichwohl ist es angebracht für die weitere Analyse die Fälle so zu kalibrieren, dass sie möglichst der intendierten Grundgesamtheit – in unserem Fall also der wahlberechtigten Bevölkerung – nahekommt. Die Berechnung der Kalibrierungsgewichte erfolgt mittels des *Raking*-Verfahrens, bei dem es ausreicht, die einzelnen univariaten Häufigkeitsverteilungen der zu gewichtenden Variablen in der Grundgesamtheit zu kennen – die exakte Zellbesetzung der Variablenkombinationen muss nicht bekannt sein (Deville, Särndal & Sautory, 1993). Kalibriert wird anhand des Bundeslandes, der Altersklasse, des Geschlechts und des Bildungsgrades. Die Gewichte werden auf Basis der imputierten Werte für jede der drei Wellen getrennt berechnet, wobei das *Raking* so spezifiziert wird, dass die Gewichte mindestens einen Wert von 0,1 und maximal einen Wert von 10 annehmen können. Hierdurch wird vermieden, dass einzelne Fälle eine übermäßig verzerrende Wirkung auf das Gesamtergebnis haben könnten (Valliant & Dever, 2018).

7 Ergebnisse

Um einen Einblick in die Daten zu erhalten und den ersten Hypothesenblock zu testen, der die zeitliche Dynamik des Politikvertrauens in den Fokus nimmt, werden das spezifische und das generalisierte Politikvertrauen zunächst bivariat mit den unabhängigen Variablen in Form von Liniendiagrammen in Verbindung gebracht. In der weiteren Analyse werden dann jeweils drei getrennte Querschnittsanalysen für die einzelnen Wellen und für die beiden abhängigen Variablen berechnet. Dadurch, dass die Analysen für alle drei Wellen auf exakt derselben Stichprobe beruhen, lassen sich Unterschiede in einzelnen Koeffizienten zwischen den Wellen inhaltlich gut als Veränderungen interpretieren.

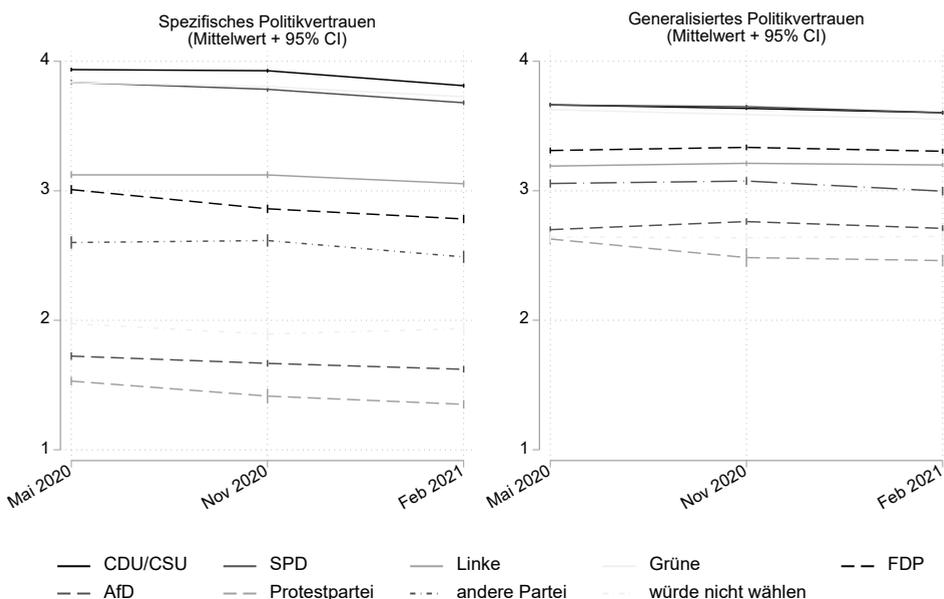
7.1 Deskriptive Befunde

Abbildung 2 stellt die Entwicklung des spezifischen und generalisierten Politikvertrauens über die drei Befragungswellen hinweg differenziert nach Parteipräferenz dar. Die höchsten Vertrauensniveaus weisen die Anhänger/innen von CDU/CSU, SPD und Grüne auf. Die Anhänger/innen der FDP haben ein deutlich niedrigeres Niveau an spe-

zifischem Politikvertrauen, welches sogar noch unter demjenigen der Linken-Anhänger/innen liegt. Ihr generalisiertes Politikvertrauen ist indes höher. Anhänger/innen der AfD und der neu gegründeten Protestparteien haben wie erwartet mit Abstand das niedrigste spezifische Politikvertrauen. Im Falle des generalisierten Politikvertrauens ist diese Gruppe zwar auch das Schlusslicht, die Differenzen zu den anderen Parteien sind aber geringer.

Das politische Vertrauen ist insgesamt allerdings von einer hohen Konstanz geprägt. So bleibt die Rangfolge der Parteien in Bezug auf das spezifische wie auch das generalisierte Vertrauen über den gesamten Untersuchungszeitraum hinweg identisch. Im Zeitverlauf zeigen sich nur relativ geringe Veränderungen. Der größte Vertrauensabfall zeigt sich noch beim spezifischen Vertrauen (insbesondere bei FDP, AfD und den Protestparteien), wohingegen die Mittelwerte des generalisierten Politikvertrauens von Mai 2020 bis Februar 2021 bei allen Parteien, mit Ausnahme der Protestparteien, nahezu gleichbleiben. Dieser deskriptive Befund bestätigt tendenziell die Annahmen aus dem ersten Hypothesenblock, dass mit länger andauernder Corona-Krise das spezifische Vertrauen (zumindest leicht) abnimmt, wohingegen das diffuse Vertrauen weitestgehend konstant bleibt.

Abbildung 2: Spezifisches und diffuses Vertrauen nach Sonntagsfrage über die drei Wellen hinweg

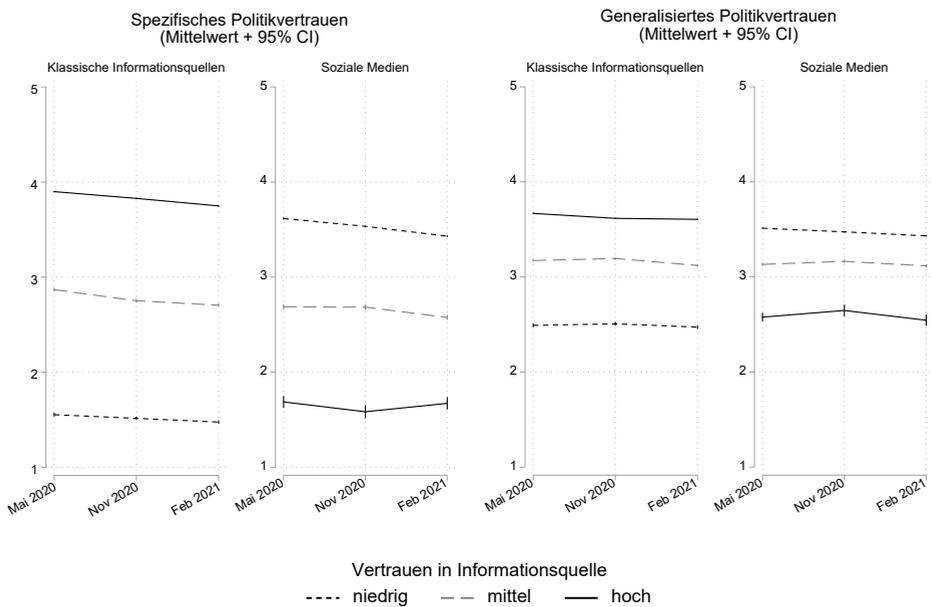


Quelle: Eigene Darstellung.

