

Die rechte Mitte?

Zur Rolle objektiver Position und subjektiver Verunsicherung für die Identifikation mit rechten Parteien

Florian R. Hertel und Frederike Esche

1. Einleitung

Aktuelle Zeitdiagnosen beschwören immer häufiger Angst und Verunsicherung als konstitutiv für soziales Handeln (vgl. Bude 2014).¹ Nicht zuletzt der international zu beobachtende Wahlerfolg rechter populistischer Parteien wird zunehmend auf subjektive Faktoren zurückgeführt. So beschreibt Eribon (2016) in einer biografischen Sozioanalyse, wie das Arbeitermilieu in Frankreich, einst fest in der Hand linker Parteien, aufgrund ökonomischer Verunsicherungen und dem Gefühl, von den eigenen Interessenvertretern verraten worden zu sein, sich dem rechts-populistischen Front National zuwendet. Ähnliches weiß Hochschild (2017) von ihren Interviews mit Mitgliedern der (unteren) Mittelschichten aus dem amerikanischen Süden zu berichten. Mit deren Verdrängungsängsten im Statuswettbewerb erklärt Hochschild die Popularität der rechten Tea-Party-Bewegung in Louisiana.

Während in diesen Analysen vor allem Enttäuschte aus den unteren sozialen Lagen als Sympathisantinnen rechter Parteien beschrieben werden, scheinen Forschende hierzulande die Sympathisanten überwiegend in der gesell-

¹ Wir bedanken uns herzlich für die vielen konstruktiven Anmerkungen und Hinweise der beiden Herausgeberinnen sowie für die kritischen Kommentare der Teilnehmer des 19. ISA World Congress of Sociology in Toronto, des RC-28 Spring Meetings 2018 an der Yonsei University und des Jahrestreffens 2018 der DGS Sektion Soziale Indikatoren an der Universität Duisburg-Essen. Ebenso danken wir Gabriela Schmidt für ihr gründliches Lektorat. Alle verbleibenden Fehler liegen alleine in der Verantwortung der Autorinnen.

schaftlichen Mitte zu verorten (vgl. Decker et al. 2015; Koppetsch 2017; Lengfeld 2017, 2018; Rippl et al. 2016). So berichtete Lengfeld (2017) in einer vielbeachteten Studie, dass eher Menschen in mittleren und höheren Statuslagen, nicht aber Arbeiterinnen zur AfD tendieren (vgl. auch Schmitt-Beck et al. 2017). Ebenso scheinen Sympathisanten der Patriotischen Europäer gegen die Islamisierung des Abendlandes (PEGIDA) eher aus der sozialstrukturellen Mitte als aus den unteren Schichten zu stammen (vgl. Reuband 2015; Vorländer et al. 2016).

Diese Studien weisen jedoch einige methodische Mängel auf. So erlaubt z.B. die willkürliche Stichprobenziehung der oben genannten PEGIDA-Befragung keine repräsentativen Aussagen über die Demonstrierenden. Die AfD-Untersuchung Lengfelds wiederum schließt Arbeitslose als wesentliche Modernisierungsverliererinnen von der Untersuchung aus (vgl. Lux 2018) und benutzt eine sozialstrukturelle Einteilung², die ungeeignet ist, um Modernisierungsverlierer zu identifizieren (vgl. Tutić/von Hermanni 2018). Angesichts dieser Probleme verwundert es nicht, dass Replikationsstudien AfD-Sympathisanten eher in den Arbeiterklassen, unter niedrig Gebildeten und Menschen mit geringem Einkommen finden (vgl. Lengfeld/Dilger 2018; Lux 2018; Rippl/Seipel 2018; Tutić/von Hermanni 2018).

Die Diskussion um die Verortung der Sympathisantinnen rechter Parteien und die Erklärung für deren politische Identifizierung ist nicht allein eine Frage methodischer Spitzfindigkeiten. Die widersprüchlichen Einordnungen in der Mitte oder am unteren Rand der Sozialstruktur basieren ebenso auf den Studien zugrundeliegenden alternativen theoretischen Erklärungen für den Zusammenhang von sozialer Ungleichheit und dem Erfolg rechter Parteien und Bewegungen. Mit Verweis auf die Modernisierungsverlierer-Theorie lässt sich die Identifizierung mit rechten politischen Parteien auf objektiv niedrige Positionen und Abwärtsmobilität, subjektive Verunsicherung oder einer Kombination aus beidem zurückführen. Während die Verunsicherungsthese politisch Rechte auch in der sozialstrukturellen Mitte vermutet, verortet die objektive Variante der Modernisierungsverlierer-Theorie diese eher in unteren sozialstrukturellen Lagen.

² Obwohl die von Lengfeld benutzte berufliche Stellung (Arbeiterinnen, Selbstständige, Angestellte und Beamten) sicherlich mit vertikalen Ungleichheitsmaßen korrespondiert, ist die Heterogenität der Kategorien besonders bei Arbeiterberufen extrem ausgeprägt. Diese (unbeobachtete) Heterogenität ist vor allem dann problematisch, wenn durch das Fehlen eines Zusammenhangs eine Hypothese verworfen wird.

Ausgehend von der Annahme, dass es sich bei dem Erfolg der AfD um eine Bündelung klassischer Wählergruppen der politischen Rechten handelt (vgl. Friedrich 2017; Hambauer/Mays 2018; Rosenfelder 2017), widmen wir uns in diesem Beitrag der Frage, wer die Menschen sind, die sich im letzten Jahrzehnt mit rechten Parteien insgesamt identifiziert haben, und welche Veränderungen in der individuellen Situation den Wechsel in das rechte Lager verursachen. Dabei untersuchen wir, ob subjektive Verunsicherung und objektive Statusverluste einen jeweils eigenständigen Beitrag für rechte politische Positionierung liefern, oder ob der Einfluss objektiver Faktoren allein über subjektive Verunsicherung erklärt werden kann (vgl. Lengfeld 2018; Lengfeld/Dilger 2018).

Angeleitet von unserer theoretischen Synthese operationalisieren wir objektive Statusverluste und subjektive Verunsicherung in jeweils drei unterschiedlichen Dimensionen: Bildung, Klasse und Einkommensposition einerseits, selbstbezogene, gesellschaftsbezogene und emotionale Verunsicherung andererseits. Im Gegensatz zu anderen Studien decken wir damit eine Reihe unterschiedlicher Erklärungen gleichzeitig ab. Um den angenommenen (dynamischen) Zusammenhang zwischen Statusverlusten und *darauffolgender* rechter Wahlabsicht theoriegetreu zu modellieren, untersuchen wir zusätzlich anhand eines längsschnittlichen Designs, ob *Veränderungen* der objektiven Lage und der subjektiven Verunsicherung die individuelle Identifizierung mit rechten Parteien befördert.

Im weiteren Verlauf des Artikels werden wir zunächst mit der Modernisierungsverlierer-Theorie einen theoretischen Rahmen für die Berücksichtigung der objektiven Position und der subjektiven Verunsicherung bei der Erklärung rechter politischer Positionierung vorstellen. Im dritten Teil erläutern wir unsere methodische Vorgehensweise. Es folgt die Präsentation der Ergebnisse und eine abschließende Diskussion.

2. Modernisierungsverlierer-Theorie und Identifikation mit rechten Parteien

Der Erfolg rechter Parteien wird in (deutschsprachigen) soziologischen Beiträgen häufig anhand der Modernisierungsverlierer-Theorie (MVT) untersucht. Nach Spier (2010) erklärt die MVT den Erfolg rechter Parteien als Reaktion auf einen Statusverlust, welcher Folge von gesellschaftlicher Mo-

dernisierung ist (vgl. Bornschier/Kriesi 2013; Lengfeld 2017). Dieser soziale Wandel findet auf unterschiedlichen Ebenen statt. Veränderungen am Arbeitsmarkt, z. B. aufgrund von technologischem oder rechtlichem Wandel, führen zur Auf- und Abwertung ganzer Berufsgruppen, aber auch von individuell erlerntem Wissen und Fähigkeiten (vgl. Nachtwey 2016). Der Wandel von Normen und Werten stellt zudem bewährte Lebensstile und -formen sowie Geschlechterrollen und -identitäten über Verschiebungen der sozialen Anerkennungshierarchie infrage (vgl. Inglehart/Norris 2016). Globale Entwicklungen wie zunehmende ökonomische Interdependenzen und internationale Migration verringern schließlich den individuellen Handlungsspielraum im Umgang mit lokalen Ereignissen und reduzieren die Integrationskraft tradiert er sozialer Bezugsgruppen (vgl. Beck 1986, 1994).

Sozialstrukturell führen Modernisierungsprozesse zu erheblichen gesellschaftlichen Verschiebungen – pointiert in Becks (1986) Aufstiegs- oder Nachtweys (2016) Abstiegsgesellschaft beschrieben – mit entsprechenden Gewinnerinnen und Verlierern. Als objektive Modernisierungsverlierer gelten gering gebildete Menschen, die außerhalb des Arbeitsmarktes stehen oder in unteren Arbeitsmarktpositionen tätig sind und mit geringen Einkommen leben müssen (vgl. Mills et al. 2008). So sind vor allem Arbeiterinnen im verarbeitenden Gewerbe sowie Dienstleister vom technologischen und berufsstrukturellen Wandel betroffen (vgl. Hertel 2017). Ebenso haben kleine Selbstständige dem Konkurrenzdruck, der mit der Globalisierung einhergeht, weniger entgegenzusetzen als kapitalstarke Unternehmen. Aufgrund ihrer unterdurchschnittlichen Ausstattung mit ökonomischen, kulturellen und sozialen Ressourcen sind Menschen in diesen Klassenlagen mit höherer Wahrscheinlichkeit negativ von Modernisierungsschüben betroffen und bilden Einstellungen und Sorgen heraus, die rechte politische Positionen begünstigen (vgl. Sommer 2010).

