

Populistische Einstellungen in der Bevölkerung

Messung und Analyse anhand einer
Kurzsкала

Jost Reinecke
Lena M. Verneuer-Emre
Maximilian Wächter
Stephan Skolarski
Jan-Hauke Lück



GEFÖRDERT VOM



Bundesministerium
für Bildung
und Forschung

Empfohlene Zitierweise

Jost Reinecke, Lena M. Verneuer-Emre, Maximilian Wächter, Stephan Skolarski, Jan-Hauke Lück. 2023. *Populistische Einstellungen in der Bevölkerung – Messung und Analyse anhand einer Kurzsкала*. FGZ Working Paper Nr. 6. Leipzig: Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt. fgz-risc.de/wp-6.

Kontakt

Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt (FGZ)

- Autoren: Prof. Dr. Jost Reinecke | FGZ Teilinstitut Bielefeld
jost.reinecke@uni-bielefeld.de · 0521 1063846
- Forschungscoordination: PD Dr. Taylan Yildiz | FGZ Geschäftsstelle Frankfurt am Main
t.yildiz@em.uni-frankfurt.de · 069 79831468
- Publikationsmanagement: Dr. Mathias Rodatz & Sarah Lempp | FGZ Geschäftsstelle Leipzig
Universität Leipzig · Nikolaistraße 6-10 · 04109 Leipzig
publikationen@fgz-risc.de · 0341 9737762

In der FGZ Working Paper Reihe erscheinen Forschungsergebnisse aus Projekten des Forschungsinstituts Gesellschaftlicher Zusammenhalt (FGZ) als Erstveröffentlichungen auf der Webseite (fgz-risc.de/wp) sowie im *Social Science Open Access Repository* (SSOAR, [gesis.org/ssoar](https://www.gesis.org/ssoar)). Die Texte sind meist der erste Schritt auf dem Weg zur Veröffentlichung in einer begutachteten Fachzeitschrift oder einem Sammelband. Die Working Paper werden nach Veröffentlichung nicht mehr verändert und sind somit zitierbar. In seltenen Fällen kann es notwendig sein, dass die Vorabveröffentlichung des Manuskripts als Working Paper gelöscht werden muss, damit der endgültige Beitrag (in überarbeiteter Form) an anderer Stelle erscheinen kann. In diesen Fällen bleiben die Metadaten der Beiträge auf der FGZ Webseite und im SSOAR erhalten und werden durch einen Link oder Hinweis auf die anderweitige Veröffentlichung ergänzt.

Hinweis zu ausstehenden Bibliografischen Informationen

Für die FGZ Working Paper Reihe und diese Nummer werden bibliographische Identifikationsnummern über die Deutsche Nationalbibliothek (ISSN) und das *Social Science Open Access Repository* (URN) beantragt. Sobald diese vorliegen, wird dieses Titelblatt ergänzt. Der Inhalt des Working Papers und die Seitenzahlen ändern sich dabei nicht, der Text ist in dieser Form und mit Hinweis auf die Quelle/URL (fgz-risc.de/wp-6) dauerhaft zitierfähig.



Veröffentlicht unter der Lizenz CC BY-SA 4.0 – Namensnennung, Weitergabe unter gleichen Bedingungen (International). Den genauen Wortlaut der CC-Lizenz BY-SA finden Sie hier: creativecommons.org/licenses/by-sa/4.0.

Populistische Einstellungen in der Bevölkerung – Messung und Analyse anhand einer Kurzskala

Jost Reinecke^{ab}, Lena M. Verneuer-Emre^{ac}, Maximilian Wächter^{ab}, Stephan Skolarski^{ab}
und Jan-Hauke Lück^b

^aFGZ Teilinstitut Bielefeld

^bUniversität Bielefeld, Fakultät für Soziologie

^cRWTH Aachen University, Institut für Soziologie

Abstract. Durch ihre monistische und moralistische Grundlegung stehen populistische Ideologien im Kern einer liberalen, pluralistischen Vorstellung von Gesellschaft entgegen und müssen daher als eine der zentralen Herausforderungen für demokratische Staaten betrachtet werden. Populistische Einstellungen in der Bevölkerung sind vor dem Hintergrund ihrer destruktiven Wirkung auf Politik sowie das gesellschaftliche Miteinander in den letzten Jahren verstärkt in den Blick genommen worden. Die Erfassung mittels Skalen im Rahmen standardisierter Surveys stellt hierfür eine der zentralen Informationsquellen dar – die adäquate Bestandsaufnahme sowie ein mögliches Monitoring ebendieser Einstellungen stehen hierbei im Vordergrund. In unserem Beitrag wenden wir uns der von Schulz et al. (2018) vorgeschlagenen drei-dimensionalen Skala (*Anti-Elitismus, Selbstbestimmung, Homogenitätsüberzeugung*) zu. Diese analysieren wir – in leicht modifizierter Form – mit den Daten einer eigenen Pretest-Stichprobe, die im Rahmen des FGZ-Projektes *Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte* erhoben wurden. Mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen, multipler Gruppenvergleiche sowie Strukturgleichungsmodellen widmen wir uns der Konstruktvalidität und damit der Evaluation des Messinstrumentes.

Keywords. Populismus, populistische Einstellungen, Konstruktvalidität, Anti-Elitismus, Selbstbestimmung, Homogenitätsüberzeugung

1 Einleitung¹

Populismus und populistische Akteure sind eine der zentralen Herausforderungen demokratischer Staaten, denn populistische Ideologien stehen durch ihre monistische und moralistische Grundlegung im Kern einer liberalen, pluralistischen Vorstellung von Gesellschaft entgegen. Die Einteilung in zwei homogene Gruppen (das Volk und die Elite), deren moralische Reinheit bzw. Unreinheit ein zentrales Merkmal der Argumentation ist, wird dabei sowohl von Links- als auch Rechtspopulisten bemüht und mit *host ideologies* verknüpft (vgl. Mudde 2021).

Neben dem Gefährdungspotential populistischer Akteure und Parteien sind die in der breiten Bevölkerung vertretenen populistischen Einstellungen von Interesse, die sich als Folge wiederum auf die Politik sowie das soziale Miteinander in demokratischen Gesellschaften auswirken können. Im Kontext gesellschaftlichen Zusammenhalts können populistische Ideologien dementsprechend als *destruktives* Phänomen betrachtet werden, da über die politische Dimension hinaus ebenso als grundlegend anerkannte Aspekte des Be-

stehens und Funktionierens einer Demokratie (z.B.: Wertepluralismus, Diversität) vom Populismus abgelehnt und somit beeinflusst werden. Für eine empirische Bestandsaufnahme und ein mögliches Monitoring populistischer Einstellungen stellt die Erfassung mittels Skalen im Rahmen von standardisierten Surveys eine der zentralen Informationsquellen dar – die Adäquatheit der Skalen ist insofern von besonderem Interesse.

Durch die Entwicklung und Überprüfung unterschiedlicher Skalen wurde die Messung populistischer Einstellungen bereits in den letzten Jahren verstärkt fokussiert. Aktuell ist dabei die von Cas Mudde etablierte Definition von Populismus als „thin-centered ideology“ (u.a. Mudde 2004) leitend für die Konzeptionierung unterschiedlicher Skalen. Ebendiese Skalen unterscheiden sich jedoch anhand der Annahmen über die Dimensionalität des Konstruktes: Während einige Forscher:innen das Konstrukt unidimensional betrachten, sind zuletzt ebenso einige Vorschläge gemacht worden, populistische Einstellungen als mehrdimensionales Konstrukt aufzufassen (siehe hierzu ausführlich das folgende Kapitel).

In unserem Beitrag wenden wir uns einem dieser aktuellen Vorschläge (Schulz et al. 2018) zu und analysieren

¹Wir bedanken uns bei dem/der anonymen Reviewer/Reviewerin für konstruktive Hinweise zu einer früheren Version dieses Manuskriptes.

ihn – in leicht modifizierter Form – mit den Daten einer eigenen Pretest-Stichprobe. Schulz et al. (2018) haben in ihrer Konzeptionierung Populismus mit den drei Dimensionen *Anti-Elitismus*, *Selbstbestimmung* und *Homogenitätsüberzeugung* abgebildet und damit ein umfangreiches und valides Messinstrument entwickelt, welches in mehreren Sprachen vorliegt (vgl. Wirth et al. 2016) und sich ebenso in einem Ländervergleich bewährt hat (vgl. Wettstein et al. 2020).

In unseren Analysen verfolgen wir das Ziel, die Konstruktvalidität und den Zusammenhang zur Soziodemografie der Populismus-Skala nach Schulz et al. (2018) zu untersuchen und damit zur Evaluation des Messinstrumentes beizutragen. Die dazu verwendete Preteststudie ist im Rahmen eines Projektes des *Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt* (FGZ) durchgeführt worden. In einem ersten Schritt prüfen wir mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse die konzeptionell vorgegebene Struktur der Skala und bringen in einem zweiten Schritt durch den Einsatz multipler Gruppenvergleiche soziodemografische Variablen (Alter, Geschlecht, Regionalität) in die Analyse ein. Darüber hinaus ermitteln wir in einem dritten Analyseschritt den Zusammenhang zwischen Bildungsstand, Links-Rechts-Einstufung und den drei Subdimensionen des Populismus im Rahmen von Strukturgleichungsmodellen (vgl. Reinecke 2014). Die drei Analyseschritte werden zusätzlich jeweils mit den Ergebnissen der vom Datenzentrum des FGZ durchgeführten Pilotstudie (Task Force Datenzentrum 2022) verglichen.

