

**Mentale Gesundheit und politische Orientierung:  
Einflussfaktoren auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen?**

Masterarbeit im Masterstudiengang Psychologie der  
Otto-Friedrich-Universität Bamberg

Lehrstuhl für Persönlichkeitspsychologie und Psychologische Diagnostik

Pia Mechthild Franziska Wittbecker



Betreuerin: Melissa Schütz, M.Sc.

Prüferin: Prof. Dr. Astrid Schütz

Bamberg 2024

Dieses Werk ist als freie Onlineversion über das Forschungsinformationssystem (FIS; <https://fis.uni-bamberg.de>) der Universität Bamberg erreichbar.

Das Werk steht unter der CC-Lizenz CC BY.

Lizenzvertrag: Creative Commons Namensnennung 4.0

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



URN: [urn:nbn:de:bvb:473-irb-1052544](https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:bvb:473-irb-1052544)

DOI: <https://doi.org/10.20378/irb-105254>

## **Zusammenfassung**

Das Stigma gegenüber Arbeitslosen hängt mit niedriger mentaler Gesundheit, erschwerter (Wieder-)Anstellung sowie weiteren negativen Folgen für die Betroffenen zusammen. Da der Prozess der Stigmatisierung auf interaktiven Dynamiken beruht, ist es überraschend, wie wenig Literatur zu den stigmatisierenden Personen vorliegt. Basierend auf dieser Forschungslücke wird in der folgenden Arbeit untersucht, welchen Einfluss die mentale Gesundheit und die politische Orientierung auf das Ausmaß des Stigmas haben und wie diese Variablen zusammenhängen. Dafür haben Versuchspersonen ( $N = 150$ ) online einen Fragebogen bearbeitet, der ihr Stigma gegenüber Arbeitslosen, ihre konservative Orientierung und mentale Gesundheit erfasst hat. Die mentale Gesundheit wurde als Zwei-Faktoren-Konstrukt erhoben, getrennt nach den Faktoren mentale Beeinträchtigung und mentales Wohlbefinden. Zur Kontrolle methodischer Verzerrungen wurde die konservative Orientierung direkt und indirekt gemessen. Die Analysen fanden anhand von Strukturgleichungsmodellen statt. Die Ergebnisse konnten das Zwei-Faktoren-Konstrukt der mentalen Gesundheit bestätigen. Zudem fand sich ein signifikant negativer Effekt der mentalen Beeinträchtigung, aber nicht des mentalen Wohlbefindens, auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen. Die konservative Orientierung zeigte einen signifikant positiven Einfluss auf das Stigma. Entgegen den Hypothesen konnte kein signifikanter Effekt der konservativen Orientierung auf beide Faktoren der mentalen Gesundheit gefunden werden. Damit übereinstimmend diente die konservative Orientierung nicht als erklärende Drittvariable für den Zusammenhang zwischen mentaler Gesundheit und der Stigmatisierung von Arbeitslosen. Nichtsdestotrotz fanden sich bei Kombination der mentalen Beeinträchtigung und der konservativen Orientierung in einem Modell spannende Ergebnismuster, die Implikationen für die zukünftige Forschung aufwerfen.

*Keywords:* Stigmatisierung von Arbeitslosen, konservative Orientierung, mentale Gesundheit, Zwei-Faktoren-Modell

## Abstract

The stigma towards the unemployed is linked to poor mental health, difficulties in (re-)employment and other negative outcomes for the affected individuals. Given that the process of stigmatization is driven by interactive dynamics, it is surprising how little research exists on the stigmatizing individuals themselves. Based on this gap in the literature, the following paper investigates the influence of mental health and political orientation on the extent of stigma and how these variables are interrelated. Participants ( $N = 150$ ) completed an online questionnaire assessing their stigma towards the unemployed, conservative orientation and mental health. Mental health was measured as a two-factor model, distinguishing between mental illness and mental well-being. To control for methodological biases, conservative orientation was measured both directly and indirectly. The analyses were conducted using structural equation modeling. The results supported the two-factor model of mental health. Furthermore a significant negative effect of mental illness on the stigmatization was found, but no such effect was observed for mental well-being. Conservative orientation showed a significant positive influence on the stigma. Contrary to the hypotheses, no significant effect of conservative orientation on either factor of mental health was detected. Consistent with this, conservative orientation did not serve as an explanatory third variable for the relationship between mental health and the stigmatization. However, when combining mental illness and conservative orientation in one model, interesting patterns emerged, raising implications for future research.