Andersherum kann Statusverlust auch subjektiv gefühlt sein, ohne mit einer objektiven Veränderung der sozioökonomischen Lage zu korrespondieren. Der gefühlte Reputationsverlust »überkommener Weltbilder und Werteordnungen« (Rippl/Seipel 2018: 240) und die Infragestellung traditioneller Lebensweisen führen dann zu einem Aufgehen subjektiver Modernisierungsverliererinnen gegen die mit den Modernisierungsschüben einhergehende Pluralisierung von Lebensformen und Werten. Diese Positionen werden dann vorrangig von rechten Parteien bedient, die eine Rückkehr zu Altbekanntem oder eine Aufwertung der eigenen Existenz versprechen. Aus

dieser Perspektive sind rechtspopulistische Einstellungen zumindest zum Teil individuelle Gegenreaktionen auf Jahre soziokulturellen Wandels und gesellschaftlicher Liberalisierung, die individuelle Verunsicherung zur Folge haben (vgl. Inglehart/Norris 2016). Mit einer solchen Verschlechterung des subjektiven Wohlbefindens korrespondieren xenophobe Einstellungen und Abwertungen gegenüber Menschen, die als Bedrohung wahrgenommen werden. Deren Bekämpfung machen sich rechtspopulistische Bewegungen und Parteien zu eigen und stilisieren sich als Alleinvertreterinnen im Kampf um Sicherheit und gegen »Überfremdung« oder gar die »Flüchtlingskrise« (vgl. Bauman 2016).

Objektive Modernisierungsverlierer

Der oben beschriebene Zusammenhang zwischen objektiv niedriger sozialer Position und rechter politischer Positionierung wird klassisch über prekäre Sozialisationsbedingungen und ökonomische Verhältnisse begründet. So postulierte bereits Lipset (1959), dass Arbeiter aufgrund geringer Bildung und unsicherer Beschäftigungsverhältnisse stärkeren Einkommensfluktuationen ausgesetzt sind. Ökonomisch prekäre Lebensumstände und tendenziell instabilere Familienverhältnisse begünstigen wiederum die Entstehung dichotomer Weltbilder und autoritärer Einstellungen.

Für diesen Zusammenhang finden sich viele empirische Belege. So lassen sich die den autoritären Einstellungen zugrunde liegenden Dispositionen, z. B. rigide und oberflächliche Denkstrukturen, aber auch Zynismus und Misstrauen, vermehrt in Arbeiterklassenlagen finden (vgl. Scheuregger/Spier 2007). Und selbst unter Kontrolle rechtsaffiner Einstellungen bleibt ein deutlicher Zusammenhang zwischen (Arbeiter-)Klassenlage und rechtspopulistischer Wahlentscheidung bestehen (vgl. Spier 2010). Studien aus den 1990er Jahren verweisen zudem auf eine (postindustrielle) »Proletarisierung« rechter Elektorate hin (vgl. Betz 1994; Dülmer/Klein 2005), während aktuelle Forschung belegt, dass rechtspopulistische Parteien vor allem in Arbeiterklassen und unter sozial Marginalisierten Zuspruch finden (vgl. Oesch/Rennwald 2018; Spier 2010: 261 ff.). Ähnliche Ergebnisse wurden auch für potentielle AfD-Wählerinnen berichtet (vgl. Hambauer/Mays 2018; Kroh/Fetz 2016).

Subjektive Modernisierungsverlierer

Die angeführte Erklärung nimmt eine relativ unvermittelte Beziehung zwischen niedriger objektiver Position, prekären Lebensumständen und rechten politischen Einstellungen an. Der Erfolg der AfD setzt jedoch zu einer Zeit ein, in der makroökonomische Indizes für Arbeitsmarkt und Wirtschaft kaum besser sein könnten: in 2017 wuchs das Bruttoinlandsprodukt in Deutschland preisbereinigt um 2,2 Prozent, die Arbeitslosenquote sank um 0,4 Prozentpunkte auf 5,7 Prozent (Destatis 2018). Dieser augenscheinliche Widerspruch basiert jedoch auf dem ökologischen Fehlschluss, individuelles Handeln (rechte Wahlentscheidung oder Parteiidentifikation) direkt aus gesellschaftlichen Aggregatzuständen (wirtschaftliche Lage) abzuleiten. Demgegenüber gibt es mindestens drei Ansätze, die den gefühlten Statusverlust als zentrale Erklärung für rechte politische Einstellungen auf der Individualebene identifizieren (vgl. Decker et al. 2016; Koppetsch 2017; Rippl/Seipel 2018). Wir ordnen diese Ansätze danach, ob sie eher selbstbezogene, gesellschaftsbezogene oder emotionale Verunsicherung als individuelle Ursache rechter Einstellungen und politischer Positionierung vorschlagen.

Hochschilds (2017) Befunden zufolge werden in den USA Sympathien mit der rechtspopulistischen Tea-Party-Bewegung nicht durch tatsächliche Positionsverluste hervorgerufen. Vielmehr liegt diesen Sympathien *selbstbezogene Verunsicherung* zugrunde, die sich in der Sorge äußert, dass Minderheiten aufgrund staatlicher Protektion den im amerikanischen Traum angelegten Statuswettbewerb für sich entscheiden könnten. In den Ängsten um den potentiellen eigenen Abstieg sind dann unterschiedlichste Bevölkerungsgruppen geeint, wie Koppetsch vermutet: »[D]ie Anhängerschaft des Rechtspopulismus [bildet] gerade keine soziale Klasse [...] sondern [...] umfasst [...] Arbeiter und kleine Gewerbetreibende genauso [...] wie [...] Mittelschichtseliten und Akademiker« (Koppetsch 2017: 15–16). Aus dieser Perspektive ist es demnach die selbstbezogene Sorge, die unabhängig von der objektiven Position Sympathien mit rechten Positionen befördert.

Basierend auf den Ergebnissen der Leipziger »Mitte«-Studie (vgl. Decker et al. 2015, 2016) weisen sozialpsychologische Überlegungen zum autoritären Charakter andererseits auf die Rolle von *gesellschaftsbezogener Verunsicherung* als weiteren subjektiven Faktor hin. Wie die klassischen Studien zur Erklärung von Faschismus und Antisemitismus darlegen, ist die autoritäre Persönlichkeit durch eine prekäre Identität gekennzeichnet, die aus

der absoluten Anpassung an die bestehende Ordnung und der Ablehnung der Schwachen und des Fremden ihre Stärke bezieht (vgl. Adorno et al. 1950: 759 ff.). Vor dem Hintergrund der Bildungsexpansion und des gesellschaftlichen Wandels hin zu liberalen Werten und (Erziehungs-)Normen geht Decker (2015) davon aus, dass die aktuelle Ausformung eines sekundären autoritären Charakters (bzw. autoritären Syndroms) weniger auf gewaltförmige Sozialisationserfahrungen im Elternhaus und direkter Identifikation mit einer Führerpersönlichkeit als vielmehr auf der Unterdrückung der eigenen Bedürfnisse zugunsten der Identifikation mit der abstrakten wirtschaftlichen Stärke der Nation beruht (vgl. Menz/Nies im Druck). Da die ökonomische Krise dem Kapitalismus inhärent ist, schlägt zyklisch jedoch »der sekundäre in primären Autoritarismus um [und es] erwacht die Sehnsucht nach dem primären Führer, der es gestattet, den Zwang zu Selbstkontrolle abzuschütteln, ohne das Versprechen der kapitalistischen Ökonomie aufzugeben zu müssen.« (Decker 2018: 49) Verschafften das Wirtschaftswunder und die deutsche Wirtschaftskraft dem Bedürfnis nach Anerkennung und positiver Gruppenidentität in der Nachkriegszeit noch Geltung, dann gipfelten geringeres Wachstum und sich wiederholende Krisen in Fremdgruppenabwertung und Aggressionen einer »enthemmten Mitte« gerade gegenüber den Minderheiten, die als wirtschaftliche Belastung empfundenen werden (vgl. Decker et al. 2016).³

Aus psychologischer Sicht gesellt sich schließlich *emotionale Verunsicherung*, die aus Frustration, Furcht und Ärger erwächst, zu den Faktoren, die durch den gefühlten Statusverlust ausgelöst werden und rechtsaffinen Einstellungen und Weltbildern zugrunde liegen können (vgl. Bakker et al. 2016). So motiviert Furcht eine Neubewertung der Situation (vgl. Petersen 2010; Valentino et al. 2008), die nicht nur bestehende politische Präferenzen infrage stellen kann, sondern zudem Einstellungen begünstigt, die sich gegen Fremdgruppen und Immigrantinnen richten (vgl. Brader et al. 2008). Ärger hingegen ist eine emotionale Reaktion auf Regelverstöße (vgl. Petersen 2010), die irrationale Zuweisungsprozesse von Verantwortung verstärkt und nach Bestrafung für vermeintliche oder tatsächliche Regelverstöße, z. B. von nicht näher benannten »politischen Eliten«, verlangt. Ärger begünstigt verschie-

³ Der Mitte-Begriff dient hier jedoch nicht nur zur vertikalen Lokalisierung des autoritären Syndroms innerhalb der Sozialstruktur. Vielmehr soll er darauf verweisen, dass autoritäre Einstellungen in einem breiten Teil der Bevölkerung zu finden seien (vgl. Decker 2018: 24 f.).

dene Elemente rechter politischer Identitäten wie ethnozentristische Weltbilder (vgl. Banks 2016) und autoritäre Einstellungen (vgl. Vasilopoulos et al. 2018).

Furcht und Ärger stehen jedoch auch in einer Verbindung zu gefühltem Statusverlust und können in einer Wirkungskette gemeinsam gedacht werden (vgl. Salmela/von Scheve 2017). Die zunehmende Individualisierung von biografischen Erfolgen einerseits, persönlichem Versagen andererseits führt dazu, dass Angst vor Statusverlust individuell über Ressentiments in Wut und Zorn gegen Fremdgruppen umgewandelt wird. Emotionale Distanzierungen von der Scham fördern zudem den Rückzug auf vermeintlich stabile traditionelle und partikularistische Identitäten.