2 Konzeptionelle Einordnung und Messung von populistischen Einstellungen

Im Kontext des *ideational approach* (u.a. Hawkins und Kaltwasser 2017; Mudde 2021) wird in der aktuellen Forschung zu Populismus Cas Mudde's Definition als Ausgangspunkt gewählt, der Populismus als eine „ideology that considers society to be ultimately separated into two homogeneous and antagonistic groups: 'the pure people' versus 'the corrupt elite', and which argues that politics should be an expression of the *volonté général* (general will) of the people“ (Mudde 2004, S. 543) beschreibt. Mudde und anderen Autor:innen, wie beispielsweise Hawkins und Kaltwasser (2017), beschreiben Populismus als eine *thin-centered ideology*, da populistische Narrative erstens die Eigenschaft haben, sich an *host ideologies* anzuheften (z.B. Nativismus; Formen des Sozialismus). Zweitens – so pointiert Mudde (2021, S. 578) – ist Populismus „[...] a type of ideology, however limited, rather than just a 'discourse' oder 'style', because it is not just an instrument for coming to power“ und damit nicht nur ein Mittel, um Macht zu erlangen, sondern gleichzeitig nimmt Populismus eben auch Einfluss auf die Politik selbst (vgl. Mudde 2021, S. 579). Darüber hinaus beschreibt Mudde (vgl. Mudde 2021, S. 579) Populismus zusätzlich als *monistische* Ideologie, die *das Volk* bzw. *die Elite* als homogene Gruppe mit gleichen Ziel- und Wertvorstellungen betrachtet. Verschiedenheit bzw. differierende Wert- und Zielvorstellungen innerhalb dieser Gruppen werden entweder ignoriert oder aktiv bekämpft. Populismus enthält jedoch ebenso starke *moralistische* Züge, da die Zuteilung zum Volk oder zur Elite über *moralische Reinheit* und nicht über beispielsweise sozioökonomische Faktoren geschieht (vgl. Mudde 2021). Hieraus ergibt sich gleichzeitig, dass

Populismus auch als manichäische Ideologie gefasst wird (vgl. Mudde 2004, S. 543), die eine dualistische Unterteilung zwischen Gut und Böse zugrunde legt.

Moralismus und Monismus bilden dabei die Voraussetzungen für das dritte in der Definition angesprochene Merkmal populistischer Einstellungen: Die Vorstellung darüber, dass Politik schlichtweg den Volkswillen ausführen sollte. Der Monismus ist dafür eine Voraussetzung, weil ohne diesen *das Volk* gar nicht als eine Entität mit einem Willen und einer Stimme ohne jegliche Heterogenität oder Zielkonflikte gedacht werden könnte. Zusätzlich ist das moralistische bzw. manichäische Element bedeutend, da erst darüber die Vorrangstellung des Willens des moralisch reinen Volkes vor vermeintlichen Interessen der moralisch korrupten Elite legitimiert wird. Die Interessen dieser – vermeintlichen – Elite haben aufgrund der ihr zugeschriebenen Verwerflichkeit laut der populistischen Ideologie keinerlei Legitimität. *Die Elite* dient einzig als Feindbild, deren diabolische Aktivitäten es zu verhindern gilt.²

Mit Blick auf das Verhältnis von Populismus zu demokratischen Grundvorstellungen ergibt sich daraus ein „Spannungsfeld“ (Jesse et al. 2019), welches sich entlang unterschiedlicher Aspekte (z.B.: Grenzziehungen zwischen Volk und Elite; Verhältnis zu linken und/oder rechten Ideologien) aufspannen lässt. Insgesamt hält Mudde (2021, S. 579) dazu fest, dass Populismus selbst zwar nicht per se konträr zur Demokratie steht, aber bestimmte Aspekte, beispielsweise Grundsätze der liberalen Demokratie oder pluralistische Gesellschaftskonzeptionen, abgelehnt werden: „When you believe that the people are homogeneous and that the only other group is the elite, which is corrupt, then there are no legitimate minority rights, because there is no legitimate minority. And if politics should be 'the general will of the people' then nothing can stand above that, not even a Supreme court“ (Mudde 2021, S. 579).

Das Bestreben, populistische Einstellungen im Rahmen surveybasierter Umfragen zu messen, ist relativ neuen Datums – ältere Forschungslinien konzentrierten sich vor allem auf die „Angebotsseite“ und fokussierten zumeist als populistisch titulierte Parteien und Akteure, deren Darstellungsweisen und propagierten Narrative. Die „Nachfrageseite“ wurde erst danach in den Blick genommen und damit die populistischen Einstellungen der Wähler:innen dieser Parteien sowie die Verbreitung populistischer Einstellungen in der breiten Bevölkerung.

Auch wenn es schon früher Vorschläge für Skalen zur Messung populistischer Einstellungen gab (vgl. Stanley 2011), geht die prominenteste erste Konzeption ebenfalls auf Cas Mudde und Kollegen zurück (vgl. Hawkins et al. 2012). Diese Skala mit vier Items wurde erweitert und modifiziert auch bei Akkerman et al. (2014) eingesetzt. Ein Großteil der bisher publizierten Messungen populistischer Einstellungen basiert auf diesen beiden Arbeiten. So existieren beispielsweise weitere internationale Variationen dieser Skala mit zusätzlichen, selbst konstruierten Items (vgl. van Hauwaert und van Kessel 2018) sowie diverse Umsetzungen für den deutschsprachigen Raum (vgl. Vehrkamp und Merkel 2018).

All diesen Skalen ist gemein, dass sie populistische Einstellungen als unidimensionales Messkonstrukt operationalisieren. Dies mag verwundern, da weiter oben eine deut-

²Insgesamt bedeuten diese Eigenschaften des Populismus auch eine Anfälligkeit für verschwörungstheoretische Narrative. Siehe dazu u.a. Castanho Silva et al. (2017).

lich komplexere Konzeption von Populismus beschrieben werden konnte. Hiernach ließen sich mindestens drei unterschiedliche Elemente des Populismus analytisch unterscheiden, die zusätzlich auch noch auf unterschiedlichste Arten aufeinander verweisen und zum Teil voneinander abhängen. Diese konzeptionelle Komplexität wird in den bisher angesprochenen Skalen zur empirischen Erfassung populistischer Einstellungen nur mäßig abgebildet.

Einige Skalen neueren Datums versuchen das Konstrukt *Populismus* auch in seiner Messung mehrdimensional abzubilden: So definieren beispielsweise Hameleers und Vreese (2018) Populismus über zwei Faktoren, welche sie als *anti-establishment* und *exclusionism* bezeichnen. Den ersten Faktor definieren sie als „the opposition between the good ordinary people and the culprit elites“ (Hameleers und Vreese 2018, S. 3). Diese Opposition bezeichnen sie als vertikale Exklusion, weil aus der Perspektive von Populist:innen die schlechten Eliten vom guten Volk (zu dem sich auch Populist:innen zählen) ausgeschlossen werden. Der zweite Faktor bezieht sich dagegen auf eine horizontale Exklusion bestimmter sozialer Gruppen, wie beispielsweise Migrant:innen oder Geflüchtete. Diese werden von Populist:innen nicht als Teil des Volkes betrachtet und somit ausgeschlossen. Oliver und Rahn (2016) stellen ebenfalls eine multidimensionale Skala mit drei Faktoren vor. Diese bezeichnen sie als anti-elitism („feelings of marginalization relative to wealth and political power“), mistrust of expertise („a general skepticism of science and expert opinion“) und national affiliation („respondent’s affiliation with, and similarity to, the American people“). Schulz et al. (2018) nehmen für Populismus ebenfalls eine dreidimensionale Faktorenstruktur an, konzeptionieren diese drei Faktoren allerdings als „anti-elitism attitudes, a preference for popular sovereignty, and a belief in the homogeneity and virtuousness of the people“ (Schulz et al. 2018, S. 316).

Schon in dieser kurzen Übersicht wird deutlich, dass die multidimensionalen Skalen zwar einige Gemeinsamkeiten als auch deutliche Unterschiede aufweisen. Multidimensionale Skalen unterscheiden sich dabei zum Teil in Inhalt und Anzahl ihrer Subdimensionen. Eine anti-establishment- bzw. anti-elitism-Dimension findet sich in jeder Skala. Unabhängig von der sonstigen theoretischen Ausgestaltung, scheint die Ablehnung der aktuellen politischen Elite der kleinste gemeinsame Nenner aller Konzeptionen von Populismus zu sein. Darüber hinaus bestehen jedoch deutliche Unterschiede. Hameleers und Vreese (2018) inkludieren beispielsweise neben der vertikalen Exklusion durch Anti-Elitismus auch noch eine horizontale Exklusion in Form der Ablehnung von Migration und Asyl. Dieser zweite Faktor hat eine konzeptionelle Verbindung mit der Volkshomogenität-Dimension aus der Skala von Schulz et al. (2018) sowie der national affiliation-Dimension aus der Skala von Oliver und Rahn (2016), ist mit diesen aber inhaltlich nicht vollständig identisch. Auch wenn diese beiden letztgenannten Dimensionen in ihren Konzeptionen ebenfalls Ähnlichkeiten aufweisen, sind sie in ihrer Konzeption ebenfalls nicht gänzlich kongruent. Die Skala von Schulz et al. (2018) hat als einzige Skala den Glauben an eine totale Volkssouveränität inkludiert. Das gleiche gilt für die Dimension zum Misstrauen gegenüber Expertise in der Skala von Oliver und Rahn (2016).