*Keywords:* Stigma against unemployed, conservative orientation, mental health, dual factor model

## **Mentale Gesundheit und politische Orientierung: Einflussfaktoren auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen?**

Ob auf Basis des Geschlechts, der mentalen Gesundheit oder des Erwerbsstatus - Stigmatisierung findet aufgrund verschiedenster Merkmale weltweit statt und kann für die Betroffenen weitreichende Konsequenzen mit sich ziehen (z.B. Lin & Tsang, 2020; Major et al., 2018). In diesem Sinne erleben Arbeitslose, insbesondere in Gesellschaften mit einer hohen Leistungsorientierung (z.B. Deutschland), soziale Ausgrenzung, Benachteiligung auf dem Arbeitsmarkt und erhöhte Belastungen für die mentale Gesundheit (Gross et al., 2020; Holleederer, 2020; Kaletta, 2008). Während die Stigmatisierung von Arbeitslosen und die damit einhergehenden negativen Folgen zahlreich belegt sind, gibt es erstaunlich wenig Forschung zu den Charakteristika der stigmatisierenden Personen. Da Stigmatisierung jedoch auf interaktiven Dynamiken basiert (Tajfel et al., 1979), ist ein tieferes Verständnis der dahinterliegenden Prozesse nur möglich bei näherer Untersuchung der Stigmatisierenden und ihrer Eigenschaften, die sich auf das Stigma auswirken.

Eine vielseitige Erforschung der Hintergründe von Stigmatisierung ermöglicht zudem die Gestaltung wirksamer Interventionen zur Bekämpfung dieses Phänomens. So können beispielsweise spezifische (Kommunikations-)Maßnahmen für die Stigmatisierenden ausgearbeitet werden, wenn mehr Wissen zu den Charakteristika der Zielgruppe vorliegt. Die Bedeutsamkeit solcher Interventionen wird durch das berichtete Ausmaß des Stigmas und die negativen Folgen für die Betroffenen unterstrichen.

Aufbauend auf vereinzelt Studien (Gross et al., 2020; McFadyen, 1998; Napier & Jost, 2008) werden in der folgenden Arbeit somit die Konstrukte mentale Gesundheit und politisch konservative Orientierung als Einflussfaktoren auf die Stigmatisierung von Arbeitslosigkeit sowie deren Wechselwirkungen betrachtet. Da die Analysen unter Berücksichtigung des Wandels bezüglich der Konzeptionalisierung von mentaler Gesundheit (siehe als Überblick: Iasiello & Van Agteren, 2020) durchgeführt werden, wird zudem die bereits bestehende Studienlage zu den Wirkzusammenhängen mit der aktuellen Forschungspraxis verbunden. Erkenntnisse dieser Studie leisten somit nicht nur einen Beitrag zur Bekämpfung der Stigmatisierung, sondern auch zur Verknüpfung neuerer Entwicklungen mit der bisherigen Literatur.

## Theoretischer Hintergrund

Stigmatisierung ist ein Begriff, für den sich viele unterschiedliche Ansätze zur Definition finden lassen (Link & Phelan, 2001; Stafford & Scott, 1986; Thornicroft et al., 2007). Einig ist sich die Literatur jedoch, dass Goffmans Werk *Stigma: Notes on the management of spoiled identity* (1963) die Erforschung zu Stigma, dessen Ursprung und Konsequenzen maßgeblich vorangetrieben und beeinflusst hat. Stigma sei laut ihm ein „zutiefst diskreditierendes Attribut, einhergehend mit der Abwertung eines normalen und vollwertigen Menschens zu einer befleckten und herabgesetzten Person“ (Goffman, 1963, S. 3). In diesem Sinne seien Stigmata immer negative Eigenschaften, die nicht mit sozialen Gruppen assoziiert sind, die in einem bestimmten Kontext Bewunderung finden (McLaughlin et al., 2004). Neuere Definitionen sprechen bei Stigma von einem Prozess, der mit der Zuteilung von Personen zu unterschiedlichen Klassen (= *Labeling*; Dorsch-Lexikon der Psychologie, 2021), Stereotypisierung, Separierung, Statusverlust und Diskriminierung einhergeht (Link & Phelan, 2001; Zhang et al., 2021). Der Kontext, in dem die Stigmatisierung stattfindet, erlaube zudem, dass soziale, ökonomische und politische Macht zum Nachteil der Mitglieder der betroffenen sozialen Gruppe ausgeübt werde.