Zusammenfassend können subjektive Modernisierungsverliererinnen dreidimensional gezeichnet werden. Bedroht von wahrgenommenen Statuskämpfen und Prestigeverlusten erleiden sie selbstbezogene Sorgen. Ihre prekären Identitäten sind von gesellschaftsbezogenen Sorgen um die Eigengruppe gekennzeichnet und stabilisieren sich durch ablehnende Einstellungen gegenüber Fremdgruppen. Der gefühlte Statusverlust geht auf emotionaler Ebene mit Ängsten und Scham einher, welche sich über Ressentiments in Wut und Zorn gegenüber Fremdem äußern.

Objektive und subjektive Modernisierungsverliererinnen

Die zuvor skizzierten objektiven und subjektiven Perspektiven können zwar analytisch unabhängig voneinander gedacht werden, verschwimmen aber in den meisten empirischen Untersuchungen (Lengfeld/Dilger 2018). Verluste in symbolischen Auseinandersetzungen über gesellschaftliche Anerkennung, die der subjektiven Variante der MVT zugrunde liegen, werden häufig implizit oder explizit an objektive Statusverluste gekoppelt. Komplexe Entscheidungen wie die Teilnahme an einem PEGIDA-Aufmarsch, eine AfD-Wahlabsicht oder die Identifikation mit einer rechten Partei können somit gleichzeitig subjektive und objektive Ursachen haben.

So kann vermutet werden, dass Menschen in einer niedrigen sozioökonomischen Position zu rechten Positionen tendieren, weil sie sich Sorgen um ihre sozioökonomische Lage machen. Und eventuell sind gerade die Menschen um das Gemeinwohl besorgt, die selber in ökonomisch prekären Situationen leben. Schließlich könnte der Zusammenhang niedriger Einkommen und rechter Positionierung durch emotionale Reaktionen vermittelt sein,

die mit relativer Deprivation einhergehen können. In all diesen Fällen wäre nicht allein der objektive Statusverlust, sondern erst sein subjektiver Niederschlag in gefühlter Verunsicherung ausschlaggebend für das Entstehen und Verstärken rechter politischer Einstellungen und Identitäten. Dynamisch gedacht bedeutet dies, dass eine objektive Verschlechterung nur bei gleichzeitiger subjektiver Verunsicherung wirksam wird bzw. der Effekt einer objektiven Verschlechterung der eigenen Position sich in subjektiven Sorgen, Ängsten und anderen negativen Empfindungen materialisiert, die dann den Wechsel nach rechts erklären können.

Zusammenfassung der Hypothesen

Auf Basis der vorgestellten Erklärungsansätze lassen sich folgende Hypothesen ableiten. Der Verständlichkeit halber unterscheiden wir nur zwischen subjektiver Verunsicherung und objektiver Positionierung. Die weitere Ausdifferenzierung wird im Untersuchungsdesign erneut aufgenommen. Wir präsentieren zunächst statische Hypothesen, die deskriptive Aussagen über Personen treffen, die sich mit rechten Parteien identifizieren.

H1: Je niedriger die soziale Position, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, sich mit rechten Parteien zu identifizieren.

H2: Je höher die subjektive Verunsicherung, desto wahrscheinlicher ist die Identifikation mit einer Partei der extremen Rechten.

Zudem können wir dynamische Hypothesen formulieren, die anders als die zunächst rein beschreibenden eine zeitliche Wirkungsrichtung unterstellen.

H3: Auf sozioökonomische Positionsverluste folgt mit einer höheren Wahrscheinlichkeit die Identifizierung mit einer extrem rechten Partei.

H4: Nimmt die subjektive Verunsicherung zu, folgt mit einer höheren Wahrscheinlichkeit die Identifizierung mit einer extrem rechten Partei.

Des Weiteren sind aus statischer und dynamischer Perspektive zwei Mediashypothesen formulierbar.

H5: Der Zusammenhang zwischen objektiver Position und rechter Parteiidentifikation erklärt sich über den Einfluss subjektiver Verunsicherung.

H6: Die positive Wirkung objektiver Positionsverluste für die Identifikation mit rechten Parteien erklärt sich über gesteigerte subjektive Verunsicherung.

Im Folgenden untersuchen wir diese sechs Hypothesen für die Bevölkerung der Bundesrepublik Deutschland seit 2007. Dazu stellen wir zunächst die Daten und die angewandten Methoden vor, bevor wir die empirischen Ergebnisse präsentieren.

3. Daten, Variablen und Methoden

Für die empirische Analyse werden die Daten des Sozio-ökonomischen Panels (SOEPv.33.1) genutzt (vgl. Goebel et al. 2018). Neben Indikatoren zur Abbildung des sozioökonomischen Status sowie verschiedenen Indikatoren bezüglich des subjektiven Wohlbefindens wird seit 1990 im jährlichen Turnus ebenfalls die (rechte) Parteiidentifikation erhoben. Dennoch basieren die empirischen Analysen lediglich auf den SOEP-Daten der Jahre 2007–2016, da die Messung der Emotionen erst seit 2007 erfolgt.

Operationalisierung der abhängigen und unabhängigen Variablen

Als abhängige Variable wird die Parteiidentifikation verwendet. Diese wird im SOEP mittels der Frage »Viele Leute in der Bundesrepublik neigen längere Zeit einer bestimmten Partei zu, obwohl sie auch ab und zu eine andere Partei wählen. Wie ist das bei Ihnen?« erfasst. Zu berücksichtigen ist, dass die Befragten nur dann die entsprechende Partei angeben, wenn sie sich tatsächlich auch mit einer identifizieren. Für die Analysen wird eine dichotome Variable gebildet, wobei zwischen »rechte Partei« (1 – DVU, NPD, Republikaner, Die Rechten und AfD)⁴ und »keine rechte Partei« (0 – alle übrigen Parteien und keine Parteiidentifikation) unterschieden wird. Verglichen mit der Wahlabsicht

4 Die rechten Parteien werden im SOEP in unterschiedlichen Kategorien erhoben. Von 2007–2012 wird nach DVU/Republikaner/NPD gefragt und seit 2013 NPD/Republikaner/Die Rechten kategorisiert. Seit 2015 wird zusätzlich auch die AfD abgefragt.

bzw. Wahlentscheidung handelt es sich bei der Parteiidentifikation um ein robusteres Instrument. Während bei ersterem auch (einmalige) Protestwählerinnen eingeschlossen sind, verweist die Identifikation auf eine längerfristige Bindung zwischen Individuum und Partei (vgl. Falter et al. 2000; Mayer 2016).

Die objektiv beobachtbare sozioökonomische Position der Befragten wird in drei Dimensionen abgebildet. Das *Bildungsniveau*, also der höchste erreichte Schulabschluss, umfasst die vier Kategorien »maximal Hauptschule«, »Realschule«, »Fachhochschulreife/Abitur« sowie »Sonstiges«. Die *Klassenlage* wird mithilfe des Oesch-Klassenschemas ermittelt, wobei jedoch eine kondensierte Kategorisierung verwendet und lediglich zwischen den folgenden acht Kategorien differenziert wird: »obere Klassenlagen« (d. h. Arbeitgeber, Freiberuflerinnen, Technische Expertinnen, oberes Management und soziokulturelle Professionen), »Mittelklassenlagen« (d. h. Technikerinnen, mittleres Management sowie soziokulturelle Semi-Professionen), »kleine Selbstständige mit und ohne Mitarbeiter«, »(un)gelernte Industriearbeiterinnen«, »(un)gelernte Dienstleistende«, »(un)gelernte Büro- und Verwaltungskräfte« sowie »nicht erwerbstätig« und »arbeitslos« (vgl. Oesch 2006, 2013). Gegenüber anderen Klassenschemata hat dieses den Vorteil, dass es zwischen unterschiedlichen horizontalen Segmenten der Arbeiterklasse im Produktions-, Dienstleistungs- und Verwaltungsbereich differenziert und so die Proletarisierungsthese rechter Sympathisanten zu untersuchen erlaubt. Anstelle des Klassenschemas wird für die Überprüfung der dynamischen Hypothesen der *Erwerbsstatus* gebildet, der die Kategorien »erwerbstätig«, »arbeitslos« und »nicht erwerbstätig« beinhaltet. Berücksichtigt werden zudem die relative Position des *monatlichen Nettoäquivalenzeinkommens* sowie des *monatlichen individuellen Erwerbseinkommens* zum Medianhaushaltseinkommen bzw. zum Medianerwerbseinkommen.

Auch bezüglich der subjektiven Verunsicherung unterscheiden wir drei Dimensionen. Die selbstbezogene Verunsicherung wird mittels der *Lebenszufriedenheit* und der *Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen*, die beide auf einer 11-er Skala von 0 (»ganz und gar unzufrieden«) bis 10 (»ganz und gar zufrieden«) erhoben werden, gemessen. Während sich letztere ausschließlich auf die finanzielle Situation bezieht, evaluiert die Lebenszufriedenheit das Leben als Ganzes und berücksichtigt dabei unterschiedliche Lebensbereiche.⁵

⁵ Im SOEP wird außerdem die Zufriedenheit mit dem persönlichen Einkommen erhoben. Allerdings wird diese aufgrund der starken Korrelation mit der Zufriedenheit mit dem

Dabei wird davon ausgegangen, dass die Bewertung der Zufriedenheit relativ zu einem Vergleichsstandard erfolgt, sei es im Vergleich zu den eigenen bisherigen Erfahrungen sowie den Erwartungen an das zukünftige Leben oder zu anderen Personen aus dem sozialen Umfeld (vgl. Schwarz/Strack 1999). Da die oben beschriebenen Modernisierungsschübe als ökonomische Bedrohung wahrgenommen werden sowie die gesamte tradierte Lebensweise infrage stellen können, behandeln wir diese beiden Indikatoren als zentrale Maße für selbstbezogene Verunsicherung. Die gesellschaftsbezogene Verunsicherung wird über die *Sorgen bezüglich der wirtschaftlichen Entwicklung* sowie der *Zuwanderung* erfasst, wobei hier zwischen »keine Sorgen«, »einige Sorgen« und »große Sorgen« differenziert wird. Beide Indikatoren fokussieren makrostrukturelle Entwicklungen. Sie beziehen sich einerseits auf die wirtschaftliche Stärke, andererseits auf Fremdgruppen, die eventuell als wirtschaftliche Belastung empfunden werden. Die emotionale Verunsicherung wird anhand der Emotionen *Angst* und *Ärger* gemessen, die angeben, wie oft die Befragten das entsprechende Gefühl in den letzten vier Wochen erlebt haben. Obgleich die spezifischen Gründe für das Erleben von Angst und Ärger unklar sind, dient Angst als direktes Maß zur Abbildung der emotionalen Verunsicherung. Ärger hingegen bildet z. B. den Unmut über als ungerecht empfundene aktuelle (Lebens-)Verhältnisse ab. Die ursprünglich auf einer 5-er Skala erfassten Emotionen werden für die empirische Analyse zu den drei Kategorien »(sehr) selten«, »manchmal« und »(sehr) oft« zusammengefasst.