In unserem Beitrag fokussieren wir, wie eingangs bereits angedeutet, die von Schulz et al. (2018) vorgeschlagene Skala zur Erfassung populistischer Einstellungen und

präsentieren unsere Analysen hinsichtlich der Konstruktvalidität sowie weiterführender Analysen bzgl. soziodemografischer Merkmale. Unsere Analysen sind vor dem Hintergrund entstanden, eine etablierte Skala, die Populismus als multidimensionales Konstrukt abbildet, im Rahmen einer eigenen Erhebung zu reanalysieren und somit im Kontext des *Forschungsinstituts Gesellschaftlicher Zusammenhalt* für weitere Datenerhebungen zu evaluieren. Vor dem Hintergrund der hier skizzierten Vielfalt an möglichen Messinstrumenten fiel unsere Wahl auf die Skala von Schulz et al. (2018), die populistische Einstellungen als multidimensionales und inhaltlich distinktes Konstrukt abbildet. Zusätzlich ist die Skala bereits in mehreren Sprachen und sowohl als Kurz- als auch Langfassung vorgelegt (vgl. Wirth et al. 2016) und ebenso mit Blick auf den Test einer überregionalen Konstruktvalidität (Messinvarianz) länderübergreifend eingesetzt worden (vgl. Wettstein et al. 2020).

3 Datengrundlage, Messinstrumente und Analysestrategie

3.1 Datengrundlage

Die hier verwendeten Daten sind im Rahmen des Projektes *Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte*³ des *Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt*, welches im Teilinstitut Bielefeld des FGZ verortet ist, erhoben worden. Im Rahmen des Projektes wird sowohl eine Bestandsaufnahme als auch eine Evaluation von Messungen des gesellschaftlichen und sozialen Zusammenhalts angestrebt. Teil dieser beiden Arbeitsschwerpunkte sind unter anderem verschiedene Pretest-Erhebungen, von denen eine für den vorliegenden Beitrag die Datengrundlage liefert.

Diese Pretest-Studie wurde im Oktober 2021 als Online-Erhebung durchgeführt⁴. Die Daten wurden dabei nach vier Merkmalen quotiert: Alter und Geschlecht dienten als Merkmale zur Kreuzquotierung; Bildungsstand und Region wurden zusätzlich als Randquotierung eingesetzt. Die Themenschwerpunkte des Pretest ergaben sich dabei aus den einzelnen Teilprojekten des FGZ-Standortes Bielefeld. Um projektrelevante Messinstrumente überprüfen zu können, bekamen alle Projekte am Standort Bielefeld die Möglichkeit, Messinstrumente für die Pretest-Studie einzubringen. Insgesamt konnten 3.123 Befragte zu diversen Themen (z.B.: Erinnerungskultur, Behinderungserleben, Soziale Distanz) bezüglich des gesellschaftlichen Zusammenhalts erreicht werden.

Aufgrund des Umfangs des Erhebungsinstrumentes wurden für den inhaltlichen Teil Fragebogensplits vorgenommen, welche die Stichprobe in drei annähernd gleichgroße Teilstichproben unterteilte.⁵ Den folgenden Analysen liegt eine Teilstichprobe mit insgesamt 1.019 Befragten zu Grunde, in der Angaben zu populistischen Einstellungen enthalten sind.

³Das FGZ und die einzelnen Projekte werden vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) gefördert. Für weitere Informationen zum Projekt und zum FGZ siehe: https://www.fgz-risc.de/forschung/alle-forschungsprojekte/details/BIE_F_02

⁴Die Datenerhebung erfolgte über ein Online-Access-Panel. Der Fragebogen wurde in LimeSurvey (www.limesurvey.org) erstellt.

⁵Die Angaben zu den soziodemografischen Merkmalen wurden von allen Befragten beantwortet.

Tabelle 1: Verteilung der befragten Personen nach Alter, Geschlecht und Region (n=1.019)

Variable	Ausprägungen	n	%
Alter	15-35	265	26,0
	35-65	506	49,7
	>65	248	24,3
Geschlecht	männlich	509	49,9
	weiblich	510	50,1
Region	Ost	193	18,9
	West	826	81,1

Die Verteilung in der Teilstichprobe nach Alter, Geschlecht und der Zugehörigkeit zu Ost- oder Westdeutschland zeigt Tabelle 1. Auffällige Abweichungen zur Grundgesamtheit sind nach den Merkmalen Alter, Geschlecht und Region nicht zu verzeichnen.

3.2 Messinstrumente

Zur Messung von populistischen Einstellungen wurde die Skala von Schulz et al. (2018) verwendet, wobei wir leichte Änderungen im *wording* vorgenommen haben. In einigen Items tauchte der Begriff *Volk* auf, den wir jeweils durch *Bürgerinnen und Bürger* ersetzt haben. Dies ist geschehen, um ein möglichst leichtes Verständnis für die Befragten zu ermöglichen und dadurch gleichsam sicherzustellen, dass alle Befragten den gleichen Fokus haben, wenn Sie sich bezüglich der 12 Items positionieren. Darüber hinaus haben wir die Skala von Schulz et al. (2018) entlang der Ursprungsversion übernommen. Die Skala besteht aus Items, welche den drei angenommenen Subdimensionen von Populismus zugeordnet werden können. Neben der Dimension des *Anti-Elitismus* (Items SQ01 bis SQ05) wird die *Selbstbestimmung* (Items SQ06 bis SQ09) und die *Homogenitätsüberzeugung* (Items SQ10 bis SQ13) abgebildet. Die Befragten wurden gebeten, auf einer Skala von 1 (*Stimme voll und ganz zu*) bis 5 (*Stimme überhaupt nicht zu*) zu den in Tabelle 2 aufgeführten Items Stellung zu nehmen.

Für die weiterführenden Analysen werden ferner die in Tabelle 1 dargestellten Merkmale *Alter*, *Geschlecht* und *Region* sowie zusätzlich der *Bildungsstand* und die *Links-Rechts-Orientierung* der Befragten verwendet. Für den Bildungsstand wurde der höchste Bildungsabschluss erfragt; die Links-Rechts-Orientierung wurde mittels der etablierten Messung eines Kontinuums von 0 (*Links*) bis 10 (*Rechts*) erfragt.⁶

3.3 Analysestrategie

Die Analyse der Skala von Schulz et al. (2018) erfolgt in drei aufeinander aufbauenden Analyseschritten mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen, multipler Gruppenvergleiche sowie Strukturgleichungsmodelle mit latenten Variablen (vgl. einführend Reinecke 2014, S. 138 f.; Kleinke et al. 2017, S. 31 f.). Wir wollen zunächst mittels eines konfirmatorischen Faktorenmodells die konzeptionell vorgegebene, dreifaktorielle Struktur der Skala replizieren. Dabei gehen wir davon aus, dass trotz der sprachlichen Anpassung

⁶Die Verteilung nach Bildungsstand und Links-Rechts-Orientierung ist in Tabelle 8 im Anhang zu finden.

Tabelle 2: Items der Populismus-Skala von Schulz et al. (2018)

Itemlabel	Itemwortlaut
SQ01	Die Abgeordneten im Parlament verlieren ziemlich schnell den Kontakt mit den Bürgerinnen und Bürgern Deutschlands.
SQ02	Die Unterschiede zwischen den Bürgern und der sogenannten Elite sind viel größer als die Unterschiede innerhalb der Bürgerinnen und Bürger.
SQ03	Leute wie ich haben keinen Einfluss darauf, was die Regierung macht.
SQ04	Die Politikerinnen und Politiker kümmern sich nicht viel darum, was Leute wie ich denken.
SQ05	Politikerinnen und Politiker reden zu viel und handeln zu wenig.
SQ06	Die Bürgerinnen und Bürger sollten bei den wichtigsten politischen Fragen mittels Volksabstimmungen das letzte Wort haben.
SQ07	Die einfachen Bürgerinnen und Bürger in Deutschland sollten bei allen wichtigen Entscheidungen gefragt werden.
SQ08	Die einfachen Bürgerinnen und Bürger und nicht die Politiker sollten die wichtigsten politischen Entscheidungen treffen.
SQ09	Die Politikerinnen und Politiker im Parlament müssen dem Willen der Bürgerinnen und Bürger folgen.
SQ10	Die Bürgerinnen und Bürger ziehen alle an einem Strang.
SQ11	Die Bürgerinnen und Bürger verbindet ein guter und ehrlicher Charakter.
SQ12	Die Bürgerinnen und Bürger teilen gemeinsame Werte und Interessen.
SQ13	Auch wenn die Deutschen sehr verschieden sind, denken alle ähnlich, wenn es darauf ankommt.

einiger Items die konstruktvalide Messung der Subdimensionen *Anti-Elitismus*, *Selbstbestimmung* und *Homogenitätsüberzeugung* gewährleistet ist.