Im Rahmen von Stigmatisierung findet also eine Trennung zwischen Personen und eine Einteilung dieser in verschiedene Gruppen statt. Es entsteht ein Gefühl von *uns* und *den Anderen* und damit einhergehend eine Art Gruppenidentität (siehe Soziale Identitätstheorie von Tajfel, 1974; Turner, 1975; Tajfel et al., 1979). Je nach Ausprägung der Gruppenidentität beeinflusst der Wert der eigenen Gruppe maßgeblich das eigene Selbstwertgefühl und erweist sich somit als schützenswert (Tajfel et al., 1979). Dabei kann der Wert der eigenen Gruppe nicht nur durch den Blick auf die eigene Gruppe beeinflusst werden, sondern auch im Vergleich zu anderen Gruppen steigen oder sinken. Es kann also selbstwertdienlich sein, andere Gruppen abzuwerten und zu stigmatisieren, um sich selbst und die eigene Gruppe aufzuwerten (Fein & Spencer, 1997; Tajfel et al., 1979). Identität und Stigmatisierung weisen somit interaktive Dynamiken auf, die nahe legen, die Phänomene aus zwei Perspektiven zu betrachten. Nicht nur die Seite der Stigmatisierten, sondern auch die Seite der Stigmatisierenden ist relevant für diese Prozesse.

Laut Crocker et al. (1998) machen stigmatisierte Gruppen allgemein mehr nega-

tive Erfahrungen sowohl auf persönlicher als auch arbeitsbezogener Ebene als nicht-stigmatisierte Gruppen. Es bestehen Zusammenhänge zu einer höheren psychiatrischen Morbidität, geringerer physischer Gesundheit sowie höherer Diskriminierung in Interaktionen mit dem Rechtssystem (Major et al., 2018; Rucker & Richeson, 2021; Zhu et al., 2022). Zudem scheinen Stigmatisierung und das Bewusstsein darüber mit der Wohnsituation, den familiären Bindungen, einem niedrigerem Selbstwert und schlechteren Leistungen von Schüler\*innen und Studierenden zu korrelieren (Major & O'Brien, 2005; A. L. Rose et al., 2019; Schofield, 2006). Außerdem findet ein Ausschluss der stigmatisierten Gruppen sowohl auf ökonomischer als auch sozialer Ebene statt (Lamont, 2018; Loyd & Bonds, 2018). Begründet wird dies teilweise mit negativen Erwartungen, die vermeintlich auf beiden Seiten bezüglich der Interaktionen herrschen (Crocker et al., 1998; Miller & Kaiser, 2001). Laut den Forscher\*innen haben vor allem die Stigmatisierten Angst davor, abgelehnt, verurteilt oder verspottet zu werden. Das daraus resultierende Vermeidungsverhalten verstärkt wiederum die gesellschaftliche Exklusion. Zusätzlich betonen erhöhte Suizid- und Mordraten unter stigmatisierten Gruppen sowie die Gefahr einer zunehmenden Spaltung der Gesellschaft die Relevanz der Erforschung von Stigmata (Lamont, 2018; Mueller & Abrutyn, 2016).

**Stigmatisierung von Arbeitslosen.** Sowohl aussehensbezogene Faktoren als auch Attribute, die nicht auf den ersten Blick erkennbar sind, können zu Stigmatisierung führen. Wenn zusätzlich die Überzeugung besteht, dass die stigmatisierte Eigenschaft kontrollierbar ist (z.B. Arbeitslosigkeit), erfahren die Betroffenen laut Gurr und Jungbauer-Gans (2013) sogar stärkere Ablehnung und Zurückweisung als Personen mit stigmatisierten Attributen, die als unkontrollierbar wahrgenommen werden (z.B. Geschlecht, Ethnie). Verschiedene qualitative Studien zeigen in diesem Sinne, dass Personen aufgrund ihrer Arbeitslosigkeit regelmäßig Anfeindungen und gesellschaftliche Exklusion erfahren (Dougherty et al., 2017; Gurr & Jungbauer-Gans, 2013; Letkemann, 2002). So berichten Betroffene davon, dass „Tausende an Vorurteilen“ bestehen würden (Gross et al., 2020, S. 2). Sie seien unter anderem „faul, unmotiviert“ und würden den „ganzen Tag nur Fernsehen schauen“ (Gross et al., 2020, S. 2). Damit übereinstimmend konnte Oorschot (2000) zeigen, dass Arbeitslosen im Vergleich zu anderen Bevölkerungsgruppen (z.B. Menschen mit Behinderung) am wenigsten staatliche Unterstützung zugestanden wird. Somit stellt