Als Kontrollvariablen werden neben dem *Geschlecht*, *Migrationsstatus* und *Alter der Familienstatus* benutzt. Bezüglich des Familienstatus wird zwischen »verheiratet«, »geschieden/verwitwet« und »ledig« unterschieden. Zudem wird für *Ost- und Westdeutschland* sowie die *Beobachtungsjahre* kontrolliert.

Methodisches Vorgehen

Die empirische Überprüfung umfasst zwei Teile. Der erste Teil widmet sich zunächst der Frage, wer die Personen sind, die sich mit rechten Parteien identifizieren. Hierfür werden die gepoolten Querschnittsdatensätze anhand multipler logistischer Regressionen analysiert. Dabei gehen alle Befragten in

Haushaltseinkommen ($r=0.80$) nicht bei der empirischen Analyse berücksichtigt. Letztere wird bevorzugt, da das Haushaltseinkommen ein umfassenderes Bild der Einkommenssituation des Haushaltes abbildet.

die Analyse ein, die vollständige Information hinsichtlich der oben genannten Prädiktoren aufweisen ($N=186.090$). Die Verteilung der Ausprägungen der Variablen in der Stichprobe ist in Tabelle 1 dargestellt.

Die erklärenden Variablen werden schrittweise in das Modell eingeführt. Das Basismodell enthält neben den Kontrollvariablen die Indikatoren zur Messung der objektiven sozioökonomischen Position der Befragten. Um zu überprüfen, inwieweit die Effekte der objektiven Position letztendlich durch die subjektive Verunsicherung der Befragten vermittelt werden, werden anschließend die drei Dimensionen subjektiver Verunsicherung schrittweise hinzugefügt. Es werden zunächst die Zufriedenheiten (selbstbezogene Verunsicherung), die Sorgen um die wirtschaftliche Entwicklung und Zuwanderung (gesellschaftsbezogene Verunsicherung) und abschließend die Emotionen Angst und Ärger (emotionale Verunsicherung) in das Modell aufgenommen. Da Mediationsbeziehungen interpretiert werden und bei einer logistischen Regression die Effekte der erklärenden Variablen nicht über verschiedene Modelle hinweg verglichen werden können (vgl. Mood 2010), erfolgt die Analyse unter Anwendung der Karlson-Holm-Breen (KHB)-Methode (vgl. Breen et al. 2013). Da es sich um gepoolte Querschnittsdaten handelt, werden geclusterte Standardfehler berechnet.

Tabelle 1: Beschreibung der abhängigen und unabhängigen Variablen

| | Querschnitt ($N=186.090$) | | Längsschnitt ($N=5.690$) | |
|-----------------------------|-----------------------------|-------------|----------------------------|-------------|
| | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) |
| rechte Parteiidentifikation | 0,9 % | | 26,3 % | |
| Beobachtungsjahre | | | | |
| 2007-2013 | 63,9 % | | 59,7 % | |
| 2014-2016 | 36,1 % | | 40,4 % | |
| Alter | 51,0 | (16,9) | 46,5 | (16,2) |
| weiblich | 53,2 % | | 36,2 % ^a | |
| Familienstatus | | | | |
| verheiratet | 64,3 % | | 57,2 % | |
| ledig | 20,2 % | | 28,4 % | |
| geschieden/verwitwet | 15,5 % | | 14,4 % | |

| | Querschnitt (N = 186.090) | | Längsschnitt (N = 5.690) | |
|--|----------------------------------|--------------------|---------------------------------|--------------------|
| | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) |
| Migrationshintergrund | 21,6 % | | 14,5 % ^a | |
| Ostdeutschland | 23,7 % | | 40,6 % | |
| Bildungsniveau | | | | |
| max. Hauptschule | 32,3 % | | 35,9 % ^a | |
| Realschule | 30,3 % | | 40,5 % ^a | |
| Fach-/Abitur | 28,7 % | | 16,7 % ^a | |
| sonstige | 8,7 % | | 6,8 % ^a | |
| Klassenschema ^b | | | | |
| obere Klassen | 14,8 % | | | |
| Selbstständige mit und ohne Angestellte | 2,4 % | | | |
| Mittelklasse | 14,5 % | | | |
| (un)gelernte manuelle Arbeiter | 11,2 % | | | |
| (un)gelernte Büro- und Verwaltungskräfte | 6,1 % | | | |
| (un)gelernte Dienstleistende | 9,7 % | | | |
| arbeitslos | 4,7 % | | | |
| nicht erwerbstätig | 36,6 % | | | |
| Erwerbsstatus | | | | |
| erwerbstätig | | | 63,7 % | |
| arbeitslos | | | 8,6 % | |
| nicht erwerbstätig | | | 27,6 % | |
| relative HH-Einkommensposition | 1,2 | (0,9) | 1,1 | (0,6) |
| relative individuelle Erwerbsein-kommensposition | 0,8 | (1,3) | 0,8 | (1,0) |
| Zufriedenheit mit dem HH-Einkommen | 6,6 | (2,2) | 5,9 | (2,4) |
| Lebenszufriedenheit | 7,1 | (1,7) | 6,7 | (2,0) |

| | Querschnitt (N=186.090) | | Längsschnitt (N=5.690) | |
|---------------------------------------|-------------------------|-------------|------------------------|-------------|
| | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) | Anteile / Ø | (Std.-Abw.) |
| Ärger | | | | |
| (sehr) selten | 37,2 % | | 27,9 % | |
| manchmal | 40,9 % | | 36,9 % | |
| (sehr) oft | 21,9 % | | 35,2 % | |
| Angst | | | | |
| (sehr) selten | 75,0 % | | 72,6 % | |
| manchmal | 17,5 % | | 17,5 % | |
| (sehr) oft | 7,5 % | | 9,9 % | |
| Sorgen um wirtschaftliche Entwicklung | | | | |
| keine Sorgen | 22,8 % | | 34,5 % | |
| einige Sorgen | 59,6 % | | 51,3 % | |
| große Sorgen | 17,6 % | | 14,3 % | |
| Sorgen um Zuwanderung) | | | | |
| keine Sorgen | 27,0 % | | 65,2 % | |
| einige Sorgen | 42,5 % | | 26,0 % | |
| große Sorgen | 30,5 % | | 8,8 % | |

Hinweis: ^a Da es sich um zeitkonstante Variablen handelt, wurden die Anteile nur auf Basis einer Beobachtung pro Person berechnet (N=939).

^b Anstelle des Klassenschemas werden die Anteile für die Stichprobe der Längsschnittanalyse für den Erwerbsstatus angegeben.

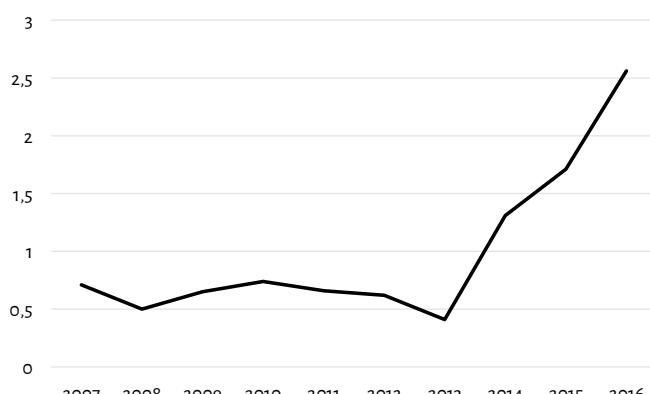
Der zweite Teil der empirischen Analyse widmet sich der längsschnittlichen Überprüfung der MVT und beschäftigt sich mit der Frage, inwieweit objektiv beobachtbare Positionsverluste sowie zunehmende subjektive Verunsicherung den Wechsel der Parteiidentifikation erklären. Es werden nun Veränderungen betrachtet, sodass die Längsschnittdaten mittels logistischer Fixed-Effects-Regressionsmodelle analysiert werden. Analog zu der logistischen Analyse der Querschnittsdaten erfolgt auch hier die Anwendung der KHB-Methode. Ebenfalls werden die erklärenden Variablen schrittweise in das Modell eingeführt. Da Fixed-Effects-Modelle ausschließlich auf Veränderungen innerhalb von Personen abzielen und somit für unbeobachte-

te Heterogenität kontrollieren, werden Befragungspersonen, die keinerlei Wechsel hinsichtlich der Parteiidentifikation aufweisen, von dieser Analyse ausgeschlossen (vgl. Allison 2009). Dies führt zu einer deutlichen Stichprobenreduzierung, sodass jetzt nur noch 936 Personen mit insgesamt 5.690 Personen-Jahr-Beobachtungen zur Verfügung stehen. Die Verteilung der Variablen für die entsprechende Stichprobe ist ebenfalls in Tabelle 1 dargestellt. Da per Definition keine zeitkonstanten Variablen in das Modell integriert werden können, werden Geschlecht, Bildungsniveau sowie Migrationsstatus in diesen Modellen nicht berücksichtigt. Ebenso ist auch die Klassenlage von der Analyse ausgeschlossen. Zwar ist diese strenggenommen zeitveränderlich, allerdings sind Wechsel über die Zeit äußerst selten (vgl. Groh-Samberg/Hertel 2011). Anstelle der differenzierten Klassenlage wird daher der Erwerbsstatus in das Modell integriert.