Im Unterschied zur exploratorischen Faktorenanalyse geht die konfirmatorische Faktorenanalyse von einem theoretischen Modell aus und legt a priori die Anzahl der Faktoren fest. Darüber hinaus wird eine eindeutige Zuordnung der Messungen (Items) zu den postulierten Faktoren vorgenommen, so dass in der Regel jeweils nur eine Faktorenladung pro Messung geschätzt wird. Mehrdimensionale Messungen müssen demzufolge explizit modelliert werden, da sie ansonsten zu größeren Abweichungen zwischen Modell und Daten führen. Die Kovarianz- oder Korrelationsmatrix ist die Datengrundlage zur Schätzung eines konfirmatorischen Faktorenmodells.

Im zweiten Analyseschritt betrachten wir ausführlich, wie sich die Konstruktvalidität unter Kontrolle der drei soziodemografischen Variablen *Alter*, *Geschlecht* und *Region* unterscheidet. Diese Analyse geschieht auf Basis multipler Gruppenvergleiche, anhand derer sich die Gleichheit bzw. Verschiedenheit der Parameter simultan zwischen den Gruppen überprüfen lassen. Hierbei können verschiedene Invarianzbedingungen schrittweise geprüft werden (vgl. Reinecke 2014, S. 144; Kleinke et al. 2017, S. 78):

1. *Konfigurale Invarianz:* Für alle Gruppen wird die gleiche Faktorenstruktur geprüft, wobei für die Parameter keine Restriktionen bezogen auf die Gruppen festgelegt werden.

2. *Metrische Invarianz*: Zusätzlich zur konfiguralen Invarianz werden die Faktorenladungen der Messungen (Items) über alle Gruppen gleichgesetzt.
3. *Skalare Invarianz*: Zusätzlich zur metrischen Invarianz werden die Regressionskonstanten (intercepts) der Messungen (Items) für alle Gruppen gleichgesetzt.
4. *Strikte faktorielle Invarianz*: Zusätzlich zur skalaren Invarianz können die Varianzen und Kovarianzen der Faktoren über die Gruppen gleichgesetzt werden.
5. *Strikte Messfehlerinvarianz*: Zusätzlich zur strikten faktoriellen Invarianz können die Fehlervarianzen der Messungen (Items) über die Gruppen gleichgesetzt werden.

Ist mindestens die skalare Invarianzbedingung erfüllt, können zusätzlich Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen auf der Faktorebene ermittelt werden (vgl. Reinecke 2014, S. 147; Kleinke et al. 2017, S. 79). Differenzen für die latenten Mittelwerte der drei Subdimensionen erwarten wir für Alter und Region, aber nicht für das Geschlecht. Demnach sind bei älteren Personen und bei Personen aus Ostdeutschland stärker ausgeprägte populistische Einstellungen im Vergleich zu jüngeren Personen und Personen aus Westdeutschland zu erwarten. Dagegen wird postuliert, dass sich die Einstellungen nach Geschlecht nicht unterscheiden. Bereits in der Vorstudie des FGZ (Task Force Datenzentrum 2022) konnten diese Wirkungsweisen soziodemografischer Merkmale bestätigt werden.

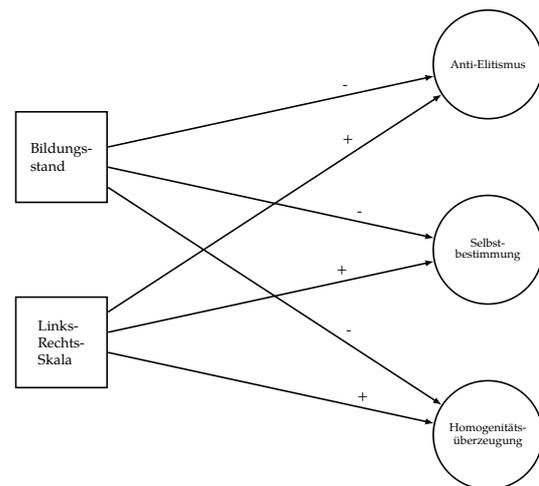
Die simultane Wirkung der unabhängigen Variablen *Bildungsstand* und *Links-Rechts-Skala* auf die Subdimensionen der Populismus-Skala wird im dritten Analyseschritt mit Hilfe eines Strukturgleichungsmodells geprüft. Der Bildungsstand und die Links-Rechts-Skala werden als Prädiktoren der Subdimensionen der Populismus-Skala verwendet. Abbildung 1 verdeutlicht das zu prüfende Modell. Für die beiden unabhängigen, manifesten Variablen wird kein Messmodell geprüft, da jeweils nur eine Frage erhoben wurde. Die drei abhängigen Variablen sind latent und die dafür vorgesehenen Messmodelle orientieren sich an dem Ergebnis des konfirmatorischen Faktorenmodells.⁷

Im Unterschied zur getrennten Berechnung von Struktur- und Messmodellen mittels Pfad- und Faktorenanalyse ist mit dem Strukturgleichungsmodell eine simultane Prüfung des Modells in einem Schritt möglich (vgl. Reinecke 2014, S. 183 f.; Kleinke et al. 2017, S. 49 f.).

Wir nehmen an, dass der Bildungsstand jeweils negative Beziehungen zu den Subdimensionen hat: Je höher der Bildungsstand, desto schwächer die populistischen Einstellungen bezogen auf *Anti-Elitismus*, *Selbstbestimmung* und *Homogenitätsüberzeugung*. Diese Annahme lässt sich u.a. aus Ergebnissen der vom Datenzentrum des FGZ durchgeführten Pilotstudie (Task Force Datenzentrum 2022) ableiten, in der vergleichbare Ergebnisse bezüglich des höchsten Schulabschlusses generiert werden konnten.

Ferner nehmen wir an, dass die Links-Rechts-Skala positive Beziehungen zu den Subdimensionen populistischer Einstellungen aufweist: Je mehr sich die befragten Personen politisch rechts orientieren, desto stärker dürften die populistischen Einstellungen ausfallen (vgl. Abbildung 1).

Abbildung 1: Strukturgleichungsmodell mit den unabhängigen Variablen Bildungsstand und Links-Rechts-Skala für die Subdimensionen der Populismus-Skala



Die Messmodelle für die drei Subdimensionen sind in der Graphik aus Übersichtsgründen nicht aufgenommen worden.

4 Ergebnisse

4.1 Deskriptive Ergebnisse

Tabelle 3 zeigt Mittelwerte und Varianzen der eingesetzten Items für die drei Subdimensionen des Populismus.

Tabelle 3: Mittelwerte und Streuungen (Varianzen) der Items der Populismus-Skala ($n=1.019$)

Subdimensionen	Items	n	\bar{x}	s^2
Anit-Elitismus	SQ01	994	4.010	0.994
	SQ02	987	3.958	1.112
	SQ03	999	3.588	1.498
	SQ04	998	3.813	1.254
	SQ05	1001	4.112	1.012
Selbstbestimmung	SQ06	986	3.583	1.616
	SQ07	989	3.609	1.447
	SQ08	981	3.046	1.713
	SQ09	987	3.833	1.100
Homogenitätsüberzeugung	SQ10	984	2.563	1.352
	SQ11	962	2.844	1.090
	SQ12	969	2.973	1.077
	SQ13	975	2.995	1.215

Die Stichprobengröße (n) variiert zwischen den Items auf Grund fehlender Angaben der befragten Personen.

Im Durchschnitt sind die Mittelwerte für die Items der Subdimension *Homogenitätsüberzeugung* geringer als die der anderen Subdimensionen. Allerdings zeigen sich bei den Varianzen keine bedeutsamen Unterschiede im Vergleich zu den Items der anderen Subdimensionen, so dass keine methodischen Probleme vorliegen und die Mittelwertunterschiede inhaltlich zu interpretieren sind.

Die Korrelationen der eingesetzten Items (vgl. Tabelle 4) deuten auf die Konstruktvalidität der Skala hin. Die Korrelationen der Items innerhalb der Subdimensionen sind hoch (bis zu 0.76) und im Durchschnitt geringer als die Korrela-

⁷Üblicherweise werden in graphischen Darstellungen von Strukturgleichungsmodellen manifeste Variablen als Quadrate oder Rechtecke und latente Variablen als Kreise oder Ovale visualisiert.

Tabelle 4: Korrelationsmatrix der Items der Populismus-Skala ($n=1.019$)

	SQ01	SQ02	SQ03	SQ04	SQ05	SQ06	SQ07	SQ08	SQ09	SQ10	SQ11	SQ12	SQ13
SQ01	1.000												
SQ02	0.594	1.000											
SQ03	0.534	0.484	1.000										
SQ04	0.672	0.531	0.663	1.000									
SQ05	0.663	0.549	0.566	0.721	1.000								
SQ06	0.488	0.442	0.460	0.535	0.562	1.000							
SQ07	0.495	0.459	0.443	0.510	0.529	0.756	1.000						
SQ08	0.413	0.366	0.421	0.479	0.450	0.691	0.714	1.000					
SQ09	0.458	0.441	0.334	0.426	0.466	0.536	0.530	0.524	1.000				
SQ10	0.101	0.128	0.152	0.145	0.134	0.255	0.268	0.298	0.176	1.000			
SQ11	0.095	0.166	0.103	0.128	0.124	0.189	0.249	0.229	0.192	0.654	1.000		
SQ12	0.109	0.201	0.125	0.111	0.118	0.197	0.247	0.208	0.219	0.565	0.715	1.000	
SQ13	0.132	0.217	0.169	0.166	0.159	0.254	0.300	0.266	0.206	0.529	0.559	0.602	1.000

tionen zwischen den Subdimensionen. Interessanterweise zeigen die Korrelationen zwischen den Items der Subdimensionen *Anti-Elitismus* und *Homogenitätsüberzeugung* sehr viel niedrigere Werte an (alle < 0.20) als zwischen den Items der Subdimensionen *Anti-Elitismus* und *Selbstbestimmung* (in der Regel > 0.40).