die Stigmatisierung durch die Gesellschaft neben den finanziellen Schwierigkeiten und dem Verlust der positiven Aspekte von Arbeit (integrierend, sinnstiftend und alltagsstrukturierend) eine weitere Belastung für Arbeitslose dar (Breslin & Breslin, 2013; Creed & Macintyre, 2001; Jahoda, 1982).

Die negativen Folgen der Stigmatisierung scheinen sowohl kurz- als auch langfristig zu sein und in Form eines Teufelskreises verstärkend auf die Arbeitslosigkeit zu wirken. So besteht zwar ein Zusammenhang zwischen der Wahrnehmung von Stigma und einer verstärkten Suche nach einer neuen Beschäftigung, jedoch verbleibt die Erfolgsquote dabei unverändert (Krug et al., 2019). Damit übereinstimmend erhielten bei einer Studie von Nunley et al. (2016) Bewerbende bis zu 30 % weniger Rückrufe, wenn diese arbeitslos waren, ansonsten aber exakt gleiche Resümees aufwiesen wie ihre arbeitenden Mitstreiter\*innen. Das Ergebnismuster wird von den Autor\*innen auf eine erhöhte Stigmatisierung der Arbeitslosen in der Arbeitswelt zurückgeführt. Insbesondere bei Langzeitarbeitslosen scheint diese Art der Benachteiligung relevant zu sein. Der sogenannte *Stigma-Effekt* beschreibt, dass sich die Dauer der Arbeitslosigkeit zusätzlich negativ auf die Erfolgchancen im Bewerbungsprozess auswirkt (Omori, 1997; Vishwanath, 1989). Erklärt wird dies durch ein erhöhtes Stigma gegenüber Langzeitarbeitslosen und der Überzeugung, die längere Arbeitslosigkeit sei auf fehlende Leistung und/oder Eignung zurückzuführen (Oberholzer-Gee, 2008). Dabei scheint nicht eine geringere Produktivität der Arbeitslosen, sondern ein allgemein geltendes, ungerechtfertigtes Stigma zu der unfairen Abwertung der Arbeitslosen sowohl vor als auch nach Anstellung zu führen (Norlander et al., 2020).

Zudem zeigt sich, dass Arbeitslosigkeit und eine diesbezüglich erlebte Stigmatisierung den mentalen und körperlichen Gesundheitszustand der Betroffenen negativ beeinflussen und eine Wiederaufnahme der Arbeit mit einer Verbesserung der Beschwerden einhergeht (Gedikli et al., 2023; O'Donnell et al., 2015; Paul & Moser, 2009). Gesundheitliche Belastungen und Einschränkungen hängen gleichzeitig mit häufigerer Arbeitslosigkeit, einem höheren Entlassungsrisiko und erschwerten Chancen der (Re-)Integration in den Arbeitsmarkt zusammen (Hollederer, 2020; Weber et al., 2007). Es besteht somit eine reziproke Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und geringer (mentaler) Gesundheit, bei der das bestehende Stigma gegenüber Arbeitslosen eine wichtige Rolle spielt (Kieselbach,

2013; Rantakeisu et al., 1997). Die Stigmatisierung von Arbeitslosigkeit führt zusammenfassend also nicht nur zu einer geringeren mentalen Gesundheit, sondern erhöht zudem langfristig über verschiedene Wirkweisen die Wahrscheinlichkeit, arbeitslos zu bleiben.