In *Abbildung 3* wird die Entwicklung des spezifischen und generalisierten Politikvertrauens differenziert nach dem Vertrauen in klassische Informationsquellen und in soziale Medien über die drei Wellen hinweg dargestellt. Die Veränderung über die Zeit innerhalb der drei Gruppen (niedriges, mittleres und hohes Vertrauen in die jeweilige

Informationsquelle) fällt relativ gering aus – wiederum wie in H1a und H1b erwartet etwas stärker beim spezifischen als beim generalisierten Politikvertrauen. Stärker ausgeprägt sind die Niveauunterschiede zwischen den Gruppen. Personen mit hohem Vertrauen in die Corona-Berichterstattung der klassischen Informationsquellen haben ein sehr viel höheres spezifisches Politikvertrauen als diejenigen, die den klassischen Informationsquellen wenig oder kein Vertrauen entgegenbringen. Exakt umgekehrt sieht dies beim Vertrauen in soziale Medien aus. Beim generalisierten Politikvertrauen sind die Gruppenunterschiede ebenfalls vorhanden, aber erneut schwächer ausgeprägt.

Abbildung 3: Spezifisches und diffuses Vertrauen nach dem Vertrauen in klassische und soziale Medien über die drei Wellen hinweg



Quelle: Eigene Darstellung.

Hinsichtlich des Vertrauens in Informationsquellen in Bezug auf die Corona-Berichterstattung zeigen sich zudem deutliche Unterschiede zwischen den Anhänger/innen der verschiedenen Parteien. Die Anhänger/innen der CDU/CSU, der SPD und der Grünen vertrauen besonders offiziellen Webseiten sowie den etablierten, öffentlich-rechtlichen Medien und Zeitungen. Bei den Anhänger/innen der Linken und insbesondere der FDP ist das Vertrauen in die klassischen Medien deutlich schwächer ausgeprägt. AfD-Anhänger/innen und die Anhänger/innen der Protestbewegungen weichen deutlich vom Rest der Bevölkerung ab. Sie halten so gut wie alle Informationsquellen im Durchschnitt für eher nicht vertrauenswürdig, insbesondere das öffentlich-rechtliche Fernsehen schneidet bei diesen besonders schlecht ab. Die beiden Informationsquellen, denen sie noch am ehesten vertrauen (Internet-Blogs/YouTube sowie soziale Netzwerke) sind gerade diejenigen, denen die restliche Bevölkerung am wenigsten Vertrauen entgegenbringt. Über die drei Befragungswellen hinweg haben sich beim

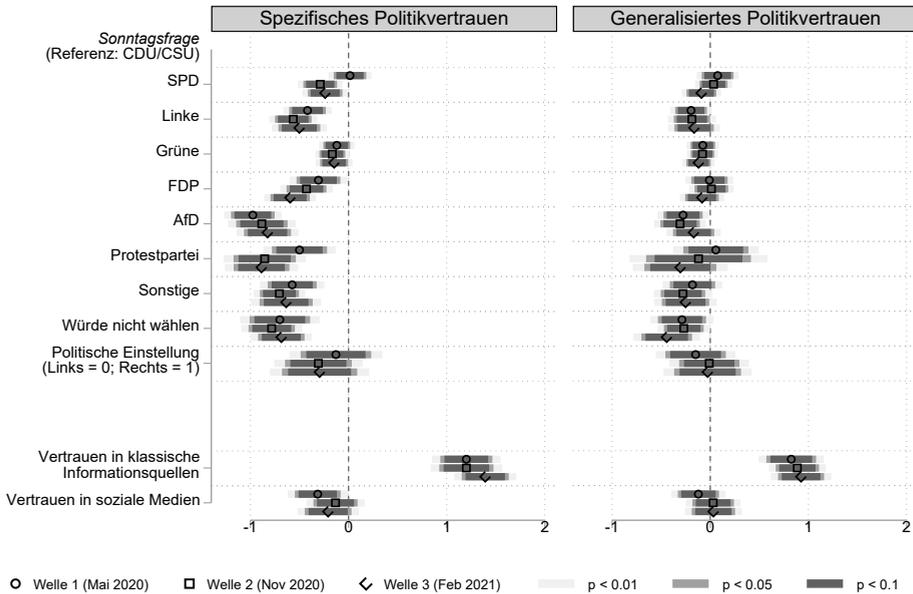
Vertrauen in die Medien keine nennenswerten Veränderungen ergeben. Die aktuell beobachtete Polarisierung, auch in Bezug auf die Informationsquellen, war bereits im Mai und November letzten Jahres ersichtlich.²

7.2 Regressionsanalyse

Die Ergebnisse der Regressionsanalysen in Bezug auf die Hypothesenblöcke 2 (partei-politische Präferenzen) und 3 (Vertrauen in Informationsquellen) für die beiden abhängigen Variablen spezifisches und generalisiertes Politikvertrauen, welche getrennt für jede der drei Befragungswellen über die gleichbleibende Stichprobe der 3.212 Befragten hinweg geschätzt wurden, finden sich in *Abbildung 4*. In *Tabelle A1 im Anhang* finden sich die kompletten Modelle inklusive der Effekte der weiteren Kontrollvariablen. Die Modelle für das spezifische Politikvertrauen weisen allesamt einen guten *Model-Fit* auf. Im Mittel erklären die 10 Imputationsmodelle 74% bis 76% der Varianz der abhängigen Variablen. Für das generalisierte Politikvertrauen liegen die mittleren R^2 -Werte mit 0,47 bis 0,52 etwas niedriger, aber ebenfalls in einem annehmbaren Bereich. Die Unterschiede im *Model-Fit* zeigen jedoch wie erwartet, dass die getesteten erklärenden Variablen insbesondere eng mit dem spezifischen Politikvertrauen zusammenhängen und etwas weniger gut das generalisierte Politikvertrauen erklären.