4.2 Konfirmatorische Faktorenanalyse

Tabelle 5 zeigt das Ergebnis des konfirmatorischen Faktorenmmodells für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala. Die Anpassung des Modells an die Daten ist gut ($\chi^2=279.61$ mit $df=62$; $RMSEA=0.06$; $CFI=0.97$; $SRMR=0.04$).⁸

Tabelle 5: Standardisierte Faktorenladungen, Standardfehler (SE) und z-Werte für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala

Subdimension	Items	Faktorenladung	SE	z-Wert
Anti-Elitismus	SQ01	0.792	0.014	56.713
	SQ02	0.671	0.019	34.712
	SQ03	0.718	0.017	41.510
	SQ04	0.858	0.011	77.910
	SQ05	0.831	0.012	68.182
Selbstbestimmung	SQ06	0.860	0.011	78.240
	SQ07	0.875	0.010	84.051
	SQ08	0.805	0.013	60.032
	SQ09	0.637	0.021	30.705
Homogenitätsüberzeugung	SQ10	0.740	0.017	42.442
	SQ11	0.856	0.013	65.029
	SQ12	0.820	0.014	57.018
	SQ13	0.697	0.019	36.145

SE = Standardfehler (*standard error*)

Abweichungen zwischen Modell und Daten sind auf Effekte des *wording* zurückzuführen, die sich insbesondere durch die Formulierung *Bürgerinnen und Bürger* in einzelnen Items ergeben haben.⁹ Die befragten Personen können durch den wiederholten Einsatz von Formulierungen in den einzelnen Items dazu neigen, ähnliche Antwortkategorien zu wählen: Daher sind ein Teil der Korrelationen zwischen diesen Items höher als durch die Faktoren der Subdimensionen konstruktvalide modelliert werden kann.

Die Faktorenladungen weisen für alle Subdimensionen

⁸Alle Modellanalysen wurden mit dem Programm *Mplus* (Muthén und Muthén 1998-2017) durchgeführt. Zur Erläuterung der einzelnen Fitmaße vgl. Reinecke 2014, S. 112 f.; Kleinke et al. 2017, S. 38 f.

⁹Die Berücksichtigung dieser Effekte durch die Spezifikation von Residualkovarianzen verbessert die Modellanpassung ($\chi^2=202.09$ mit $df=58$; $RMSEA=0.05$; $CFI=0.98$; $SRMR=0.03$). Die Werte der Faktorenladungen und Faktorenkorrelationen ändern sich aber nur unwesentlich.

auf eine ausreichend hohe Konstruktvalidität der eingesetzten Messungen hin. Die vorgenommene Modifikation der Itemformulierungen hat sich demnach nicht auf die Messqualität der Skala ausgewirkt.

Die Faktorenkorrelation zwischen den Subdimensionen *Anti-Elitismus* und *Selbstbestimmung* ist sehr hoch (0.73), während zwischen *Homogenitätsüberzeugung* und *Anti-Elitismus* (0.21) sowie zwischen *Homogenitätsüberzeugung* und *Selbstbestimmung* (0.36) die Zusammenhänge deutlich geringer sind.¹⁰

Das zum vorhergehenden Modell statistisch äquivalente konfirmatorische Faktorenmmodell mit einem Faktor zweiter Ordnung (populistische Einstellungen) zeigt, dass die *Selbstbestimmung* die populistischen Einstellungen am stärksten repräsentiert, gefolgt vom *Anti-Elitismus* und der *Homogenitätsüberzeugung*. Hier zeigt sich eine nahezu vollständige Übereinstimmung zu dem Modellergebnis basierend auf dem länderübergreifenden gepoolten Datensatz von Wettstein et al. (2020, S. 293).

4.3 Multiple Gruppenvergleiche

Nach Überprüfung der dreifaktoriellen Struktur der Populismus-Skala sind im weiteren multiple Gruppenvergleiche nach Alter, Geschlecht und der Zugehörigkeit zu alten und neuen Bundesländern (Ost-West-Vergleich) durchgeführt worden. Es wurden jeweils für die Gruppenmerkmale die 5 Invarianzbedingungen (s. Abschnitt 3.3) und zusätzliche Tests auf latente Mittelwertdifferenzen geprüft. Für das Alter konnte die strikte faktorielle Invarianz (Modell 6 in Tabelle 9 im Anhang), für das Geschlecht und für die Region die strikte Messfehlerinvarianz (jeweils Modell 8 in den Tabellen 10 und 11 im Anhang) nachgewiesen werden. Dies bedeutet, dass für Gruppenvergleiche die Konstruktvalidität über die jeweiligen Gruppen gewährleistet ist und damit auch latente Mittelwertdifferenzen der Subdimensionen der Populismus-Skala bezogen auf das Alter, das Geschlecht und das Befragungsgebiet (Region Ost- und Westdeutschland) interpretiert werden können (s. Tabelle 6).

Die Mittelwertdifferenzen für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala sind überwiegend signifikant und bestätigen die aufgestellten Hypothesen bezogen auf das Alter und die Region. Beide Altersgruppen weisen deut-

¹⁰Die entsprechenden Korrelationen aus der Vorstudie zeigen ein ähnliches Muster: Eine hohe Korrelation zwischen *Anti-Elitismus* und *Selbstbestimmung* (0.67) sowie deutlich niedrigere Korrelationen zwischen *Homogenitätsüberzeugung* und *Selbstbestimmung* (0.44) und zwischen *Homogenitätsüberzeugung* und *Anti-Elitismus* (0.39).

Tabelle 6: Latente Mittelwertdifferenzen nach dem multiplen Gruppenvergleich für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala

Alter 35-65	α	SE	z-Wert
Anti-Elitismus	0.630***	0.083	7.588
Selbstbestimmung	0.411***	0.082	5.029
Homogenitätsüberz.	0.223**	0.083	2.701
Alter > 65			
Anti-Elitismus	0.564***	0.096	5.903
Selbstbestimmung	0.254**	0.095	2.681
Homogenitätsüberz.	0.260**	0.096	2.716
Geschlecht: weiblich			
Anti-Elitismus	0.142*	0.067	2.132
Selbstbestimmung	0.155*	0.067	2.330
Homogenitätsüberz.	0.083	0.068	1.218
Region: West			
Anti-Elitismus	-0.177*	0.085	-2.087
Selbstbestimmung	-0.227**	0.085	-2.668
Homogenitätsüberz.	0.098	0.087	1.131

Signifikanzniveau: * $p < 0.05$, ** $p < 0.01$, *** $p < 0.001$.

SE = Standardfehler (standard error);

Die latenten Mittelwerte der jeweiligen ersten Gruppe (Alter: 15-35; Geschlecht: männlich; Region: Ost) sind auf Null fixiert. Die geschätzten Mittelwerte (α) der folgenden Gruppen sind als Mittelwertdifferenzen zur ersten Gruppe zu interpretieren.

lich höhere Mittelwerte im Vergleich zur Referenzgruppe der befragten Personen im Alter von 15 bis 35 auf. Am deutlichsten zeigen sich diese Differenzen für den *Anti-Elitismus*. Bezogen auf die Region zeigen sich niedrigere Mittelwerte der Subdimensionen für die befragten Personen aus Westdeutschland im Vergleich zur Referenzgruppe aus Ostdeutschland. Dieser Unterschied zeigt sich am deutlichsten für die *Selbstbestimmung*, während bei der *Homogenitätsüberzeugung* die Differenz gering und nicht signifikant ist. Für alle drei Subdimensionen sind keine Geschlechtsunterschiede erwartet worden. Dagegen zeigen sich für die weiblichen Personen höhere Mittelwerte beim *Anti-Elitismus* und bei der *Selbstbestimmung*, während bei der *Homogenitätsüberzeugung* wie angenommen keine Geschlechtsunterschiede zu verzeichnen sind.

4.4 Strukturgleichungsmodell

In Abbildung 2 auf der nächsten Seite wird das Ergebnis des Strukturgleichungsmodells für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala mit den Prädiktoren Bildungsstand und der Links-Rechts-Skala verdeutlicht. Die Anpassung des Modells an die Daten ist sehr gut ($\chi^2=265.77$ mit $df=78$; RMSEA=0.03; CFI=0.97; SRMR=0.03).¹¹

Wie erwartet, hat der Bildungsstand negative Effekte auf den Faktor *Anti-Elitismus* ($\beta=-0.18$), *Selbstbestimmung* ($\beta=-0.18$) und *Homogenitätsüberzeugung* ($\beta=-0.19$). Dagegen sind für den Einfluss der Links-Rechts-Skala positive Effekte auf den Faktor *Anti-Elitismus* ($\beta=0.17$) und *Selbstbestimmung* ($\beta=0.16$) zu verzeichnen. Dies bedeutet, je mehr rechts die befragten Personen sich auf der Links-Rechts-Skala einordnen, desto stärker ist ihr Anti-Elitismus und desto stärker ist ihre Selbstbestimmung ausgeprägt. Für den

Einfluss auf den Faktor *Homogenitätsüberzeugungen* ($\beta=.02$) lässt sich kein signifikanter Effekt nachweisen.