4. Ergebnisse

In Abbildung 1 ist der Anteil der Personen mit einer rechten Parteiidentifikation im Zeitverlauf von 2007 bis 2016 dargestellt. Während der Anteil bis 2013 relativ stabil ist, steigt dieser mit der Gründung der AfD sprunghaft an.

Abbildung 1: Anteil der Personen mit rechter Parteiidentifikation in Prozent im Zeitverlauf



Quelle: SOEPv.33.1, eigene Berechnungen; gewichtete Werte

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse der logistischen Regression dargestellt. Das Ausgangsmodell beinhaltet neben den Kontrollvariablen die Indikatoren zur Abbildung der sozioökonomischen Position der Befragungspersonen (M 1). Bezogen auf die Kontrollvariablen zeigt sich, dass die Wahrscheinlichkeit einer rechten Parteiidentifikation seit 2014 deutlich angestiegen ist und in Ostdeutschland signifikant höher ausfällt als in Westdeutschland. Des Weiteren weisen Frauen und Migranten eine signifikant geringere Wahrscheinlichkeit für eine rechte Parteiidentifikation auf. Zudem sinkt die Wahrscheinlichkeit mit zunehmendem Alter. In Einklang mit Hypothese 1 bestätigen die Ergebnisse die Annahme, dass die Wahrscheinlichkeit, sich mit rechten Parteien zu identifizieren, signifikant höher ist, je geringer die sozioökonomische Stellung der Befragten ausfällt. So weisen Personen mit (maximal) Hauptschulabschluss und Realschulabschluss eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit für eine rechte Parteiidentifikation auf als Personen mit Fach-/Abitur. Ebenso lässt sich ein Einkommenseffekt feststellen: Die Wahrscheinlichkeit ist umso größer, je schlechter die Einkommensposition des Haushaltes, relativ zum Median gesehen. Zudem beeinflusst die Klassenlage die Parteiidentifikation. Während wir keine Unterschiede zwischen unteren Verwaltungsangestellten, Erwerbstätigen in mittleren und in hohen Klassenlagen finden, neigen vor allem manuelle Arbeiterinnen und Dienstleister sowie Arbeitslose und Nichterwerbstätige eher zu einer rechten Parteiidentifikation. Gleiches gilt für Solo-Selbstständige und kleine Arbeitgeberinnen. Diese Befunde weisen nicht nur deutlich in Richtung der objektiven MVT, sondern sie lassen eine sozialstrukturell genauere Differenzierung zu: Nicht alle Angehörigen der Arbeiterklassen neigen zu einer rechten Parteiidentifikation, sondern insbesondere Erwerbstätige in klassischen Blue- und neueren Pink-collar-Positionen.

Analog zu den objektiven Faktoren und gemäß Hypothese 2 ist eine rechte Parteiidentifikation umso wahrscheinlicher, je höher die subjektive Verunsicherung der Personen (M 2 – M 4). Dies gilt für alle drei betrachteten Dimensionen. So identifizieren sich Personen umso eher mit rechten Parteien, je höher deren selbstbezogene Verunsicherung, d. h. je unzufriedener die Befragten mit dem Haushaltseinkommen und dem Leben als Ganzes sind (M 2). Ein positiver Effekt ergibt sich ebenfalls für die gesellschaftsbezogene Verunsicherung (M 3). Je mehr sich die Befragten um die Zuwanderung und die wirtschaftliche Entwicklung sorgen, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass sie zu rechten Parteien neigen. Bezogen auf die Sorgen um die

wirtschaftliche Entwicklung lässt sich ein signifikanter Effekt jedoch erst dann identifizieren, wenn sich die Befragten (sehr) große Sorgen machen. Eine Schwelle scheint ebenso bei emotionaler Verunsicherung zu existieren (M 4): Die Wahrscheinlichkeit, sich mit rechten Parteien zu identifizieren, erhöht sich erst dann signifikant, wenn sich die Personen in den letzten vier Wochen (sehr) oft geärgert haben oder (sehr) oft ängstlich waren.

Doch inwieweit sind objektive Lage und subjektive Verunsicherung als zwei voneinander getrennte Einflussgrößen für eine rechte Parteiidentifikation zu verstehen? Werden zunächst die Bildungs- und Klasseneffekte im Ausgangsmodell mit denen des Endmodells verglichen, ergeben sich bei allen Parametern signifikante Mediationseffekte durch die subjektiven Merkmale (vgl. Tabelle 2, rechte Spalte). Der Bildungseffekt sowie der Effekt der Dienstleistenden und Nichterwerbstätigen wird vollständig durch die subjektive Verunsicherung vermittelt, d. h. die genannten Parameter werden substantiell reduziert und üben im finalen Modell keinen signifikanten eigenständigen Einfluss auf die Parteiidentifikation aus. Bei den Solo-Selbstständigen, den manuellen Arbeiterinnen und Arbeitslosen kann der ursprüngliche Effekt nur zum Teil durch die subjektive Verunsicherung erklärt werden, sodass auch im finalen Modell weiterhin, wenn auch teilweise nur auf dem 10-Prozent-Niveau signifikante, vergleichsweise hohe Effekte bestehen bleiben. Zwar reduziert sich der Effekt der relativen Einkommensposition des Haushaltes unter Kontrolle der subjektiven Verunsicherung um insgesamt fast 60 Prozent, allerdings ist dies kein signifikanter Mediationseffekt.

Insgesamt betrachtet speisen sich die Mediationseffekte in erster Linie aus den Sorgen um die Zuwanderung (vgl. Lengfeld/Dilger 2018). Bezogen auf die Bildung sind 90 bzw. 93 Prozent der Mediation bei Personen mit maximal Hauptschulabschluss bzw. Realschulabschluss auf höhere Sorgen um Zuwanderung zurückzuführen. Gleiches trifft bei den Dienstleistenden zu. Bei den manuellen Arbeiterinnen, Verwaltungskräften sowie den Nichterwerbstätigen sind es sogar 97 Prozent. Deutlich geringer fällt der Anteil bei Solo-Selbstständigen (76 Prozent) und Arbeitslosen (61 Prozent) aus. Neben den Sorgen um Zuwanderung trägt hier ebenfalls die Unzufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen zur Erklärung bei (Solo-Selbstständige: 20 Prozent, Arbeitslose: 17 Prozent). Insbesondere bezogen auf die Arbeitslosigkeit verwundert dies nicht sonderlich, da Einkommenseinbußen eine wesentliche Folge der Arbeitslosigkeit sind und sehr stark mit der Einkommenszufriedenheit korrelieren.

Zusammenfassend bestätigen die Ergebnisse der Querschnittsanalyse die Annahmen, dass eine Identifikation mit rechten Parteien umso wahrscheinlicher ist, je niedriger die sozioökonomische Position (H 1) und je ausgeprägter die subjektive Verunsicherung, d. h. je größer die selbstbezogene, gesellschaftsbezogene sowie emotionale Verunsicherung (H 2). Zudem zeigen die empirischen Analysen, dass der Einfluss der objektiven Lageparameter durch die subjektive Verunsicherung vermittelt und teilweise sogar vollständig erklärt werden kann (H 5). Daran anknüpfend lassen sich zwei weitere zentrale Rückschlüsse hinsichtlich der Klassenlage ziehen. Zum einen verweisen die Ergebnisse auf vertikale Unterschiede zwischen unteren, mittleren und oberen Positionen sowie auf horizontale Differenzierungen innerhalb der Arbeiterklasse, die bei anderen Untersuchungen nicht betrachtet wurden. Zum anderen lässt sich im finalen Modell ausschließlich bei den manuellen Arbeiterinnen und den (kleinen) Selbstständigen sowie den Arbeitslosen – und somit den klassischen Modernisierungsverlierern – weiterhin ein signifikanter direkter Effekt auf die Parteiidentifikation feststellen, der nicht durch die subjektiv wahrgenommene Verunsicherung erklärt werden kann.

Tabelle 2: Determinanten rechter Parteiidentifikation (logistische Regression)

| | M 1 | M 2 | M 3 | M 4 | Mediationseffekt |
|-------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|------------------|
| Jahr (Ref.: 2007) | | | | | |
| 2008 | -0,163 | -0,154 | -0,034 | -0,017 | |
| 2009 | -0,164 | -0,148 | 0,045 | 0,070 | |
| 2010 | 0,148 | 0,188 | 0,378** | 0,407*** | |
| 2011 | -0,053 | -0,016 | 0,151 | 0,166 | |
| 2012 | -0,170 | -0,113 | 0,225+ | 0,244+ | |
| 2013 | -0,545*** | -0,469** | -0,218 | -0,204 | |
| 2014 | 0,938*** | 1,023*** | 1,128*** | 1,130*** | |
| 2015 | 1,169*** | 1,282*** | 1,171*** | 1,173*** | |
| 2016 | 1,873*** | 1,991*** | 1,506*** | 1,510*** | |
| Alter | -0,025*** | -0,025*** | -0,026*** | -0,024*** | |