Neben der Forschung zur Stigmawahrnehmung unter den Betroffenen und zu den daraus resultierenden negativen Folgen finden sich erstaunlich wenige und teils gegensätzliche Befunde in der Literatur über die stigmatisierenden Personen. Wer besitzt mehr Vorurteile gegenüber Arbeitslosen und warum? Diese Fragestellungen sind angesichts der interaktiven Prozesse hinter Identität und Stigmatisierung sowie wegen des Bedarfs an zielgruppenspezifischen und wirksamen Maßnahmen zur Reduktion des Stigmas äußerst relevant. Eine der wenigen Studien dazu von Groß (2016) findet beispielsweise einen positiven Zusammenhang zwischen dem Stigma gegenüber Arbeitslosen und einer protestantischen Arbeitsethik, die auf den Werten harte Arbeit, Konformität und der Erfüllung arbeitlicher Pflichten basiert (Bauman, 2011). Oorschot (2006) konnte wiederum keinen Effekt der arbeitsbezogenen Wertevorstellung bezüglich des Ausmaßes an Stigmatisierung nachweisen. Die Befunde hinsichtlich des Einflusses des Geschlechts weisen ebenfalls eine gewisse Ambiguität auf (Furåker & Blomsterberg, 2003; Lang, 2022). Relativ konsistent findet sich hingegen, dass jüngere Personen Arbeitslose stärker stigmatisieren, als es bei älteren Personen der Fall ist (z.B. Gurr & Jungbauer-Gans, 2013). Die Bedeutung der Gruppenidentität im Prozess der Stigmatisierung wird durch Studien belegt, die zeigen konnten, dass eigene Arbeitslosigkeit, ein unsicherer Erwerbsstatus sowie das Vorhandensein von Arbeitslosen in der Familie oder im Freund\*innenkreis mit geringeren Vorurteilen einhergehen (Furåker & Blomsterberg, 2003).

Nicht nur individuelle Eigenschaften oder Erfahrungen einer Person können jedoch eine Rolle bezüglich des Ausmaßes der Stigmatisierung spielen, sondern auch die vorherrschenden Werte aus gesamtgesellschaftlicher Perspektive. Die Einstellung eines *Unternehmerischen Selbst* habe sich beispielsweise laut Forscher\*innen in Deutschland mit der Entwicklung zu einer neoliberalen Gesellschaft und dem Streben, sich als eine wirtschaftliche Weltmacht zu behaupten, etabliert (Groß & Hövermann, 2015; Han, 2014). Dabei geht diese Wertevorstellung mit der Auffassung einher, der Mensch sei von Natur aus aktiv, innovativ, kompetitiv sowie höchst selbstständig (Bröckling, 2013; N. Rose, 1999). Das Unternehmerische Selbst mediiert laut Groß (2016) den positiven Zusammenhang

zwischen einer sozialen Dominanzorientierung und der Stigmatisierung von Arbeitslosigkeit. Dies wird darauf zurückgeführt, dass von Arbeitslosen angenommen wird, sie seien ineffektiv, von finanzieller Unterstützung abhängig und würden dem Staat zur Last fallen, was wiederum dem Unternehmerischen Selbst widerspreche und zur Abwertung und Stigmatisierung führe (Hövermann et al., 2015).

Zudem weist die deutsche Bevölkerung eine hohe Leistungsorientierung auf, die den sozialen Status eines Individuums an das Erbringen von Leistung knüpft (Bartosch et al., 2017; Kaletta, 2008). Dies kann sich verstärkend auf das Stigma auswirken. Die Erfassung und Erforschung der Stigmatisierung von Arbeitslosen in Deutschland besitzt somit eine gewisse Relevanz. Es liegt außerdem nahe, dass die angespannte politische und wirtschaftliche Lage (u.a. Corona-Pandemie, Ukraine-Krieg, steigende Inflation) sowie die gesetzlichen Veränderungen zugunsten der Arbeitslosen (*Bürgergeld-Reform*; Bundesagentur für Arbeit, 2024) einen Anstieg der Stigmatisierung bedingt haben und weiterhin vorantreiben werden (Bäck, 2024; ZDF Politbarometer, 2022). Aktuelle Untersuchungen zu dem vorherrschenden Stigma sind also essenziell.