Zunächst sollen die Koeffizienten in Bezug auf den zweiten Hypothesenblock betrachtet werden. Das höchste spezifische Vertrauen haben CDU/CSU-Anhänger/innen (in *Abbildung 5* die Referenzkategorie), SPD-Anhänger/innen haben in der ersten Welle ein hiervon nicht unterscheidbares in der zweiten und dritten Welle allerdings ein etwas niedrigeres spezifisches Politikvertrauen. Sehr nah am Vertrauen der Unions-Anhänger/innen liegen auch die Anhänger/innen der Grünen – in den Wellen zwei und drei haben diese sogar ein höheres spezifisches Politikvertrauen als die SPD-Anhänger/innen. Diejenigen mit Wahlpräferenz AfD weisen von den größeren Parteien mit Abstand das niedrigste spezifische Politikvertrauen auf. Linken- und FDP-Anhänger/innen liegen zwischen diesen Extremen. Interessant ist hier allerdings, dass das spezifische Politikvertrauen der FDP-Anhänger/innen über den Beobachtungszeitraum deutlich nachlässt, wohingegen das der Linken-Anhänger/innen gerade in der dritten Welle sogar eher zunimmt. Ebenfalls ein sehr niedriges und über die drei Messzeitpunkte nochmals abnehmendes spezifisches Politikvertrauen haben die Anhänger/innen der Protestparteien – sie bewegen sich (v. a. in der zweiten und dritten Welle) in etwa auf dem Niveau der AfD-Anhänger/innen. Alles in allem bestätigen sich die in den Hypothesen 2a, 2c und 2d aufgestellten Annahmen, wobei auffällt, dass das spezifische Politikvertrauen der SPD-Anhänger/innen mit Fortschreiten der Pandemie im Vergleich zu den Unions-Anhänger/innen sogar stärker zurückgeht als dies bei den oppositionellen Grünen der Fall ist. Die Annahme aus Hypothese H2b, dass Personen mit einer rechteren politischen Einstellung ein geringeres spezifisches Vertrauen aufweisen, bestätigt sich nur bedingt. Zwar weisen alle Effekte das erwartete Vorzeichen auf, sie sind aber ausschließlich in der zweiten Welle knapp auf dem 90%-Vertrauenswahrscheinlichkeitsniveau signifikant. Allerdings muss an dieser Stelle betont werden, dass dieser (schwache) Links-Rechts-Effekt trotz der Kontrolle auf die Parteipräferenz, die sicherlich einen Großteil der parteipolitischen Variation bereits abdeckt, bestehen bleibt.

Abbildung 4: Ergebnisse der Regressionsanalysen



Anmerkung: Dargestellt sind die mittleren b-Koeffizienten inklusive Konfidenzintervallen aus OLS (*ordinary least squares*)-Regressionen basierend auf 10 mittels multipler Imputation erstellten Datensätzen; $N = 3.212$; Effekte der Kontrollvariablen sind nicht ausgewiesen, diese finden sich in der ausführlichen *Regressionsstabelle A1 im Anhang*.

Quelle: Eigene Darstellung.

Wie erwartet zeigen sich grundsätzlich ähnliche, aber deutlich weniger stark ausgeprägte Parteeffekte für das generalisierte Politikvertrauen. Ausschließlich die Anhänger/innen der AfD, der Linken, sonstiger Parteien und v. a. die Nichtwähler/innen weisen hier signifikant niedrigere Werte auf als die Unions-Anhänger/innen. Darüber hinaus ist auch die Links-Rechts-Einstellung beim generalisierten Vertrauen keine signifikante Erklärungsgröße.

Im dritten Hypothesenblock bestätigen sich die Erwartungen. Menschen, die klassischen Informationsquellen wie Tageszeitungen, dem öffentlich-rechtlichen Rundfunk oder offiziellen Internetquellen wie dem RKI vertrauen, zeigen ein deutlich höheres spezifisches Vertrauen in die politischen Entscheidungsträger und Institutionen als diejenigen, die diesen Informationsquellen keinen Glauben schenken (H3a). Über die drei Befragungswellen wächst dieser Zusammenhang sogar noch leicht an. Umgekehrt zeigt sich: Je stärker Personen den sozialen Medien vertrauen, desto weniger spezifisches Vertrauen in die Politik weisen sie auf (H3b). Während der Zusammenhang zwischen klassischen Informationsquellen und dem generalisierten Politikvertrauen zwar reduziert, aber noch deutlich erkennbar ist, ist für die sozialen Medien hier kein Zusammenhang feststellbar. Die Annahme aus H3c, dass das Vertrauen in Informationsquellen einen größeren Einfluss auf das spezifische Politikvertrauen hat als auf das generalisierte, bestätigt sich somit.

Betrachtet man die standardisierten Koeffizienten (Betas), zeigt sich, dass insbesondere das Vertrauen in die klassischen Informationsquellen, die Bewertung der kon-

kreten Covid-19-Maßnahmen sowie die Kategorie „AfD“ bei der Sonntagsfrage für das spezifische Politikvertrauen die höchsten Werte aufweisen – und das über alle drei Wellen hinweg (siehe *Online-Anhang Tabelle O2*). Beim generalisierten Politikvertrauen ist es v. a. das Vertrauen in klassische Informationsmedien, welches einen großen Teil der Gesamtvarianz erklärt sowie in der ersten Welle im Mai 2020 auch die Bewertung der konkreten Covid-19-Maßnahmen. Interessanterweise ist deren Bewertung in den beiden folgenden Wellen weniger relevant für das generalisierte Politikvertrauen.

Einige der Kontrollfaktoren sind ebenfalls hoch signifikant. So weisen Menschen mit einer stärker autoritären Einstellung ein höheres spezifisches und auch generalisiertes Politikvertrauen auf. Dieser Zusammenhang erhöht sich zudem für beide abhängige Variablen über die drei Wellen hinweg. Personen, die generell ein hohes soziales Vertrauen in ihre Mitmenschen haben, haben durchweg ein höheres spezifisches und insbesondere generalisiertes Politikvertrauen. Daneben ist das spezifische (und auch etwas schwächer ausgeprägt das generalisierte) Politikvertrauen bei denjenigen Personen höher, die die konkreten Anti-Corona-Maßnahmen positiv bewerten. Von den soziodemographischen Kontrollen zeigen insbesondere das Alter für das generalisierte (ältere Teilnehmer/innen haben hier *ceteris paribus* niedrigere Vertrauenswerte als jüngere) sowie die Bildung für das spezifische Politikvertrauen einen Effekt: Höher gebildete Personen haben in der ersten Welle höhere Werte, dieser Effekt verringert sich aber in den beiden folgenden Wellen deutlich. Sämtliche auf der Kreisebene gemessenen Faktoren, die eine *Output*-Legitimation abbilden könnten (Covid-19-Inzidenz- und -Todesraten, Arbeitslosenquote und BIP pro Kopf) haben hingegen keinerlei Einfluss auf das spezifische und das generalisierte Politikvertrauen.