Das in Abbildung 2 auf der nächsten Seite gezeigte Strukturgleichungsmodell wird abschließend einem multiplen Gruppenvergleich nach der Zugehörigkeit zu alten und neuen Bundesländern (Ost-West-Vergleich) unterzogen. Wie beim konfirmatorischen Faktorenmodell werden für das Gruppenmerkmal die Invarianzbedingungen (s. Abschnitt 3.3) geprüft. Auch für die Region konnte die strikte Messfehlerinvarianz (Modell 7 in Tabelle 12 im Anhang) nachgewiesen werden. Um Differenzen der strukturellen Beziehungen zwischen den Prädiktoren *Bildungsstand* und den Subdimensionen der Populismus-Skala einerseits und der Links-Rechts-Skala und den Subdimensionen andererseits nach den Regionen zu prüfen, ist eine Modellvariante 7a unter Gleichsetzung der Regressionskoeffizienten (β s) über die Gruppenmerkmale berechnet worden. Im Vergleich zur Modellvariante 7 hat sich die Modellanpassung allerdings nicht bedeutsam verschlechtert ($[\chi^2_{Diff} =] 12.099$ mit $df_{Diff} = 6$, vgl. Modell 7a in Tabelle 12 im Anhang).

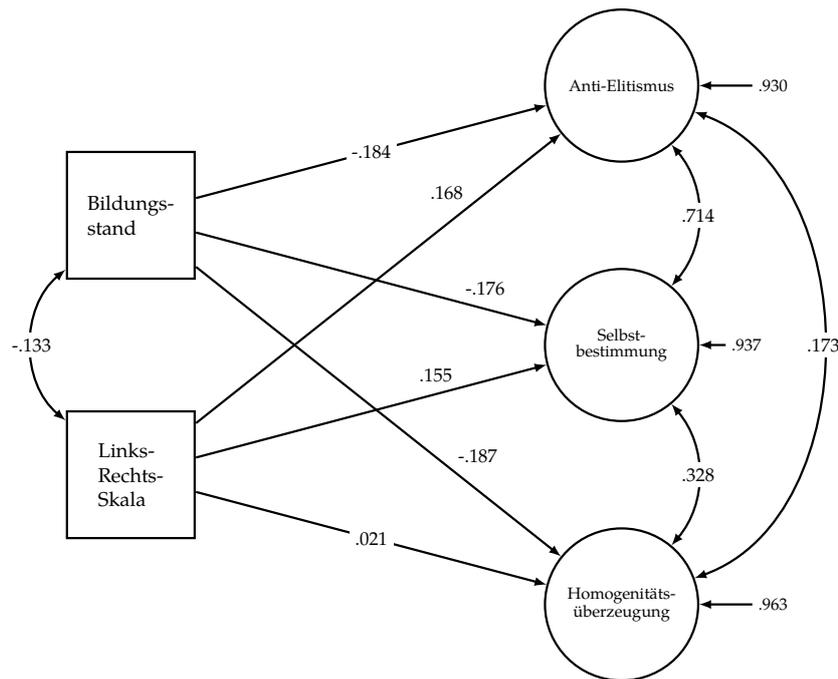
Tabelle 7: Effekte der unabhängigen Variablen Bildung und Links-Rechts-Einstufung auf die Subdimensionen der Populismus-Skala unter der Annahme strikter Messfehlerinvarianz (Modell 7a in Tabelle 12 im Anhang)

Gruppenvariable: OstWest	β	SE	z-Wert
Unabh. Variablen/Faktoren			
Bildung →	-0.121	0.024	-5.077
Links/Rechts →	0.093	0.018	5.029
Anti-Elitismus			
Bildung →	-0.122	0.024	-5.154
Links/Rechts →	0.085	0.018	4.668
Selbstbestimmung			
Bildung →	-0.133	0.024	-5.464
Links/Rechts →	0.010	0.019	0.559
Homogenitätsüberz.			

Es werden unstandardisierte Werte aufgelistet. Die standardisierten Werte (nicht aufgeführt) variieren etwas auf Grund unterschiedlicher Varianzen der unabhängigen Variablen zwischen den beiden Regionen.

Demnach ist von einer Invarianz der Regressionskoeffizienten über die beiden Regionen auszugehen. Die geschätzten Werte der gleichgesetzten Koeffizienten zeigt Tabelle 7. Unterschiedliche Einflüsse der Bildung und der politischen Orientierung nach einem Links-Rechts-Spektrum sind nach den Regionen (Ost- und Westdeutschland) nicht zu verzeichnen.

¹¹Die im konfirmatorischen Faktorenmodell festgestellten Effekte des *wording* sind durch die Spezifikation von vier Residualkovarianzen berücksichtigt worden: $\Theta_{SQ01,SQ02} = 0.17$, $\Theta_{SQ03,SQ04} = 0.21$; $\Theta_{SQ08,SQ10} = 0.14$; $\Theta_{SQ10,SQ11} = 0.019$. Die Residualkovarianzen sind signifikant.

Abbildung 2: Strukturgleichungsmodell mit den Prädiktoren Bildungsstand und Links-Rechts-Skala für die drei Subdimensionen der Populismus-Skala

Die Parameter sind standardisiert. Auf die Darstellung der Messmodelle für die latenten Variablen ist aus Gründen der Übersicht verzichtet worden.

5 Zusammenfassung & Ausblick

Populismus und populistische Einstellungen stellen eine der zentralen Herausforderungen für demokratische Staaten und das gesellschaftliche Miteinander dar – die Bestandsaufnahme und weiterführende Analyse populistischer Einstellungen in der breiten Bevölkerung ist dementsprechend als Informationsquelle im Kontext des gesellschaftlichen Zusammenhalts von Bedeutung. In dieser Arbeit stand die Validierung einer etablierten Skala zur Erfassung von populistischen Einstellungen mit aktuellen Daten aus dem Arbeitskontext des FGZ im Vordergrund.

Mithilfe einer eigenen Pretest-Erhebung im Rahmen des Projektes *Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte* konnten hilfreiche Befunde zur Verwendung der Skala von Schulz et al. (2018) generiert werden.

Die dreifaktorielle Struktur der von Schulz et al. (2018) entwickelten und an zwei Schweizer Stichproben getesteten Populismus-Skala mit den Subdimensionen *Selbstbestimmung*, *Anti-Elitismus* und *Homogenitätsüberzeugung* lässt sich mit den Daten unserer Pretest-Studie eindeutig replizieren. Auch die länderübergreifenden Ergebnisse des in Wettstein et al. (2020, S.293) überprüften Faktorenmodells zweiter Ordnung stimmen mit den Modellergebnissen basierend auf den Daten der eigenen Pretest-Erhebung überein. Der Faktor zweiter Ordnung (populistische Einstellungen) wird am stärksten durch die *Selbstbestimmung* repräsentiert, gefolgt vom *Anti-Elitismus* und den *Homogenitätsüberzeugung*.

Die vorgenommenen Formulierungsänderungen in den Items (die Formulierung *Bürgerinnen und Bürger* anstatt *Volk*) haben sich nicht auf die Konstruktvalidität der Skala mit ihren drei Subdimensionen ausgewirkt. Die Korrelationsstruktur der Subdimensionen der Populismus-Skala (basierend auf den ursprünglichen Itemformulierungen)

ermittelt aus den Ergebnissen der Vorstudie des FGZ (Task Force Datenzentrum 2022) weisen ein zu den hier verwendeten Pretest-Daten vergleichbares Muster auf.

Erwartungsgemäß nimmt mit zunehmendem Alter die Tendenz zu populistischen Einstellungen zu. Ebenso erwartungsgemäß zeigen die befragten Personen in Ostdeutschland stärker populistisch geprägte Einstellungen. Nicht erwartet sind die in den Gruppenvergleichen festgestellten Geschlechtsunterschiede: Weibliche Befragte zeigen nach unseren Ergebnissen deutlich ausgeprägtere populistische Einstellungen im Unterschied zu männlichen Befragten. Wenn Bildungsabschluss und Links-Rechts-Orientierung als Prädiktoren für die Subdimensionen des Populismus eingesetzt werden, dann zeigen sich erwartbare Einflüsse: Mit steigendem Bildungsabschluss sind eher geringere anti-elitäre Einstellungen oder geringere Befürwortungen einer Selbstbestimmung des Bürgers oder der Bürgerin zu verzeichnen. Bezogen auf die Homogenitätsüberzeugung sind entsprechend ähnliche Effekte nachweisbar. Die Links-Rechts-Orientierung korrespondiert positiv mit den Subdimensionen des Populismus (außer bei Homogenitätsüberzeugung): Je rechter sich die Befragten einstufen, desto eher kommt es zu populistisch orientierten Einstellungen. Differenzen zwischen den befragten Personen aus West- und Ostdeutschland sind bezogen auf die Einflüsse des Bildungsabschlusses und der Links-Rechts-Orientierung nicht zu verzeichnen.

Insgesamt erweist sich die Skala von Schulz et al. (2018) auch in unserer Reanalyse als äußerst vielversprechendes und konstruktvalides Messinstrument, welches in survey-basierten Umfragen eingesetzt werden kann, um populistische Einstellungen in der breiten Bevölkerung zu erfassen. Auch durch die von uns vorgenommene Modifizierung in

den Itemformulierungen konnten zufriedenstellende Ergebnisse erzielt werden, so dass der Begriff *Volk* auch in zukünftigen Studien durch *Bürgerinnen und Bürger* ersetzt werden kann.