Neben den gesellschaftlichen Faktoren scheint laut den wenigen Studien zu den Charakteristika der stigmatisierenden Personen außerdem der sozioökonomische Status (SES) eine Rolle zu spielen. Menschen, die über ein niedrigeres Ansehen verfügen, einhergehend mit geringerer Bildung und einem verminderten Einkommen, besitzen tendenziell ein stärkeres Stigma gegenüber Arbeitslosen (Gurr & Jungbauer-Gans, 2013; van Oorschot, 2006). Damit übereinstimmend fanden Gross et al. (2020), dass Personengruppen mit niedrigerem SES und schlechteren Chancen auf dem Arbeitsmarkt (z.B. Menschen mit Behinderung, Immigrant\*innen erster Generation) höhere Vorurteile aufweisen. Die Autor\*innen begründen dies mit der Theorie der sozialen Gruppenidentität von Tajfel und Turner (1979) und dem Streben danach, den Wert der eigenen Gruppe aufzuwerten. Da eine Aufwertung vor allem im Vergleich zu gesellschaftlich niedriger gestellten Personen stattfindet und es den hier genannten Gruppen an passenden Vergleichsobjekten mangle, komme es zu einer erhöhten Stigmatisierung der Gruppen, die als weniger angesehen angenommen werden als die eigene - die Arbeitslosen.

**Mentale Gesundheit als Einflussfaktor.** Dementsprechend überrascht waren die Autor\*innen von dem Befund, dass Menschen mit geringer mentaler Gesundheit Arbeits-

lose sogar weniger stigmatisierten als Personen ohne diese Beeinträchtigung (Gross et al., 2020). Da sie ebenfalls einen geringeren SES aufweisen und Benachteiligung auf dem Arbeitsmarkt erleben (Krupa et al., 2009; World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation, 2004), wurde vermutet, dass auch sie ein erhöhtes Stigma gegenüber anderen gesellschaftlich niedrig gestellten Gruppen aufweisen. Erklärungsansätze für dieses widersprüchliche Ergebnismuster von Gross et al. (2020) beruhen auf reinen Spekulationen, wie beispielsweise der Überlegung, ob eine niedrige mentale Gesundheit mit erhöhter Empathie zusammenhänge. Belege dazu nennen sie keine und auch in der Literatur sind zum jetzigen Zeitpunkt keine Evidenzen für eine solche Beziehung zu finden.

Bei genauerer Betrachtung der bisherigen Forschung rund um die mentale Gesundheit fällt zudem auf, dass je nach Operationalisierung unterschiedliche Aspekte des Konstrukts berücksichtigt werden. Die Schwierigkeit, mentale Gesundheit einheitlich zu definieren und zu erheben, zeigt sich schon seit Jahren über verschiedenste Bereiche hinweg und wurde durch die zunehmende Bedeutung der positiven Aspekte mentaler Gesundheit verstärkt (Keyes, 2005; Wood & Tarrier, 2010). Die World Health Organization beschreibt somit mentale Gesundheit nicht nur als die Abwesenheit psychopathologischer Symptome, sondern als einen „Zustand des Wohlbefindens, der beinhaltet, dass ein Individuum in der Lage ist, die eigenen Fähigkeiten zu realisieren, Alltagsstress zu bewältigen sowie produktiv und erfolgreich zu arbeiten und gleichzeitig einen Beitrag zu der Gesellschaft zu leisten“ (World Health Organization, 2004, S. 10).

Dementsprechend ist für eine Untersuchung des Zusammenhangs zwischen mentaler Gesundheit und der Stigmatisierung von Arbeitslosen wichtig zu berücksichtigen, dass Forscher\*innen mentale Gesundheit heutzutage als ein Zwei-Faktoren-Modell definieren. Dieses setzt sich aus der mentalen Beeinträchtigung, den negativen Aspekten, und dem mentalen Wohlbefinden, den positiven Aspekten, zusammen (siehe Überblick: Iasiello & Van Agteren, 2020; Keyes, 2005). Dabei werden zum mentalen Wohlbefinden Faktoren wie Lebenszufriedenheit und Flourishing (= Erfüllung persönlicher Ziele und Werte; Foody et al., 2013) gezählt. Die mentale Beeinträchtigung wird hingegen meist anhand der psychopathologischen Symptome, des Stresserlebens oder anderweitiger Belastungen erhoben (Hallion et al., 2018; Olszewski, 2012). Die beiden Teile der mentalen Gesundheit

können sich zwar gegenseitig beeinflussen, jedoch wird angenommen, dass sie auch unabhängig voneinander wirken (Agteren & Iasiello, 2020; Kinderman et al., 2015; Magalhães & Calheiros, 2017). Das Auftreten psychopathologischer Symptome muss also nicht unbedingt mit einer geringen Lebenszufriedenheit einhergehen, sodass diese Bestandteile der mentalen Gesundheit zu einem gewissen Grad gesondert voneinander betrachtet werden sollten.