8 Fazit

An dieser Stelle sei zunächst nochmals auf den eher explorativen Charakter dieser Studie sowie die explizite Entscheidung für ein y-zentriertes Forschungsdesign hingewiesen. Die als durchaus neuartig zu bewertende Pandemie-Situation, deren Auswirkungen auf sämtliche Ebenen der Gesellschaft wohl erst im Laufe der nächsten Jahre im Detail analysiert werden kann, ließ diese Herangehensweise sinnvoll erscheinen. Dies bedeutet aber nicht, dass in Zukunft nicht auch x-zentrierte Ansätze, bei denen die verschiedenen Determinanten des Vertrauens stärker im Fokus stehen, Anwendung finden sollten. Auch kann politisches Vertrauen nicht nur als abhängige Variable aufgefasst werden, sondern gerade in der Pandemie auch als möglicherweise zentraler Erklärungsfaktor für die Akzeptanz konkreter Maßnahmen dienen, so beispielsweise im Falle von Kontaktverboten (Jäckle, Trüdinger, Hildebrandt & Wagschal, 2022).

Die vorangegangene Analyse auf Basis von über 3.200 zwischen Mai 2020 und Februar 2021 in drei Wellen befragten Personen hat gezeigt, dass das Vertrauen der Bevölkerung in die Politik während der ersten 10 Monate der Corona-Pandemie überraschend hoch und auch stabil war. Die Krise als Stunde der Exekutive zeigte hier wieder einmal, wie sich große Teile der Bevölkerung hinter die Regierung und die getroffenen Maßnahmen stellten. Wie zuvor vermutet, nahm zwar das spezifische Politikvertrauen in die konkreten, in der Krise handelnden Entscheidungsträger (Bundeskanzlerin, Bundesregierung, Bundestag und Ministerpräsidenten) über den Beobach-

tungszeitraum hinweg ab, dies allerdings nur vergleichsweise schwach. Das generalisierte Politikvertrauen (in das gesamte politische System) blieb hingegen weitestgehend unverändert.

Unter Kontrolle einer Vielzahl an weiteren Faktoren zeigte sich, dass Unions-Anhänger/innen über den gesamten Zeitraum hinweg das höchste spezifische Politikvertrauen aufwiesen. Anfangs sah dies bei den SPD-Anhänger/innen sehr ähnlich aus, ab November 2020 hatten diese jedoch ein geringeres Vertrauen als Unions-, und sogar Grünen-Anhänger/innen. Wie prognostiziert ist das spezifische Politikvertrauen unter den AfD-Anhänger/innen und denjenigen der neuen Protestbewegungen (Widerstand2020, WiR2020 und dieBasis) am geringsten. Die deutlichste Abnahme im spezifischen Vertrauen zeigen indes die FDP-Anhänger/innen. Darüber hinaus weisen unsere Ergebnisse tendenziell darauf hin, dass Personen mit einer rechteren politischen Einstellung ein geringeres spezifisches Politikvertrauen haben.

Bezüglich des Vertrauens in Informationsquellen ist das Bild eindeutig. Menschen, die den klassischen Medien wie Tageszeitungen, dem öffentlich-rechtlichen Rundfunk und den offiziellen Stellen wie dem RKI in der Corona-Berichterstattung Vertrauen schenken, weisen auch ein höheres spezifisches Politikvertrauen auf. Bei denjenigen, die ein hohes Vertrauen in Internetquellen (YouTube, Blogs etc.) bzw. soziale Medien haben, ist das spezifische Politikvertrauen hingegen schwächer ausgeprägt.

Die Analyse hat zudem gezeigt, dass auch wenn das spezifische Politikvertrauen in die für die Krisenbewältigung zuständigen Politiker/innen sowie Institutionen im Laufe der Pandemie abgenommen hat (insbesondere bei bestimmten Personengruppen), das generalisierte Politikvertrauen, welches als Grundstock für den gesellschaftspolitischen Zusammenhalt gelten kann, doch weitestgehend stabil geblieben ist. Dieser Befund gibt insofern Anlass zur Hoffnung, als selbst eine Jahrhundertpandemie und ein – vorsichtig ausgedrückt – nicht immer optimales Krisenmanagement immer noch nicht zu einem eklatanten Vertrauensverlust in das politische Gemeinwesen führen. Dies ist insofern von Bedeutung, als erste Arbeiten zu dem Thema zeigen, dass ein solch deutlicher Vertrauensverlust ein „Risiko für das kollektive Überleben in Pandemiezeiten“ ([eigene Übersetzung] Bargain & Aminjonov, 2020) darstellen würde. Das politische System in Deutschland kann somit aktuell als vergleichsweise stabil betrachtet werden. Gleichwohl ist nicht auszuschließen, dass mittel- bis langfristig insbesondere innerhalb derjenigen Gruppierungen, bei denen das spezifische Politikvertrauen während der Krise am meisten gelitten hat, das generalisierte Systemvertrauen so stark zurückgeht, dass es hier zu einem aktiven Abkapseln vom demokratischen System kommen könnte.

Die hier präsentierten Ergebnisse entstammen dem Politikpanel Deutschland, einem selbst-selektierenden Online-Panel. Wie in anderen Online-Panels auch sind die Daten daher nicht repräsentativ für alle in Deutschland wahlberechtigten Personen. Gleichwohl sind die Ergebnisse aufgrund der durchgeführten Gewichtung nach Alter, Geschlecht, Bundesland und Bildungsstand durchaus auf die deutsche Bevölkerung verallgemeinerbar. Daneben sind in Bezug auf die Analyse auch weitere Probleme denkbar. So kann eine mögliche Endogenität nicht gänzlich ausgeschlossen werden: Insbesondere sind komplexe Feedback-Mechanismen zwischen Parteieigung, Medienvertrauen und den beiden untersuchten Kategorien des politischen Vertrauens vorstellbar, die es sich sicherlich lohnen würde, in zukünftiger Forschung im Detail zu betrachten. Eine weitere Limitation dieser Arbeit lässt sich ebenfalls mit den vorliegenden Daten nicht umgehen. Die letzte Befragungswelle fand im Februar 2021 statt, zu

einem Zeitpunkt als ein Ende der Corona-Pandemie noch nicht direkt absehbar war. Ob und wie sich das spezifische Vertrauen im Anschluss daran entwickelt hat und v. a. ob, wie oben angesprochen, sich auch Auswirkungen auf das diffuse Vertrauen und damit die generelle Systemunterstützung eingestellt haben, müssen zukünftige Studien klären. Die Relevanz – insbesondere was die Polarisierung der Gesellschaft anbelangt, wie sie auch diese Studie in Bezug auf Medien- und Politikvertrauen aufgezeigt hat – ist zumindest zweifellos gegeben.