| | M 1 | M 2 | M 3 | M 4 | Mediationseffekt |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|------------------|
| Frau | -0,994*** | -0,977*** | -0,994*** | -1,038*** | |
| Familienstatus (Ref.: verheiratet) | | | | | |
| ledig | 0,083 | 0,050 | 0,118 | 0,138 | |
| geschieden/verwitwet | 0,197 | 0,118 | 0,149 | 0,161 | |
| Migrationshintergrund | -0,907*** | -0,915*** | -0,782*** | -0,785*** | |
| Ostdeutschland | 0,610*** | 0,528*** | 0,452*** | 0,473*** | |
| Bildungsniveau (Ref.: Fach-/Abitur) | | | | | |
| max. Hauptschule | 0,593*** | 0,535*** | -0,020 | -0,015 | 0,609*** |
| Realschule | 0,547*** | 0,513*** | 0,093 | 0,097 | 0,450*** |
| sonstige | 0,059 | 0,024 | -0,223 | -0,202 | 0,261*** |
| Klassenschema (Ref.: höhere Klassen) | | | | | |
| Selbstständige mit und ohne Angestellte | 0,684** | 0,622** | 0,552* | 0,568* | 0,116+ |
| Mittelklasse | 0,154 | 0,145 | -0,009 | -0,004 | 0,158* |
| (un)gelernte manuelle Arbeiter | 0,595*** | 0,561*** | 0,244 | 0,264+ | 0,331*** |
| (un)gelernte Büro- und Verwaltungskräfte | 0,219 | 0,198 | -0,022 | -0,014 | 0,233*** |
| (un)gelernte Dienstleistende | 0,464** | 0,413* | 0,126 | 0,134 | 0,330*** |
| arbeitslos | 0,792*** | 0,494** | 0,287+ | 0,305+ | 0,487*** |
| nicht erwerbstätig | 0,259+ | 0,252+ | 0,098 | 0,111 | 0,148* |
| relative HH-Einkommens- position | -0,152* | -0,060 | -0,060 | -0,063 | -0,090 |
| relative individuelle Erwerbs- einkommensposition | -0,020 | -0,015 | -0,004 | -0,010 | -0,010 |
| Zufriedenheit mit dem HH- Einkommen | | -0,091*** | -0,051** | -0,043* | |

| | M 1 | M 2 | M 3 | M 4 | Media-tionseffekt |
|---|---------|-----------|-----------|----------|-------------------|
| Lebenszufriedenheit | | -0,114*** | -0,072*** | -0,026 | |
| Sorgen um wirtschaftliche Entwicklung (Ref.: keine) | | | | | |
| einige Sorgen | | | -0,089 | -0,100 | |
| große Sorgen | | | 0,281** | 0,234* | |
| Sorgen um Zuwanderung (Ref.: keine) | | | | | |
| einige Sorgen | | | 1,138*** | 1,137*** | |
| große Sorgen | | | 3,035*** | 3,007*** | |
| Ärger (Ref.: [sehr] selten) | | | | | |
| manchmal | | | | 0,111 | |
| (sehr) oft | | | | 0,528*** | |
| Angst (Ref.: [sehr] selten) | | | | | |
| manchmal | | | | 0,053 | |
| (sehr) oft | | | | 0,383*** | |
| N | 186.090 | 186.090 | 186.090 | 186.090 | |
| Pseudo R ² | 0,1079 | 0,1172 | 0,2046 | 0,2101 | |

Quelle: SOEPv.33.1, eigene Berechnungen; logistische Regression unter Anwendung der KHB-Methode; + p < .1, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001

Anknüpfend an die Querschnittsanalysen soll nun der Frage nachgegangen werden, inwieweit Veränderungen hinsichtlich der objektiven soziökonomischen Position sowie der subjektiv wahrgenommenen Verunsicherung den Wechsel der Parteidentifikation beeinflussen. In Tabelle 3 sind die Ergebnisse der Längsschnittanalyse dargestellt. Analog zu den Querschnittsanalysen enthält das Basismodell neben den Kontrollvariablen die objektiven Lageparameter (M 1). Auch hier zeigt sich eine signifikant höhere Wahrscheinlichkeit rechter Parteidentifikation seit 2014. Ein signifikanter Ost-West-Unterschied weist auf Kontexteffekte hin: Ein Umzug nach Westdeutschland verringert signifikant die Wahrscheinlichkeit, eine rechte Par-

teiidentifikation zu entwickeln.⁶ Der signifikante Alterseffekt verweist darauf, dass ein Wechsel nach rechts mit wachsendem Alter wahrscheinlicher wird. Den Ergebnissen zufolge beeinflussen Veränderungen des Erwerbsstatus nicht die Parteiidentifikation. Insbesondere bei der Arbeitslosigkeit wäre ein solcher Effekt zu erwarten gewesen. Allerdings ist in diesem Zusammenhang darauf hinzuweisen, dass der Effekt von Arbeitslosigkeit auch durch den lokalen Kontext moderiert wird (vgl. Rippl/Baier 2005) und Erwerbstätigkeit nicht automatisch rechte Parteiidentifikation verhindert (vgl. Sommer 2010). Des Weiteren weisen die vorangegangenen Querschnittsanalysen auf deutliche Unterschiede zwischen Arbeitsmarktpositionen hin. Gleichermaßen gilt für den Eintritt in die Arbeitslosigkeit (vgl. Esche 2017), sodass auch hier die Umstände des Arbeitsplatzverlustes Berücksichtigung finden sollten. Signifikante Abstiegseffekte zeigen sich jedoch beim Einkommen, sodass sich Hypothese 3 teilweise bestätigen lässt: Je stärker sich die relative Einkommensposition der Befragten verschlechtert, desto wahrscheinlicher ist ein Wechsel hin zu rechten Parteien. Dies gilt sowohl für das individuelle Erwerbseinkommen als auch das Haushaltseinkommen, wobei letzteres nur auf dem 10-Prozent-Niveau signifikant ist.

In Einklang mit Hypothese 4 befördert ebenfalls eine gestiegene subjektive Verunsicherung eine rechte Parteiidentifikation. Dies gilt für alle drei Dimensionen. So ist ein Wechsel hin zu einer rechten Partei umso wahrscheinlicher, je stärker die Zufriedenheit mit dem Einkommen und dem Leben als Ganzes sinkt (M 2, selbstbezogene Verunsicherung) und je mehr sich die Befragten um die Zuwanderung und die wirtschaftliche Entwicklung sorgen (M 3, gesellschaftsbezogene Verunsicherung). Bei Letzterer scheint jedoch eine Schwelle zu existieren, sodass sich die Befragten nun mindestens große Sorgen machen müssen. Des Weiteren begünstigt auch eine gestiegene emotionale Verunsicherung den Wechsel hin zu einer rechten Parteiidentifikation (M 4). Allerdings trifft dies lediglich für das Erleben von Ärger zu und auch nur dann, wenn sich die Befragten nun (sehr) oft ärgern.

6 Es handelt sich hier um einen Durchschnittseffekt eines Wohnortwechsels zwischen Ost- und Westdeutschland. In dem Maße, in dem ein Umzug nach Westdeutschland die Wahrscheinlichkeit einer Identifikation mit rechten Parteien durchschnittlich reduziert, vergrößert der Umzug nach Ostdeutschland diese Wahrscheinlichkeit. Dies gilt analog auch für die folgenden Effekte.

Einen relevanten und signifikanten Mediationseffekt lässt sich lediglich hinsichtlich der relativen Einkommensposition des Haushaltes feststellen. Der Mediationseffekt resultiert dabei zu 57 Prozent aus der Zufriedenheit mit dem Einkommen und zu 26 Prozent aus der Lebenszufriedenheit. Weitere 12 Prozent speisen sich aus der Sorge um die Zuwanderung. Somit lässt sich die Annahme, dass der Zusammenhang zwischen objektiver Lage und rechter Parteiidentifikation durch die subjektiv wahrgenommene Verunsicherung vermittelt wird, auch bei der dynamischen Betrachtung bestätigen (H 6).

Tabelle 3: Einfluss der objektiven und subjektiven Indikatoren auf den Wechsel der Parteiidentifikation (logistische FE-Regression)

| | M 1 | M 2 | M 3 | M 4 | Media-tionseffekt |
|--|----------|----------|----------|----------|-------------------|
| Jahre 2014–2016 (Ref.: 2007–2013) | 1,689*** | 1,755*** | 1,628*** | 1,621*** | |
| Alter | 0,078** | 0,077** | 0,079** | 0,080** | |
| Familienstatus (Ref.: verheiratet) | | | | | |
| ledig | 0,357 | 0,326 | 0,394 | 0,397 | |
| geschieden/verwitwet | 0,281 | 0,178 | 0,208 | 0,215 | |
| Ostdeutschland | -1,210* | -1,250* | -1,247* | -1,236* | |
| Erwerbsstatus (Ref.: erwerbstätig) | | | | | |
| arbeitslos | -0,023 | -0,201 | -0,205 | -0,210 | 0,187* |
| nicht erwerbstätig | 0,017 | 0,032 | 0,031 | 0,019 | -0,002 |
| relative HH-Einkommens-position | -0,289+ | -0,123 | -0,147 | -0,159 | -0,130+ |
| relative individuelle Erwerbs-einkommensposition | -0,349** | -0,344** | -0,307** | -0,312** | -0,038 |
| Zufriedenheit mit dem HH-Einkommen | | -0,073** | -0,051* | -0,049+ | |
| Lebenszufriedenheit | | -0,090** | -0,077** | -0,054+ | |

| | M 1 | M 2 | M 3 | M 4 | Media-tionseffekt |
|---|--------|--------|----------|----------|-------------------|
| Sorgen um wirtschaftliche Entwicklung (Ref.: <i>keine</i>) | | | | | |
| einige Sorgen | | | 0,052 | 0,055 | |
| große Sorgen | | | 0,451** | 0,437** | |
| Sorgen um Zuwanderung (Ref.: <i>keine</i>) | | | | | |
| einige Sorgen | | | 0,510* | 0,509* | |
| große Sorgen | | | 1,358*** | 1,332*** | |
| Ärger (Ref.: [sehr] selten) | | | | | |
| manchmal | | | | 0,093 | |
| (sehr) oft | | | | 0,242* | |
| Angst (Ref.: [sehr] selten) | | | | | |
| manchmal | | | | -0,151 | |
| (sehr) oft | | | | 0,234 | |
| N Personenbeobachtungen | 5.690 | 5.690 | 5.690 | 5.690 | |
| N Personen | 939 | 939 | 939 | 939 | |
| Pseudo R ² | 0,1658 | 0,1700 | 0,2014 | 0,2043 | |

Quelle: SOEPv.33.1, eigene Berechnungen; logistische Fixed-Effects-Regression unter Anwendung der KHB-Methode; + p < .1, * p < .05, ** p < .01, *** p < .001

5. Zusammenfassung und Diskussion

Unser Beitrag verfolgte drei Ziele. Anknüpfend an die zum Teil widersprüchlichen Ergebnisse bisheriger Studien gingen wir zunächst der Frage nach, wo die Sympathisantinnen der politischen Rechten in der Sozialstruktur Deutschlands zu verorten sind. Mittels eines längsschnittlichen Designs überprüften wir zweitens, ob – entsprechend der MVT – objektive Positionsabstiege oder steigende subjektive Verunsicherung die individuelle Identifizierung mit rechten Parteien befördert. Ausgehend von objektiven und subjektiven Varianten der MVT untersuchten wir drittens die relative Wichtigkeit objek-

tiven und subjektiven Statusverlusts aufgrund von Modernisierung sowie die Mediationsvermutung, nach der die Effekte objektiven Statusverlusts über subjektive Verunsicherung erklärt werden können.