Für die Forschung bezüglich der mentalen Gesundheit ist es somit essenziell, beide Aspekte zu berücksichtigen und entsprechend zu erheben. Dem entgegengesetzt haben sich Gross et al. (2020) in ihrer Studie zur Stigmatisierung von Arbeitslosigkeit allgemein auf die Variable *Probleme mit mentaler Gesundheit* bezogen. Sie haben das Konstrukt anhand nur eines Items erhoben, das nicht zwischen den beiden Faktoren differenziert. Dabei könnten sich Probleme mit mentaler Gesundheit sowohl in Form von psychopathologischen Symptomen als auch anhand eines fehlenden Wohlbefindens äußern. Zudem ist anzuzweifeln, dass die Erfassung eines latenten Konstrukts anhand einer einzigen Frage generell eine geeignete Methode darstellt (Schmidt-Atzert & Amelang, 2012). Die Kritik an dieser Erhebungsart wiegt noch schwerer unter der Berücksichtigung des Wandels, mentale Gesundheit als Zwei-Faktoren-Konstrukt zu verstehen (Iasiello & Van Agteren, 2020). Um also den gefundenen Zusammenhang von Gross et al. (2020) zwischen mentaler Gesundheit und der Stigmatisierung von Arbeitslosigkeit sowie damit einhergehende Erklärungsansätze zu überprüfen, werde ich die mentale Gesundheit entsprechend den aktuellen Empfehlungen anhand von zwei Skalen erheben. Gleichzeitig werden die Hypothesen getrennt nach den einzelnen Faktoren der mentalen Gesundheit formuliert.

**Politische Orientierung als Einflussfaktor.** Von Relevanz ist jedoch nicht nur, ob ein Zusammenhang zwischen den Faktoren der mentalen Gesundheit und der Stigmatisierung von Arbeitslosen nachgewiesen werden kann, sondern auch, wie eine solche Beziehung zustande kommen könnte. Eine Variable, die hier eine Rolle spielen könnte, ist die politische Orientierung, bzw. das Ausmaß an Konservatismus. Eine konservative Orientierung geht in der Literatur mit der Befürwortung von Traditionen, der Ablehnung von (politischen) Veränderungen, Rechtfertigung von Ungleichheiten und einer erhöhten Bedrohungswahrnehmung einher (Hibbing et al., 2014). Die Variable weist sowohl Zusammenhänge zur mentalen Gesundheit als auch zum Stigma gegenüber Arbeitslosen

auf.

Dementsprechend finden ältere Studien, dass konservativ eingestellte Personen Arbeitslose stärker stigmatisieren als Personen, die sich auf dem politischen Spektrum eher bei liberal einordnen (McFadyen, 1998; Furnham, 1983). Neuere Befunde zeigen zudem eine Verbindung zwischen einer konservativen Einstellung und der Stigmatisierung anderer Gruppen (z.B. Menschen mit psychischen Erkrankungen; DeLuca et al., 2018).

Neben der Stigmatisierung von Arbeitslosen wird auch die mentale Gesundheit durch die politische Orientierung beeinflusst. In diesem Sinne hängt ein hohes Ausmaß an Konservatismus mit einer erhöhten mentalen Gesundheit zusammen (Newman et al., 2019; Onraet et al., 2013). Die Beziehung zwischen politischer Einstellung und mentaler Gesundheit wird dabei auf unterschiedliche Mechanismen zurückgeführt. Sowohl niedrigere Neurotizismus-Werte, eine stärker ausgeprägte Religiosität als auch interne Kontrollüberzeugungen der Konservativen dienen als Erklärungsansätze (Burton et al., 2015; Pienaar et al., 2006). Letztere Vermutung basiert auf Studien, die bei konservativ eingestellten Personen eine erhöhte Wahrnehmung von Selbstkontrolle festgestellt haben, was wiederum die mentale Gesundheit positiv beeinflussen könnte (Schlenker et al., 2012). Diese Besonderheit bezüglich der Kontrollwahrnehmung könnte zudem mit den von Napier und Jost (2008) postulierten Unterschieden in der Sichtweise auf systematische Ungerechtigkeit zusammenhängen. Laut ihnen findet bei Konservativen eine Legitimierung bestehender sozialer, wirtschaftlicher und politischer Ungleichheiten statt. Beispielsweise anhand der Glaubenssätze, dass die Welt gerecht sei und „Menschen das bekommen [würden], was sie verdienen“ (Briki & Dagot, 2022, S. 1).