Anmerkungen

- * Zu diesem Artikel gehört ein Online-Anhang, der auf der Internetseite der Zeitschrift einzusehen ist.
- 1 Da die meisten Variablen in der Umfrage fehlende Werte enthalten, würden Regressionsmodelle, die *listwise deletion* anwenden, zu einer reduzierten Fallzahl führen, was sich auf die Signifikanz der Effekte auswirken würde (je nach Variablen sind zwischen 2,8% und 18,6% der Werte fehlend). Fehlende Werte wurden daher durch *multiple imputation by chained equations* (MICE) unter Verwendung des mi-Befehls von Stata imputiert. Es wurden 10 imputierte Datensätze erstellt. Zusätzlich zu den in den Regressionen verwendeten Variablen, die in *Tabelle 2* dargestellt sind, wurden auch die Befragungswelle, das Bundesland sowie die Haushaltsgröße als Hilfsvariablen in der Imputation verwendet, um die Annahme des *Missing at Random* (MAR) zu erfüllen und die Stabilität und Power in den Modellen zu erhöhen (Enders, 2010). MICE wurde gewählt, da auf diese Weise Variablen mit unterschiedlichen Messniveaus imputierbar sind: die binäre Variable Haushaltsgröße ≥ 3 beispielsweise über Logit, Variablen wie die verwendeten Indizes, welche ausschließlich bestimmte Werte annehmen können, über *predictive mean matching*, wobei auf eine Anzahl von 10 nächsten Nachbarn zurückgegriffen wird, und Variablen wie das Alter oder die Covid-19-Infiziertenzahl in einem Kreis, die nur einen gewissen Wertebereich annehmen können, über eine trunkierte Regression (Raghuathan, Lepkowski, Hoewyk & Solenberger, 2001).
 - 2 Im *Online-Anhang O1* finden sich zwei Spinnendiagramme, die das mittlere Vertrauen in alle in dieser Analyse abgefragten Arten von Informationsquellen zum Thema Corona-Pandemie präsentieren.

Anmerkung zur Datenverfügbarkeit

Sämtliche Daten und Stata-do-Files, die zur Replikation der Ergebnisse in diesem Artikel notwendig sind, finden sich im Harvard Dataverse unter: <https://doi.org/10.7910/DVN/QV9VRF>.

Literatur

- Ackermann, Kathrin, & Freitag, Markus (2015). Social Capital in der Vergleichenden Politikwissenschaft. In Hans-Joachim Lauth, Marianne Kneuer, & Gert Pickel (Hrsg.), *Handbuch Vergleichende Politikwissenschaft* (S. 1-11). Springer Fachmedien Wiesbaden.
https://doi.org/10.1007/978-3-658-02993-7_21-1.
- Back, Mitja, Echterhoff, Gerald, Müller, Olaf, Pollack, Detlef, & Schlipphak, Bernd (2021). *Von Verteidigern und Entdeckern: Ein Identitätskonflikt um Zugehörigkeit und Bedrohung: Working Report* [Application/pdf]. <https://doi.org/10.17879/97049506223>.
- Bargain, Olivier, & Aminjonov, Ulugbek (2020). Trust and compliance to public health policies in times of COVID-19. *Journal of Public Economics*, 192, 104316.
<https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104316>.
- Beck, Ulrich (1986). *Risikogesellschaft: Auf dem Weg in eine andere Moderne* (1. Aufl., Erstausg.). Suhrkamp.
- Benz, Arthur (2002). Vertrauensbildung im Mehrebenensystem. In Rainer Schmalz-Bruns & Reinhard Zintl (Hrsg.), *Politisches Vertrauen. Soziale Grundlagen reflexiver Kooperation* (S. 275-291).

- Bol, Damien, Giani, Marco, Blais, André, & Loewen, Peter John (2021). The effect of COVID-19 lockdowns on political support: Some good news for democracy? *European Journal of Political Research*, 60(2), 497-505. <https://doi.org/10.1111/1475-6765.12401>.
- Cinelli, Matteo, De Francisci Morales, Gianmarco, Galeazzi, Alessandro, Quattrocioni, Walter, & Starini, Michele (2021). The echo chamber effect on social media. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 118(9), e2023301118. <https://doi.org/10.1073/pnas.2023301118>.
- De Vries, Catherine E., Bakker, Bert N., Hobolt, Sara B., & Arceneaux, Kevin (2021). Crisis signaling: How Italy's coronavirus lockdown affected incumbent support in other European countries. *Political Science Research and Methods*, 1-17. <https://doi.org/10.1017/psrm.2021.6>.
- Deutsche Welle. (2020, Oktober 12). *Mehr Menschen vertrauen deutschen Medien*. <https://p.dw.com/p/3jmmR>.
- Deville, Jean-Claude, Särndal, Carl-Erik, & Sautory, Olivier. (1993). Generalized Raking Procedures in Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 88(423), 1013-1020. <https://doi.org/10.1080/01621459.1993.10476369>.
- Di Marco, Niccolò, Cinelli, Matteo, & Quattrocioni, Walter (2021). *Infodemics on Youtube: Reliability of Content and Echo Chambers on COVID-19*. <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.27101.33766>.
- Easton, David (1965). *Framework for Political Analysis*. Prentice Hall.
- Easton, David (1975). A Re-assessment of the Concept of Political Support. *British Journal of Political Science*, 5(4), 435-457. Cambridge Core. <https://doi.org/10.1017/S0007123400008309>.
- Eitze, Sarah, Felgendreff, Lisa, Korn, Lars, Sprengholz, Philipp, Allen, Jennifer, Jenny, Miriam A., Wieler, Lothar H., Thaiss, Heidrun, De Bock, Freia, & Betsch, Cornelia (2021). Vertrauen der Bevölkerung in staatliche Institutionen im ersten Halbjahr der Coronapandemie: Erkenntnisse aus dem Projekt COVID-19 Snapshot Monitoring (COSMO). *Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz*, 64(3), 268-276. <https://doi.org/10.1007/s00103-021-03279-z>.
- Enders, Craig K. (2010). *Applied missing data analysis*. Guilford Press.
- Federal Statistical Office (Destatis). (2020). *Bevölkerung: Deutschland, Stichtag, Altersjahre – Tabelle 12411-0005*. Verfügbar unter: <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online?operation=table&code=12411-0005&bypass=true&levelindex=1&levelid=1620808590091#abreadcrumb>.
- Fetzer, Thiemo, Witte, Marc, Hensel, Lukas, Jachimowicz, Jon, Haushofer, Johannes, Ivchenko, Andriy, Caria, Stefano, Reutskaja, Elena, Roth, Christopher, Fiorin, Stefano, Gómez, Margarita, Kraft-Todd, Gordon, Götz, Friedrich, & Yoeli, Erez (2020). *Global Behaviors and Perceptions at the Onset of the COVID-19 Pandemic* (Nr. w27082; S. w27082). National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w27082>.
- Fletcher, Richard, Kalogeropoulos, Antonis, & Nielsen, Rasmus Kleis. (2020). *Trust in UK Government and News Media COVID-19 Information Down, Concerns over Misinformation from Government and Politicians Up* (S. 1-8). Reuters Institute for the Study of Journalism. <https://ssrn.com/abstract=3633002>.
- Gabriel, Oscar W. (2002). Politisches Vertrauen. In Martin Greiffenhagen, Sylvia Greiffenhagen, & Katja Neller (Hrsg.), *Handwörterbuch zur politischen Kultur der Bundesrepublik Deutschland* (S. 494-500). VS Verlag. https://doi.org/10.1007/978-3-322-80358-0_89.
- GESIS-Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften. (2020). *ALLBUS/GGSS 1980-2018 (Kumulierte Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften/Cumulated German General Social Survey 1980-2018) Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften ALLBUS – Kumulation 1980-2018 (1.0.0)* [Data set]. GESIS Data Archive. <https://doi.org/10.4232/1.13395>.
- Gozgor, Giray (2021). Global Evidence on the Determinants of Public Trust in Governments during the COVID-19. *Applied Research in Quality of Life*. <https://doi.org/10.1007/s11482-020-09902-6>.
- Grande, Edgar, Hutter, Sven, Hunger, Sophia, & Kanol, Eylem (2021). *Alles Covidioten? Politische Potenziale des Corona-Protests in Deutschland* (Discussion Paper ZZ 2021-601; S. 33). WZB.