Die geringfügigen Abweichungen bezüglich der geschlechtsspezifischen Effekte zwischen der von Schulz et al. (2018) veröffentlichten Befunde und unseren Ergebnissen im Kontext dieser Preteststudie können durch unterschiedliche Faktoren bedingt sein: Zu bedenken ist einerseits – wie auch von den Autor:innen selbst formuliert (Schulz et al. 2018, S. 325) – die schweizerische Stichprobe, da die direkte Demokratie zentraler Bestandteil des (politischen) Alltags der Schweizer:innen ist und eine direkte Vergleichbarkeit mit anderen demokratischen Systemen nicht 1:1 möglich ist. Dies könnte unter Umständen einen, wenngleich näher zu prüfenden Einfluss auf die Analysen nehmen und sollte daher berücksichtigt werden.

Da wir jedoch andererseits diese geschlechtsspezifischen Abweichungen im direkten Vergleich mit der deutschen Stichprobe der Pilotstudie (Task Force Datenzentrum 2022) nicht finden, spielen vermutlich noch andere Faktoren eine Rolle: Es muss daher auf die Limitierungen unserer Pretest-Studie durch die Verwendung eines Online Access Panels verwiesen werden, die eine besondere Befragengruppe und ebenso einen besonderen Erhebungsmodus bedeutet.

Die Daten des vom Datenzentrum des FGZ organisierten *Zusammenhaltpanels* bieten in Zukunft für weitführende Analysen die Möglichkeit, die Befunde im Rahmen einer repräsentativen, auf einer Haushaltsstichprobe basierenden, allgemeinen Bevölkerungsumfrage mittels unterschiedlicher Erhebungsmodi zu replizieren. Neben der konkreten Analyse der geschlechtsspezifischen Effekte der Populismus-Skala können damit auch weitere Schritte der Validierung der modifizierten Schulz-Skala in Betracht gezogen werden: Es wäre beispielsweise spannend, die von uns verwendete Skala mit anderen Populismus-Skalen zu vergleichen – diesen Schritt haben Schulz et al. (2018) bereits in der Skalenkonstruktion, allerdings mit dem ursprünglichen Wording, durchgeführt. Eine weitere Analyse wäre aus unserer Sicht eine sinnvolle Ergänzung. Darüber hinaus bietet es sich an, den Effekt des veränderten Wordings noch spezifischer in den Blick zu nehmen und einen Abgleich bzgl. der Effekte der politischen Orientierung zu untersuchen.

Die Autor:innen

- › **Prof. Dr. Jost Reinecke** ist Professor für Quantitative Methoden der empirischen Sozialforschung an der Universität Bielefeld. Er hat folgende Forschungsschwerpunkte: Methodologie und Anwendung von Klassifikations- und Strukturgleichungsmodellen im Querschnitt und Längsschnitt; Verfahren zur mehrfachen Ersetzung von fehlenden Werten in komplexen Datensätzen; Entwicklung der Jugendkriminalität im Längsschnitt; Entwicklung von Instrumenten zur Messung des gesellschaftlichen Zusammenhalts.
- › **Dr. Lena M. Verneuer-Emre** ist Akademische Rätin am Institut für Soziologie der RWTH Aachen University. Sie studierte Soziologie und Philosophie an den Universitäten Münster und Bielefeld und promovierte an der Universität Bielefeld. Gemeinsam mit J. Reinecke leitet sie das FGZ-Projekt [BIE_F_02: »Überregionale](#)

[und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte](#)«. Sie lehrt und forscht zur Soziologie der Gewalt und Kriminalität, konfliktsoziologischen Themen sowie quantitativen Methoden der empirischen Sozialforschung.

- › **Max Wächter, M.A.** studierte Soziologie an der Universität Bielefeld und war von 2020-2022 wissenschaftlicher Mitarbeiter im FGZ-Projekt [BIE_F_02: »Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte](#)«.
- › **Stephan Skolarski, M.A.** studierte Soziologie und Wirtschaftswissenschaften an der Universität Bielefeld und ist dort seit 2022 wissenschaftlicher Mitarbeiter an der Fakultät für Soziologie. Er arbeitet im FGZ-Projekt [BIE_F_02: »Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte](#)« und im InRa-Projekt [INRA_B01: »Intergruppenkontakte und ethnische Vorurteile bei Beschäftigten in öffentlichen Institutionen](#)«.
- › **Jan-Hauke Lück, M.A.** studierte Soziologie und anschließend Statistische Wissenschaften an der Universität Bielefeld. Bis August 2023 war er als wissenschaftliche Hilfskraft bei Jost Reinecke sowie im FGZ-Projekt [BIE_F_02: »Überregionale und regionale Bedeutung des gesellschaftlichen Zusammenhalts: Konzeptionen und Messungen relevanter Konstrukte](#)« tätig.

Bibliography

- Akkerman, Agnes, Cas Mudde und Andrej Zaslove (2014). »How Populist Are the People? Measuring Populist Attitudes in Voters«. In: *Comparative Political Studies* 47.9, S. 1324–1353. eprint: <https://doi.org/10.1177/0010414013512600>. URL: <https://doi.org/10.1177/0010414013512600>.
- Castanho Silva, Bruno, Federico Vegetti und Levente Littvay (2017). »The Elite Is Up to Something: Exploring the Relation Between Populism and Belief in Conspiracy Theories«. In: *Swiss Political Science Review* 23.4, S. 423–443.
- Hameleers, Michael und Claes H. de Vreese (2018). »To whom are 'the people' opposed? Conceptualizing and measuring citizens' populist attitudes as a multidimensional construct«. In: *Journal of Elections, Public Opinion and Parties* 27.1, S. 1–20.
- Hawkins, Kirk A. und Cristobal Rovira Kaltwasser (2017). »The Ideational Approach to Populism«. In: *Latin American Research Review* 52.4, S. 513–528.
- Hawkins, Kirk A., Scott Riding und Cas Mudde (2012). »Measuring Populist Attitudes«. In: *Political Concepts. Committee on Concepts and Methods Working Paper Series* 55.
- Jesse, Eckhard, Tom Mannewitz und Isabelle-Christine Panreck (2019). »Populismus und Demokratie – ein Spannungsfeld«. In: *Populismus und Demokratie – Interdisziplinäre Perspektiven*. Hrsg. von Eckhard Jesse, Tom Mannewitz und Isabelle-Christine Panreck. Baden-Baden: nomos, S. 7–27.
- Kleinke, Kristian, Elmar Schlüter und Oliver Christ (2017). *Strukturgleichungsmodelle mit Mplus: Eine praktische Ein-*

- führung. De Gruyter Oldenbourg. URL: <https://doi.org/10.1515/9783486989458>.
- Mudde, Cas (2004). »The Populist Zeitgeist«. In: *Government and Opposition* 39.4, S. 541–563.
- (2021). »Populism in Europe: An Illiberal Democratic Response to Undemocratic Liberalism.« In: *Governement & Opposition* 56, S. 577–597.
- Muthén, L.K. und B.O. Muthén (1998-2017). *MPlus User's Guide: Eighth Edition*. Muthén & Muthén. URL: https://www.statmodel.com/download/usersguide/MplusUserGuideVer_8.pdf.
- Oliver, J. Eric und Wendy M. Rahn (2016). »Rise of the Trumpenvolk«. In: *The Annals of the American Academy of Political and Social Science* 667.1, S. 189–206.
- Reinecke, Jost (2014). *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. De Gruyter Oldenbourg. URL: <https://doi.org/10.1524/9783486854008>.
- Schulz, Anne, Philipp Müller, Christian Schemer, Dominique Stefanie Wirz, Martin Wettstein und Werner Wirth (2018). »Measuring Populist Attitudes on Three Dimensions«. In: *International Journal of Public Opinion Research* 30.2, S. 316–326. eprint: <https://academic.oup.com/ijpor/article-pdf/30/2/316/25013728/edw037.pdf>. URL: <https://doi.org/10.1093/ijpor/edw037>.
- Stanley, Ben (2011). »Populism, nationalism, or national populism? An analysis of Slovak voting behaviour at the 2010 parliamentary election«. In: *Communist and Post-Communist Studies* 44.4, S. 257–270.
- Task Force Datenzentrum, Forschungsinstitut Gesellschaftlicher Zusammenhalt (2022). *Gefährdeter Zusammenhalt? Polarisierungs- und Spaltungstendenzen in Deutschland*. Bremen: Universität Bremen. URL: <https://doi.org/10.26092/elib/1739>.
- van Hauwaert, Steven M. und Stijn van Kessel (2018). »Beyond protest and discontent: A cross-national analysis of the effect of populist attitudes and issue positions on populist party support«. In: *European Journal of Political Research* 57.1, S. 68–92.
- Vehrkamp, Robert und Wolfgang Merkel (2018). *Populismusbarometer 2018: Populistische Einstellungen bei Wählern und Nichtwählern in Deutschland 2018*. URL: https://www.bertelsmann-stiftung.de/fileadmin/files/BSt/Publikationen/GrauePublikationen/ZD__Studie_Populismusbarometer_2018.pdf.
- Wettstein, Martin, Anne Schulz, Marco Steenbergen, Christian Schemer, Philipp Müller, Dominique S Wirz und Werner Wirth (2020). »Measuring Populism across Nations: Testing for Measurement Invariance of an Inventory of Populist Attitudes«. In: *International Journal of Public Opinion Research* 32.2, S. 284–305. URL: <https://doi.org/10.1093/ijpor/edz018>.
- Wirth, Werner, Christian Schemer, Anne Schulz, Martin Wettstein, Dominique S. Wirz und Philipp Müller (2016). »A Multidimensional Measure to assess Populist Attitudes in the Public in 8 Languages«. In: *NCCR Democracy Working Paper* 87. URL: https://www.zora.uzh.ch/id/eprint/127460/1/WP_87.pdf.