Im Gegensatz zu Studien, die Sympathisantinnen rechter Parteien überwiegend in der sozialstrukturellen Mitte Deutschlands identifizieren, deuten unsere Ergebnisse auf eine Konzentration von politisch Rechten am unteren sozialstrukturellen Rand hin. So weisen Personen aus niedrigeren sozioökonomischen Positionen durchweg eine höhere Wahrscheinlichkeit für eine rechte Parteiidentifikation auf als Personen aus höheren Statuslagen. Dabei lassen sich eigenständige Bildungs-, Klassen- und Einkommenseffekte identifizieren. Das verwendete Oesch-Schema erlaubt darüber hinaus auch eine horizontale Bestimmung rechter Positionierung. Diese sind verstärkt unter Solo-Selbstständigen sowie Menschen in manuellen Produktions- und Dienstleisterberufen innerhalb der Arbeiterklasse anzutreffen und weniger bei Arbeitern in der Verwaltung. Des Weiteren begünstigen relative Einkommensverluste den Wechsel hin zu einer rechten Parteiidentifikation. Da vor allem die Einkommensentwicklung bei Niedrigeinkommensbezieherinnen zu relativen Verlusten geführt hat (vgl. Grabka/Goebel 2018), erscheint uns die von Lengfeld (2017) ausgesprochene Empfehlung, potentielle AfD-Wähler seien unempfänglich für Umverteilungs- und Absicherungsversprechen, als gewagt.

Schließlich neigen Personen umso wahrscheinlicher zu rechten Parteien, je ausgeprägter ihre subjektiv wahrgenommene Verunsicherung ist (vgl. hierzu auch den Beitrag von Droste in diesem Band). Dies gilt für alle drei betrachteten Dimensionen, d. h. selbstbezogene, gesellschaftsbezogene sowie emotionale Verunsicherung. Werden die Entwicklungen der Sorgen parallel zu unseren eigenen Analysen betrachtet, gibt es jedoch auch hier wenig Grund anzunehmen, dass es vor allem Menschen in mittleren gesellschaftlichen Positionen sind, die zunehmend verunsichert sind. So zeigen Lengfeld und Ordemann (2017), dass die Sorgen um den eigenen Arbeitsplatz nicht nur in den Arbeiterklassen am höchsten sind, sondern in allen Klassenlagen seit der Mitte der 2000er Jahre substantiell abgenommen haben (vgl. auch die Beiträge von Lengfeld und von Delhey/Steckermeier in diesem Band). Tatsächlich weisen unsere Ergebnisse darauf hin, dass die höhere Wahrscheinlichkeit einer rechten Parteiidentifikation bei objektiv deprivierten Menschen teilweise durch deren größere subjektive Verunsicherung erklärt werden kann.

Der Befund, dass die gesellschaftsbezogene Verunsicherung einer der stärksten Prädiktoren für eine rechte Parteiidentifikation ist, verweist trotz

der keineswegs perfekten Operationalisierung auf den sekundären Autoritarismus als mögliche Erklärung für rechte Parteiidentifikation in den unteren Klassenlagen. Vor dem Hintergrund der sozialstrukturellen Konzentration rechter Parteiidentifikation innerhalb weniger Klassenlagen erscheint es uns deshalb umso dringlicher, die soziale Anerkennung genau dieser Gruppen zu stärken. Während rechtspopulistische Parteien dies über nationalistische Narrative der ökonomischen Konkurrenz und kulturellen Bedrohung versuchen, können bürgerliche, aber vor allem linke Parteien solidarische Anerkennungsnarrative entwickeln und problemorientierte Politiken anbieten, die Gemeinsamkeiten in der sozialen Position nicht nur betonen, sondern gezielt für Mobilisierungsprozesse ausnutzen.

Gerade weil Zugewanderte und Rechte aufgrund niedriger Qualifikation, unsicherer Arbeitsmarktposition sowie gesellschaftlicher Marginalisierung häufig ähnliche Problemlagen wie z. B. niedrige Löhne, schlechte Arbeitsbedingungen und steigende Mieten zu bewältigen haben, liegt deren demokratische – über politische Mehrheiten zu erreichende – Lösung paradoxe Weise in einer gemeinsamen Solidarbewegung. Die Gegner eines solchen gemeinsamen politischen Projekts sind dann nicht Fremde, sondern Profiteure akuter Wohnungsnot und unterbezahlter, schlecht abgesicherter Arbeitsplätze. In dieser Bewegung sind Zugewanderte und Nicht-Zugewanderte letzten Endes Schicksalsgenossinnen und keine Konkurrenten im Kampf gegen Prekarisierung und Verunsicherung. Solche interkulturellen Begegnungen bauen Ängste ab und ermöglichen nachhaltig Integration. Darüber hinaus ist die Integration von Zugewanderten zugleich auch eine Antwort auf Fachkräftemangel und demografischen Wandel und adressiert so auch wichtige objektive Ursachen gesellschaftsbezogener Verunsicherung. Obwohl diese Bewegungen wahrscheinlich eher von unten als von oben entstehen (erinnert sei hier an die »Willkommenskultur«), kann ein unterstützender Diskurs wohl nur über erhebliche Anstrengungen in der politischen Willensbildung auf Seiten der Parteien links von der AfD gelingen.

Literatur

Adorno, T. W./Frenkel-Brunswik, E./Levinson, D. J./Sanford, R. N. (1950):
The authoritarian personality, New York: Harper & Brothers.

- Allison, Paul D. (2009): Fixed effects regression models, Los Angeles: Sage.
DOI: 10.4135/9781412993869
- Bakker, B. N./Rooduijn, M./Schumacher, G. (2016): »The psychological roots of populist voting: Evidence from the United States, the Netherlands and Germany«, in: European Journal of Political Research 55, S. 302–320.
DOI: 10.1111/1475-6765.12121
- Banks, A. J. (2016): »Are Group Cues Necessary? How Anger Makes Ethnocentrism Among Whites a Stronger Predictor of Racial and Immigration Policy Opinions«, in: Political Behavior 38, S. 635–657. DOI: 10.1007/s11109-016-9330-3
- Bauman, Z. (2016): Strangers at our Door, Cambridge: Polity.
- Beck, U. (1986): Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne, Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Beck, U. (1994): Reflexive modernization: Politics, tradition and aesthetics in the modern social order, Cambridge: Polity Press.
- Betz, H.-G. (1994): Radical Right-Wing Populism in Western Europe, Basingstoke: Macmillan. DOI: 10.1007/978-1-349-23547-6
- Bornschier, S./Kriesi, H. (2013): »The populist right, the working class, and the changing face of class politics«, in: J. Rydgren (Hg.), Class politics and the radical right, London: Routledge, S. 10–30.
- Brader, T./Valentino, N. A./Suhay, E. (2008): »What Triggers Public Opposition to Immigration? Anxiety, Group Cues, and Immigration Threat«, in: American Journal of Political Science 52, S. 959–978. DOI: 10.1111/j.1540-5907.2008.00353.x
- Breen, R./Karlson, K. B./Holm, A. (2013): »Total, Direct, and Indirect Effects in Logit and Probit Models«, in: Sociological Methods & Research 42, S. 164–191. DOI: 10.1177/0049124113494572
- Bude, H. (2014): Gesellschaft der Angst, Hamburg: Hamburger Edition HIS.
- Decker, O. (2015): »Narzisstische Plombe und sekundärer Autoritarismus«, in: O. Decker/J. Kiess/E. Brähler (Hg.), Rechtsextremismus der Mitte und sekundärer Autoritarismus, Gießen: Psychosozial-Verlag, S. 21–35.
- Decker, O. (2018): »Flucht ins Autoritäre«, in: O. Decker/E. Brähler (Hg.), Flucht ins Autoritäre. Rechtsextreme Dynamiken in der Mitte der Gesellschaft, Gießen: Psychosozial-Verlag, S. 15–64.
- Decker, O./Kiess, J./Brähler, E. (2015): Rechtsextremismus der Mitte und sekundärer Autoritarismus, Gießen: Psychosozial-Verlag.