- Han, Qing, Zheng, Bang, Cristea, Mioara, Agostini, Maximilian, Bélanger, Jocelyn J., Gützkow, Ben, Kreienkamp, Jannis, PsyCorona Collaboration, & Leander, N. Pontus (2021). Trust in government regarding COVID-19 and its associations with preventive health behaviour and prosocial behaviour during the pandemic: A cross-sectional and longitudinal study. *Psychological Medicine*, 1-11. <https://doi.org/10.1017/S0033291721001306>.
- Harel, Ofer (2009). The estimation of R^2 and adjusted R^2 in incomplete data sets using multiple imputation. *Journal of Applied Statistics*, 36(10), 1109-1118. <https://doi.org/10.1080/02664760802553000>.
- Hartmann, Martin, & Offe, Claus (2001). *Vertrauen: Die Grundlage des sozialen Zusammenhalts*. Campus.
- Horstmann, Kai T, Buecker, Susanne, Krasko, Julia, Kritzler, Sarah, & Terwiel, Sophia. (2021). Who does or does not use the ‘Corona-Warn-App’ and why? *European Journal of Public Health*, 31(1), 49-51. <https://doi.org/10.1093/eurpub/ckaa239>.
- Infratest dimap. (2015). *Glaubwürdigkeit der Medien*. Verfügbar unter: <https://www.infratest-dimap.de/umfragen-analysen/bundesweit/umfragen/aktuell/glaubwuerdigkeit-der-medien/>.
- Jäckle, Sebastian, Trüdinger, Eva-Maria, Hildebrandt, Achim, & Wagschal, Uwe (2022). A Matter of Trust: How Political and Social Trust relate to the Acceptance of Covid-19 Policies in Germany. *German Politics, forthcoming*.
- Johansson, Bengt, Hopmann, David Nicolas, & Shehata, Adam (2021). When the rally-around-the-flag effect disappears, or: When the COVID-19 pandemic becomes “normalized”. *Journal of Elections, Public Opinion and Parties*, 31(sup1), 321-334. <https://doi.org/10.1080/17457289.2021.1924742>.
- Kaina, Viktoria (2002). *Elitenvertrauen und Demokratie. Zur Akzeptanz gesellschaftlicher Führungskräfte im vereinten Deutschland*.
- Kaina, Viktoria (2004). Vertrauen in Eliten und die politische Unterstützung der Demokratie. *Politische Vierteljahresschrift*, 45(4), 519-540.
- Keman, Hans (2014). Democratic Performance of Parties and Legitimacy in Europe. *West European Politics*, 37(2), 309-330. <https://doi.org/10.1080/01402382.2014.887877>.
- Li, C. (2013). Little’s test of missing completely at random. *Stata Journal*, 13(4), 795-809. <https://stata-journal.com/article.html?article=st0318>.
- Little, Roderick J. A., & Rubin, Donald B. (2014). *Statistical analysis with missing data*.
- Metz, Thomas, Wagschal, Uwe, Waldvogel, Thomas, Bachl, Marko, Feiten, Linus & Becker, Bernd (2016). Das Debat-O-Meter: Ein neues Instrument zur Analyse von TV-Duellen. *Zeitschrift für Staats- und Europawissenschaften*, 14(1), 124-149. <https://doi.org/10.5771/1610-7780-2016-1-124>.
- Neumann, Franz L. (1954). *Angst und Politik: Vortrag, gehalten an der Freien Universität Berlin aus Anlaß der Verleihung der Würde eines Ehrendoktors der Philosophischen Fakultät*. Mohr.
- Putnam, Robert D. (2000). *Bowling alone: The collapse and revival of American community*. Simon & Schuster.
- R+V Versicherung. (2020). „Die Ängste der Deutschen“ im Langzeitvergleich. Verfügbar unter: <https://www.ruv.de/presse/aengste-der-deutschen/aengste-der-deutschen-langzeitvergleich>.
- R+V Versicherung. (2021). *Corona-Krise: Je länger, desto beängstigender* (S. 1-3). Verfügbar unter: <https://www.ruv.de/dam/jcr:6d26a5d8-e286-41f9-b124-6a87a5499050/ruv-aengste-corona2021.pdf>.
- Raghunathan, Trivellore E., Lepkowski, James M., Hoewyk, John Van, & Solenberger, Perter (2001). A Multivariate Technique for Multiply Imputing Missing Values Using a Sequence of Regression Models. *Survey Methodology*, 27(1), 85-95. <https://www150.statcan.gc.ca/n1/en/pub/12-001-x/2001001/article/5857-eng.pdf?st=M5q6yKf3>.
- Scharpf, Fritz Wilhelm (1970). *Demokratietheorie zwischen Utopie und Anpassung*. Druckerei u. Verlagsanst. Universitätsverl.
- Schmidt, Vivien A. (2013). Democracy and Legitimacy in the European Union Revisited: Input, Output and ‘Throughput’. *Political Studies*, 61(1), 2-22. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9248.2012.00962.x>.