Anhang

Tabelle 8 gibt einen Überblick über die Verteilung der befragten Personen nach Bildungsstand und Links-Rechts-Orientierung. Die Tabellen 9, 10 und 11 zeigen die Ergebnisse der multiplen Gruppenvergleiche für das konfirmatorische Faktorenmodell nach den unterschiedlichen Invarianzbedingungen der zu schätzenden Parameter. Tabelle 12 zeigt die Ergebnisse der entsprechenden multiplen Gruppenvergleiche für das Strukturgleichungsmodell.

Tabelle 8: Verteilung der befragten Personen nach Bildungsstand und Links-Rechts-Orientierung ($n=1.019$)

Variable	Ausprägungen	n	%
Bildungsstand	Ohne Bildungsabschluss	4	0,4
	Hauptschul- / Volksschulabschluss	340	33,3
	Realschulabschluss (Mittlere Reife)	317	31,1
	Fachhochschulreife	55	5,4
	Abitur / Allgemeine Hochschulreife	128	12,6
	Fachhochschul- oder Universitätsabschluss	175	17,2
Links-Rechts-Orientierung	0 (Links)	27	2,6
	1	24	2,3
	2	56	5,5
	3	106	10,4
	4	99	9,7
	5	352	34,5
	6	107	10,5
	7	62	6,1
	8	45	4,4
	9	15	1,4
	10 (Rechts)	16	1,5
	Weiß Nicht	110	10,8

Tabelle 9: Vergleich der Invarianzbedingungen nach dem multiplen Gruppenvergleich für das konfirmatorische Faktorenmodell mit den Subdimensionen der Populismus-Skala (Alter, ML-Diskrepanzfunktion)

Modell	Gruppe	χ^2	df	χ^2_{Diff}	df_{Diff}	RMSEA	CFI	TLI
1. Konfigurale Invarianz	15-35	135.040						
	35-65	190.591						
	>65	112.542						
	Σ	438.173	186	—	—	0.063	0.964	0.955
2. Metrische Invarianz	15-35	155.756						
	35-65	200.063						
	>65	129.017						
	Σ	485.017	212	+ 46.844	26	0.062	0.961	0.957
3. Skalare Invarianz	15-35	225.980						
	35-65	217.666						
	>65	177.547						
	Σ	621.122	238	+136.105	26	0.069	0.945	0.946
4. Skalare Invarianz (α)	15-35	178.703						
	35-65	203.824						
	>65	170.594						
	Σ	553.121	232	-68.001	6	0.064	0.954	0.954
5. Strikte faktorielle Invarianz	15-35	232.276						
	35-65	219.194						
	>65	180.851						
	Σ	632.321	244	+11.199	6	0.068	0.945	0.947
6. Strikte faktorielle Invarianz (α)	15-35	184.534						
	35-65	204.537						
	>65	173.745						
	Σ	562.816	238	-69.505	6	0.063	0.954	0.955
7. Strikte Messfehlerinvarianz	15-35	289.226						
	35-65	246.141						
	>65	219.383						
	Σ	754.749	270	+122.428	26	0.073	0.931	0.940
8. Strikte Messfehlerinvarianz (α)	15-35	242.036						
	35-65	230.468						
	>65	211.221						
	Σ	683.725	264	-71.024	6	0.068	0.940	0.947

Gruppe 1 = Alter 15-35 Jahre, Gruppe 2 = Alter 35-65 Jahre, Gruppe 3 = Alter >65 Jahre
 α = Zusätzliche Spezifikation latenter Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen.

Tabelle 10: Vergleich der Invarianzbedingungen nach dem multiplen Gruppenvergleich für das konfirmatorische Faktorenmodell mit den Subdimensionen der Populismus-Skala (Geschlecht, ML-Diskrepanzfunktion)

Modell	Gruppe	χ^2	df	χ^2_{Diff}	df_{Diff}	RMSEA	CFI	TLI
1. Konfigurale Invarianz	männlich	186.517	124	—	—	0.063	0.965	0.956
	weiblich	190.176						
	Σ	376.693						
2. Metrische Invarianz	männlich	198.788	137	+25.090	13	0.062	0.963	0.958
	weiblich	202.995						
	Σ	401.783						
3. Skalare Invarianz	männlich	213.008	150	+29.023	13	0.061	0.961	0.959
	weiblich	217.798						
	Σ	430.806						
4. Skalare Invarianz (α)	männlich	210.107	147	-6.406	3	0.061	0.961	0.959
	weiblich	214.293						
	Σ	424.400						
5. Strikte faktorielle Invarianz	männlich	216.856	153	+7.398	3	0.060	0.960	0.959
	weiblich	221.347						
	Σ	438.204						
6. Strikte faktorielle Invarianz (α)	männlich	213.734	150	-6.399	3	0.061	0.961	0.959
	weiblich	218.072						
	Σ	431.805						
7. Strikte Messfehlerinvarianz	männlich	229.581	166	+30.977	13	0.060	0.958	0.960
	weiblich	239.600						
	Σ	469.181						
8. Strikte Messfehlerinvarianz (α)	männlich	226.534	163	-6.407	3	0.060	0.958	0.960
	weiblich	236.240						
	Σ	462.774						

Gruppe 1 = männlich; Gruppe 2 = weiblich
 α = Zusätzliche Spezifikation latenter Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen.

Tabelle 11: Vergleich der Invarianzbedingungen nach dem multiplen Gruppenvergleich für das konfirmatorische Faktorenmodell mit den Subdimensionen der Populismus-Skala (Ostwest, ML-Diskrepanzfunktion)

Modell	Gruppe	χ^2	df	χ^2_{Diff}	df_{Diff}	RMSEA	CFI	TLI
1. Konfigurale Invarianz	Ost	118.036	124	—	—	0.060	0.968	0.960
	West	234.254						
	Σ	352.290						
2. Metrische Invarianz	Ost	129.343	137	+14.066	13	0.057	0.968	0.963
	West	237.013						
	Σ	366.356						
3. Skalare Invarianz	Ost	148.926	150	+24.223	13	0.056	0.966	0.965
	West	241.653						
	Σ	390.579						
4. Skalare Invarianz (α)	Ost	142.616	147	-7.709	3	0.056	0.967	0.965
	West	240.254						
	Σ	382.870						
5. Strikte faktorielle Invarianz	Ost	149.285	153	+0.452	3	0.055	0.967	0.966
	West	241.746						
	Σ	391.031						
6. Strikte faktorielle Invarianz (α)	Ost	142.967	150	-7.761	3	0.055	0.967	0.966
	West	240.303						
	Σ	383.270						
7. Strikte Messfehlerinvarianz	Ost	167.272	166	+21.060	13	0.054	0.965	0.968
	West	244.819						
	Σ	412.091						
8. Strikte Messfehlerinvarianz (α)	Ost	161.027	163	-7.462	3	0.054	0.966	0.968
	West	243.602						
	Σ	404.629						

Ost = Ostdeutschland; West = Westdeutschland
 α = Zusätzliche Spezifikation latenter Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen.

Tabelle 12: Vergleich der Invarianzbedingungen nach dem multiplen Gruppenvergleich für das Strukturgleichungsmodell mit den Subdimensionen der Populismus-Skala (Ostwest, ML-Diskrepanzfunktion)

Modell	Gruppe	χ^2	df	χ^2_{Diff}	df_{Diff}	RMSEA	CFI	TLI
1. Konfigurale Invarianz	Ost	108.819						
	West	218.174						
	Σ	326.993	156	—	—	0.049	0.974	0.965
2. Metrische Invarianz	Ost	122.117						
	West	221.650						
	Σ	343.767	169	+14.066	13	0.047	0.976	0.967
3. Skalare Invarianz	Ost	138.080						
	West	226.097						
	Σ	364.177	182	+24.223	13	0.046	0.972	0.968
4. Skalare Invarianz (α)	Ost	136.159						
	West	225.744						
	Σ	361.903	179	-7.709	3	0.047	0.972	0.967
6. Strikte faktorielle Invarianz	Ost	138.685						
	West	226.180						
	Σ	364.865	185	-7.761	3	0.046	0.972	0.969
5. Strikte faktorielle Invarianz (α)	Ost	136.756						
	West	225.815						
	Σ	362.571	182	+0.452	3	0.046	0.972	0.968
7. Strikte Messfehlerinvarianz	Ost	154.658						
	West	229.256						
	Σ	383.914	198	+21.060	13	0.045	0.972	0.970
8. Strikte Messfehlerinvarianz (α)	Ost	152.864						
	West	228.937						
	Σ	381.800	195	-7.462	3	0.045	0.971	0.970
7a. Strikte Messfehlerinvarianz (β s equal)	Ost	164.740						
	West	231.273						
	Σ	396.013	204	+12.099	6	0.045	0.971	0.970

Ost = Ostdeutschland; West = Westdeutschland

 α = Zusätzliche Spezifikation latenter Mittelwertdifferenzen zwischen den Gruppen.