- Decker, O./Kiess, J./Brähler, E. (2016): Die enthemmte Mitte. Autoritäre und rechtsextreme Einstellungen in Deutschland, Gießen: Psychosozial-Verlag.
- Dülmer, H./Klein, M. (2005): »Extreme right-wing voting in Germany in a multilevel perspective: A rejoinder to Lubbers and Scheepers«, in: European Journal of Political Research 44, S. 243–263. DOI: 10.1111/j.1475-6765.2005.00226.x
- Eribon, D. (2016): Rückkehr nach Reims, Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Esche, F. (2017): Die Folgen der Arbeitslosigkeit für Partnerschaften. Eine vergleichende Analyse zwischen West- und Ostdeutschland, Wiesbaden: Springer VS. DOI: 10.1007/978-3-658-17709-6
- Falter, J. W./Schoen, H./Caballero, C. (2000): »Dreißig Jahre danach: Zur Validierung des Konzepts ›Parteiidentifikation‹ in der Bundesrepublik«, in: M. Klein/W. Jagodzinski/E. Mochmann, et al. (Hg.), Empirische Wahlforschung in Deutschland, Wiesbaden: Westdeutscher Verlag, S. 235–271. DOI: 10.1007/978-3-322-90180-4_11
- Friedrich, S. (2017): Die AfD. Analysen – Hintergründe – Kontroversen, Berlin: Bertz+Fischer.
- Goebel, J./Grabka M., M./Liebig, S./Kroh, M./Richter, D./Schröder, C./Schupp, J. (2018): The German Socio-Economic Panel (SOEP). Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik. DOI: 10.1515/jbnst-2018-0022
- Grabka, M. M./Goebel, J. (2018): »Einkommensverteilung in Deutschland: Realeinkommen sind seit 1991 gestiegen, aber mehr Menschen beziehen Niedrigeinkommen«, in: DIW Wochenbericht 21, S. 449–459.
- Groh-Samberg, O./Hertel, F. R. (2011): »Laufbahngklassen. Zur empirischen Umsetzung eines dynamisierten Klassenbegriffs mithilfe von Sequenzanalysen«, in: Berliner Journal für Soziologie 21, S. 115–145. DOI: 10.1007/s11609-011-0145-0
- Hambauer, V./Mays, A. (2018): »Wer wählt die AfD? – Ein Vergleich der Sozialstruktur, politischen Einstellungen und Einstellungen zu Flüchtlingen zwischen AfD-WählerInnen und der WählerInnen der anderen Parteien«, in: Zeitschrift für Vergleichende Politikwissenschaft 12, S. 133–154. DOI: 10.1007/s12286-017-0369-2
- Hertel, F. R. (2017): Social Mobility in the 20th Century, Wiesbaden: Springer VS. DOI: 10.1007/978-3-658-14785-3
- Hochschild, A. R. (2017): Fremd in ihrem Land, Frankfurt a. M.: Campus Verlag.

- Inglehart, R./Norris, P. (2016): Trump, Brexit, and the Rise of Populism: Economic Have-Nots and Cultural Backlash. HKS Working Paper. DOI: 10.2139/ssrn.2818659.
- Koppetsch, C. (2017): »Rechtspopulismus, Etablierte und Außenseiter. Emotionale Dynamiken sozialer Deklassierung«, in: D. Jörke/O. Nachtwey (Hg.), *Das Volk gegen die (liberale) Demokratie*, Baden-Baden: Nomos, S. 208–232. DOI: 10.5771/9783845287843-207
- Kroh, M./Fetz, K. (2016): »Das Profil der AfD-AnhängerInnen hat sich seit Gründung der Partei deutlich verändert«, in: DIW Wochenbericht 34, S. 711–719.
- Lengfeld, H. (2017): »Die ›Alternative für Deutschland‹: eine Partei für Modernisierungsverlierer?«, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 69, S. 209–232. DOI: 10.1007/s11577-017-0446-1
- Lengfeld, H. (2018): »Der ›Kleine Mann‹ und die AfD: Was steckt dahinter?«, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 70, S. 295–310. DOI: 10.1007/s11577-018-0536-8
- Lengfeld, H./Dilger, C. (2018): »Kulturelle und ökonomische Bedrohung. Eine Analyse der Ursachen der Parteiidentifikation mit der ›Alternative für Deutschland‹ mit dem Sozio-ökonomischen Panel 2016«, in: *Zeitschrift für Soziologie* 47, S. 181–199. DOI: 10.1515/zfsoz-2018-1012
- Lengfeld, H./Ordemann, J. (2017): »Der Fall der Abstiegsangst, oder: Die mittlere Mittelschicht als sensibles Zentrum der Gesellschaft. Eine Trendanalyse 1984–2014«, in: *Zeitschrift für Soziologie*, S. 167–184. DOI: 10.1515/zfsoz-2017-1010.
- Lipset, S. M. (1959): »Democracy and Working-Class Authoritarianism«, in: *American Sociological Review* 24, S. 482–501. DOI: 10.2307/2089536
- Lux, T. (2018): »Die AfD und die unteren Statuslagen. Eine Forschungsnotiz zu Holger Lengfelds Studie Die ›Alternative für Deutschland‹: eine Partei für Modernisierungsverlierer?«, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 70, S. 255–273. DOI: 10.1007/s11577-018-0521-2
- Mayer, S. J. (2016): *Die Parteiidentifikation. Eine Konstruktvalidierung neuer Maße auf Basis des Ansatzes sozialer Identität*, Wiesbaden: Springer VS. DOI: 10.1007/978-3-658-15672-5
- Menz, W./Nies, S. (im Druck): »Marktautoritarismus und bedrohte Selbstverständnisse. Impulse der arbeitssoziologischen Bewusstseinsforschung zur Erklärung von Rechtspopulismus«, in: C. Book/N. Huke/S. Klauke et

- al. (Hg.), Alltägliche Grenzziehungen. Externalisierung – imperiale Lebensweise – exklusive Solidarität, Münster: Westfälisches Dampfboot.
- Mills, M./Blossfeld, H.-P./Buchholz, S./Hofäcker, D./Bernardi, F./Hofmeister, H. (2008): »Converging Divergences?«, in: *International Sociology* 23, S. 561–595. DOI: 10.1177/0268580908090728
- Mood, C. (2010): »Logistic Regression: Why We Cannot Do What We Think We Can Do, and What We Can Do About It«, in: *European Sociological Review* 26, S. 67–82. DOI: 10.1093/esr/jcp006
- Nachtwey, O. (2016): *Die Abstiegsgesellschaft. Über das Aufbegehren in der regressiven Moderne*, Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Oesch, D. (2006): *Redrawing the Class Map. Stratification and Institutions in Britain, Germany, Sweden and Switzerland*, Basingstoke: Palgrave Macmillan. DOI: 10.1057/9780230504592
- Oesch, D. (2013): *Occupational change in Europe: how technology and education transform the job structure*, Oxford: Oxford University Press. DOI: 10.1093/acprof:oso/9780199680962.001.0001
- Oesch, D./Rennwald, L. (2018): »Electoral competition in Europe's new tripolar political space: Class voting for the left, centre-right and radical right«, in: *European Journal of Political Research* 57, S. 783–807. DOI: 10.1111/1475-6765.12259
- Petersen, M. B. (2010): »Distinct Emotions, Distinct Domains: Anger, Anxiety and Perceptions of Intentionality«, in: *The Journal of Politics* 72, S. 357–365. DOI: 10.1017/s002238160999079x
- Reuband, K.-H. (2015): »Wer demonstriert in Dresden für Pegida? Ergebnisse empirischer Studien, methodische Grundlagen und offene Fragen«, in: *Mitteilungen des Instituts für Parteienrecht und Parteienforschung* 2015, S. 133–144.
- Rippl, S./Baier, D. (2005): »Das Deprivationskonzept in der Rechtsextremismusforschung«, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 57, S. 644–666. DOI: 10.1007/s11577-005-0219-0
- Rippl, S./Klein, M./Wittenburg, F./Kolb, J./Otto, A./Gärtner, R./Hinze, S. (2016): Pegida und Co. – Erste Ergebnisse einer Telefonumfrage in Chemnitz Erklärungsansätze und erste Befunde. Institut für Soziologie Technische Universität Chemnitz, Chemnitz.
- Rippl, S./Seipel, C. (2018): »Modernisierungsverlierer, Cultural Backlash, Postdemokratie«, in: *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 70, S. 237–254. DOI: 10.1007/s11577-018-0522-1

- Rosenfelder, J. (2017): »Die Programmatik der AfD: Inwiefern hat sich die Partei von einer primär euroskeptischen zu einer rechtspopulistischen Partei entwickelt?«, in: Zeitschrift für Parlamentsfragen 48, S. 123–140. DOI: 10.5771/0340-1758-2017-1-123
- Salmela, M./von Scheve, C. (2017): »Emotional roots of right-wing political populism«, in: Social Science Information 56, S. 567–595. DOI: 10.1177/0539018417734419
- Scheuregger, D./Spier, T. (2007): »Working-Class Authoritarianism und Die Wahl Rechtspopulistischer Parteien«, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 59, S. 59–80. DOI: 10.1007/s11577-007-0003-4
- Schmitt-Beck, R./van Deth, J. W./Staudt, A. (2017): »Die AfD nach der rechtspopulistischen Wende«, in: Zeitschrift für Politikwissenschaft 27, S. 273–303. DOI: 10.1007/s41358-017-0104-1
- Schwarz, N./Strack, F. (1999): »Reports of subjective well-being: Judgmental processes and their methodological implications«, in: D. Kahneman/E. Diener/N. Schwarz (Hg.), Well-being: The foundations of hedonic psychology, New York: Russel Sage Foundation, S. 61–84.
- Sommer, B. (2010): Prekarisierung und Ressentiments, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. DOI: 10.1007/978-3-531-92566-0
- Spier, T. (2010): Modernisierungsverlierer? Die Wählerschaft rechtspopulistischer Parteien in Westeuropa, Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften. DOI: 10.1007/978-3-531-92496-0
- Tutić, A./von Hermanni, H. (2018): »Sozioökonomischer Status, Deprivation und die Affinität zur AfD – Eine Forschungsnotiz«, in: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 70, S. 275–294. DOI: 10.1007/s11577-018-0523-0
- Valentino, N. A./Hutchings, V. L./Banks, A. J./Davis, A. K. (2008): »Is a Worried Citizen a Good Citizen? Emotions, Political Information Seeking, and Learning via the Internet«, in: Political Psychology 29, S. 247–273. DOI: 10.1111/j.1467-9221.2008.00625.x
- Vasilopoulos, P./Marcus, G. E./Foucault, M. (2018): »Emotional Responses to the Charlie Hebdo Attacks: Addressing the Authoritarianism Puzzle«, in: Political Psychology 39, S. 557–575. DOI: 10.1111/pops.12439
- Vorländer, H./Herold, M./Schäller, S. (2016): PEGIDA: Entwicklung, Zusammensetzung und Deutung einer Empörungsbewegung, Wiesbaden: Springer VS. DOI: 10.1007/978-3-658-10982-0