- Schmidt, Vivien A. (2015). *The Eurozone's Crisis of Democratic Legitimacy. Can the EU Rebuild Public Trust and Support for European Economic Integration?* (European Economy - Discussion Papers Nr. 15; S. 1-63). <https://data.europa.eu/doi/10.2765/5015>.
- Schraff, Dominik (2020). Political trust during the Covid-19 pandemic: Rally around the flag or lockdown effects? *European Journal of Political Research*, 1475-6765.12425. <https://doi.org/10.1111/1475-6765.12425>.
- Tausendpfund, Markus (2018). Zufriedenheit mit der Demokratie. Ein Blick auf die Einstellungen der wahlberechtigten Bevölkerung von 1977 bis 2016. *Informationsdienst Soziale Indikatoren: Sonderausgabe: Wählerverhalten und Parteiensystem im Wandel - 40 Jahre Politbarometer*, 60, 29-34. <https://doi.org/10.15464/ISI.60.2018.29-35>.
- Valliant, Richard, & Dever, Jill A. (2018). *Survey weights: A step-by-step guide to calculation* (First edition). Stata Press.
- Wagschal, Uwe (2019). Politikberatung und demokratische Legitimität. In Svenja Falk, Manuela Glaab, Andrea Römmele, Henrik Schober & Martin Thunert (Hrsg.), *Handbuch Politikberatung* (S. 51-65). Wiesbaden: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-658-03483-2_8.
- Wagschal, Uwe, Jäckle, Sebastian, Hildebrandt, Achim, & Trüdinger, Eva-Maria (2020a). *Ausgewählte Ergebnisse einer Bevölkerungsumfrage zu den Auswirkungen des Corona-Virus* (Politikpanel Deutschland). Verfügbar unter: https://www.politikpanel.uni-freiburg.de/docs/Auswertung_PPD_Corona_Umfrage_Mai2020.pdf.
- Wagschal, Uwe, Jäckle, Sebastian, Hildebrandt, Achim, & Trüdinger, Eva-Maria (2020b). *Ausgewählte Ergebnisse der zweiten Welle einer Bevölkerungsumfrage zu den Auswirkungen des Corona-Virus* (Politikpanel Deutschland). Verfügbar unter: https://www.politikpanel.uni-freiburg.de/docs/Auswertung_PPD_Corona_Umfrage_Nov2020.pdf.
- Wagschal, Uwe, Jäckle, Sebastian, Hildebrandt, Achim, & Trüdinger, Eva-Maria (2021). *Ausgewählte Ergebnisse der dritten Welle einer Bevölkerungsumfrage zu den Auswirkungen des Corona-Virus* (Politikpanel Deutschland). Verfügbar unter: https://www.politikpanel.uni-freiburg.de/docs/Auswertung_PPD_Corona_Umfrage_Feb2021.pdf.
- Weiß, Bertram, & Simon, Claus Peter (2017). Wie wir Vertrauen gewinnen – Und verhindern, miss-trauisch zu werden. *GEO Wissen*, 59. <https://www.geo.de/magazine/geo-wissen/16301-rtkl-psychologie-vertrauen-das-verbindende-gefuehl>.

Anschriften der Autoren:

Dr. Sebastian Jäckle, Seminar für Wissenschaftliche Politik, Werthmannstr. 12, 79098 Freiburg i. Br. E-Mail: sebastian.jaeckle@politik.uni-freiburg.de.

Prof. Dr. Uwe Wagschal, Seminar für Wissenschaftliche Politik, Werthmannstr. 12, 79098 Freiburg i. Br. E-Mail: uwe.wagschal@politik.uni-freiburg.de.

Anhang

Tabelle A1: Regressionsmodelle

| | | Spezifisches Politikvertrauen | | | Generalisiertes Politikvertrauen | | |
|--|--|-------------------------------|---------------------|---------------------|----------------------------------|---------------------|---------------------|
| | | Mai 2020 | Nov 2020 | Feb 2021 | Mai 2020 | Nov 2020 | Feb 2021 |
| Sonntagsfrage (Referenzkategorie: CDU/CSU) | | | | | | | |
| SPD | | 0,0144 (0,17) | -0,289** (-3,30) | -0,239** (-2,66) | 0,0753 (0,91) | 0,0337 (0,47) | -0,0900 (-1,16) |
| H2 – Parteipolitische Präferenzen | Linke | -0,418** (-4,39) | -0,564** (-5,96) | -0,502** (-4,63) | -0,195* (-2,38) | -0,187* (-2,02) | -0,164 (-1,61) |
| | Grüne | -0,120+ (-1,72) | -0,165* (-2,46) | -0,147* (-2,03) | -0,0757 (-1,18) | -0,0791 (-1,30) | -0,119+ (-1,88) |
| | FDP | -0,307** (-2,70) | -0,429** (-4,14) | -0,595** (-5,83) | -0,00860 (-0,09) | 0,0116 (0,13) | -0,084 (-0,96) |
| | AfD | -0,975** (-8,59) | -0,884** (-6,62) | -0,826** (-6,77) | -0,277** (-2,73) | -0,308** (-3,00) | -0,169 (-1,58) |
| | Protestpartei (Widerstand2020/WiR2020/dieBasis) | -0,500** (-3,49) | -0,855** (-5,32) | -0,887** (-6,14) | 0,0573 (0,34) | -0,120 (-0,44) | -0,305 (-1,64) |
| | Sonstige | -0,574** (-4,52) | -0,704** (-6,95) | -0,636** (-4,61) | -0,181 (-1,54) | -0,278* (-2,41) | -0,252* (-2,05) |
| | Würde nicht wählen | -0,700** (-4,46) | -0,783** (-6,51) | -0,685** (-5,68) | -0,288* (-2,31) | -0,270** (-2,61) | -0,444** (-3,38) |
| | Nicht wahlberechtigt | -0,202 (-1,22) | -0,134 (-0,73) | -0,563+ (-1,77) | -0,219 (-1,62) | -0,0315 (-0,25) | -0,0383 (-0,20) |
| | Politische Einstellung (Links = 0; Rechts = 1) | -0,129 (-0,71) | -0,307+ (-1,78) | -0,295 (-1,53) | -0,149 (-0,95) | -0,0101 (-0,07) | -0,0271 (-0,16) |
| | H3 – Medien | | | | | | |
| Vertrauen in klassische Informationsquellen | | 1,200** (8,87) | 1,201** (8,53) | 1,393** (11,42) | 0,825** (6,39) | 0,887** (7,89) | 0,925** (7,74) |
| Vertrauen in soziale Medien | | -0,314** (-2,64) | -0,133 (-1,16) | -0,208+ (-1,72) | -0,121 (-1,13) | 0,030 (0,28) | 0,032 (0,29) |
| Kontrollen - Individualebene | | | | | | | |
| Soziales Vertrauen | | 0,048** (3,29) | 0,037** (2,77) | 0,048** (3,50) | 0,058** (4,40) | 0,073** (6,47) | 0,065** (5,14) |
| Generelle Akzeptanz von Covid-19 -Maßnahmen | | -0,102 (-0,79) | -0,049 (-0,42) | -0,019 (-0,16) | 0,048 (0,40) | 0,125 (1,24) | 0,134 (1,14) |
| Bewertung konkreter Covid-19 -Maßnahmen | | 0,122** (5,55) | 0,117** (5,68) | 0,123** (5,97) | 0,089** (4,64) | 0,038* (2,16) | 0,056** (3,10) |
| Größte Angst (Referenzkategorie Arbeitslosigkeit) | | | | | | | |
| Schwere Covid-19-Erkrankung (selbst oder nahestehende Person) | | -0,029 (-0,27) | -0,134 (-1,05) | 0,069 (0,60) | 0,233* (2,23) | 0,010 (0,09) | -0,089 (-0,87) |
| Starker Einbruch der Wirtschaft | | 0,009 (0,08) | -0,149 (-1,10) | 0,069 (0,56) | 0,312** (3,00) | 0,010 (0,08) | -0,050 (-0,45) |
| Einschränkung Lebensgewohnheiten | | 0,004 (0,03) | -0,330* (-2,25) | 0,078 (0,55) | 0,275* (2,33) | -0,045 (-0,34) | -0,097 (-0,79) |
| Einschränkung demokratischer Rechte | | -0,252* (-2,19) | -0,295* (-1,99) | -0,084 (-0,67) | 0,169 (1,45) | -0,0004 (-0,00) | -0,186 (-1,59) |
| Vereinsamung | | -0,066 (-0,47) | -0,152 (-1,02) | 0,001 (0,01) | 0,379** (3,03) | 0,164 (1,16) | -0,111 (-0,95) |
| Psychische Belastung durch die Pandemie | | -0,044 (-1,63) | -0,061* (-2,09) | -0,008 (-0,24) | -0,020 (-0,77) | -0,053* (-2,03) | -0,005 (-0,19) |
| Finanzielle Belastung durch die Pandemie | | 0,030 (0,90) | 0,054 (1,48) | 0,002 (0,05) | 0,018 (0,61) | -0,018 (-0,53) | 0,011 (0,31) |
| Autoritarismus-Skala | | 0,069+ (1,91) | 0,108** (3,10) | 0,113** (2,98) | 0,059+ (1,93) | 0,125** (4,47) | 0,106** (3,00) |

| | | | | | | | |
|---|--|---|--------------------|--------------------|---------------------|---------------------|--------------------|
| | Anzahl der Kinder im Haushalt (zwischen 0 und 10 Jahre) | -0,017 (-0,49) | -0,026 (-0,75) | -0,010 (-0,24) | -0,005 (-0,12) | 0,025 (0,78) | 0,043 (1,18) |
| | Politisches Interesse | -0,055+ (-1,76) | -0,024 (-0,90) | -0,017 (-0,66) | -0,007 (-0,26) | 0,057+ (1,90) | 0,011 (0,38) |
| | Allgemeiner Gesundheitszustand | 0,024 (0,88) | 0,005 (0,19) | 0,030 (1,13) | -0,006 (-0,22) | 0,045+ (1,81) | 0,048+ (1,83) |
| | Einkommensverlust während der Krise | -0,006 (-0,12) | 0,025 (0,60) | 0,027 (0,46) | -0,023 (-0,51) | -0,094* (-2,26) | -0,062 (-1,34) |
| Kontrollen - Individualebene | Geschlecht (Referenzkategorie = Mann) | | | | | | |
| | Frau | -0,046 (-0,98) | -0,009 (-0,19) | 0,040 (0,80) | -0,066 (-1,41) | 0,004 (0,09) | 0,011 (0,21) |
| | Divers | 0,098 (0,22) | -0,447 (-0,77) | -0,270 (-1,09) | -0,570** (-3,79) | -0,441 (-1,03) | -0,419+ (-1,81) |
| | Alter | 0,001 (0,92) | -0,002 (-1,02) | -0,003+ (-1,76) | -0,004** (-3,11) | -0,004** (-3,49) | -0,004* (-2,39) |
| | Höchster Bildungsabschluss (Referenzkategorie = Schulabbruch & Hauptschulabschluss ISCED 1&2) | | | | | | |
| | Mittlere Reife (ISCED 2) | 0,051 (0,74) | -0,032 (-0,44) | -0,064 (-0,92) | 0,023 (0,35) | -0,002 (-0,04) | 0,024 (0,37) |
| | Fachhochschulreife (ISCED 3) | 0,263* (2,50) | 0,043 (0,42) | 0,092 (0,92) | 0,069 (0,74) | 0,020 (0,21) | -0,035 (-0,39) |
| | Abitur (ISCED 3) | 0,199* (2,09) | 0,092 (0,94) | 0,061 (0,66) | 0,183* (2,19) | 0,109 (1,29) | 0,111 (1,25) |
| | Hochschulabschluss (ISCED 5a) | 0,211** (2,91) | 0,089 (1,21) | 0,004 (0,05) | 0,077 (1,14) | 0,024 (0,37) | 0,019 (0,26) |
| | Kontrollen - Kreisebene | # Covid-19 Fälle in den letzten 7 Tagen (Kreisebene) pro 100.000 Einwohner | -0,0007 (-0,23) | -0,0000 (-0,07) | 0,0009 (1,41) | -0,0037 (-1,23) | 0,0002 (0,40) |
| # Covid-19 Tote in den letzten 30 Tagen (Kreisebene) pro 100.000 Einwohner | | 0,0064 (1,21) | 0,0007 (0,06) | -0,0011 (-0,48) | 0,0066 (1,64) | -0,0118 (-1,12) | 0,0008 (0,39) |
| Arbeitslosenquote (2019, Kreisebene) | | -0,0081 (-0,74) | 0,0009 (0,08) | 0,0001 (0,01) | -0,0023 (-0,22) | -0,017+ (-1,73) | -0,0153 (-1,55) |
| BIP pro Kopf (2017, Kreisebene) | | -0,0010 (-0,76) | -0,0003 (-0,24) | -0,0020 (-1,51) | 0,0000 (0,01) | 0,0006 (0,55) | -0,0008 (-0,58) |
| | Konstante | 2,681** (7,07) | 2,856** (7,14) | 2,258** (6,47) | 2,477** (7,39) | 2,071** (6,66) | 2,153** (6,05) |
| | N | 3212 | 3212 | 3212 | 3212 | 3212 | 3212 |
| | mittleres R ² | 0,740 | 0,758 | 0,747 | 0,517 | 0,512 | 0,474 |

Anmerkung: mittlere b-Koeffizienten aus OLS-Regression über 10 MICE Imputationen; t-Statistik in Klammern. + p<0,10; * p<0,05; ** p<0,01; das mittlere R² berechnet sich über alle 10 Imputationen, wobei nach Ofer Harel (2009) Fishers Z-Transformation für die Kombination der einzelnen R²-Werte angewandt wird.

Quelle: Eigene Darstellung.