Die Legitimierung fehlender Gleichheit und der Glaube an eine gerechte Welt könnten erklären, warum Personen mit einer konservativeren Einstellung stärker davon überzeugt sind, Kontrolle über das eigene Schicksal zu haben und gleichzeitig ein höheres Stigma gegenüber Arbeitslosen besitzen, da sie weniger Verständnis für deren Situation aufweisen. In diesem Sinne konnten Monteith et al. (2016) zeigen, dass Arbeitslose stärker von Personen verurteilt werden, die über system-bekräftigende Glaubenssätze (= *system justifying*, engl.) verfügen. Aufgrund dieser Zusammenhänge lässt sich vermuten, dass die politische Orientierung zumindest teilweise den Zusammenhang zwischen der mentalen Gesundheit und der Stigmatisierung von Arbeitslosen als relevante Drittva-

riable erklärt.

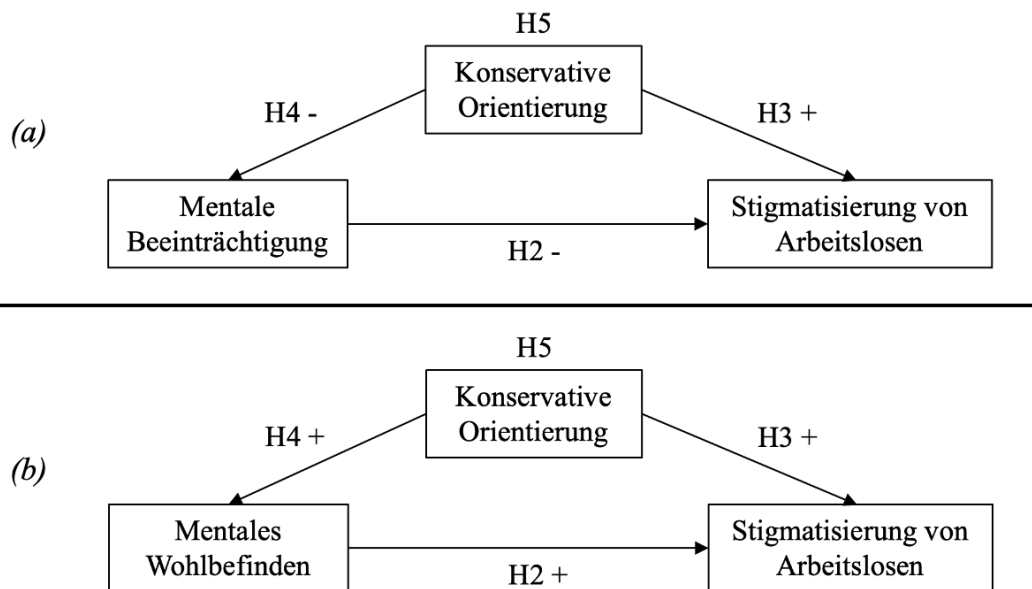
**Vorliegende Studie.** Es wird somit nicht nur ein Einfluss der mentalen Gesundheit und der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen angenommen, sondern auch ein bestimmter Zusammenhang zwischen den beiden Eigenschaften. Dementsprechend strebt meine Arbeit eine Überprüfung folgender Hypothesen an (für Hypothesen 2 bis 5 siehe Abb. 1). Um ungewollte Verzerrungen der Ergebnisse durch die Methodik zu vermeiden, werden zudem zwei Skalen zur Erfassung der konservativen Orientierung genutzt und explorativ verglichen.

- 1. Hypothese:** Mentale Gesundheit ist ein Zwei-Faktoren-Konstrukt, bestehend aus mentaler Beeinträchtigung und mentalem Wohlbefinden.
- 2. Hypothese:** Die mentale Gesundheit hat einen signifikanten Effekt auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.
  - (a) Die *mentale Beeinträchtigung* hat einen signifikant negativen Effekt auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.
  - (b) Das *mentale Wohlbefinden* hat einen signifikant positiven Effekt auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.
- 3. Hypothese:** Die konservative Orientierung hat einen signifikant positiven Effekt auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.
- 4. Hypothese:** Die konservative Orientierung hat einen signifikanten Effekt auf die mentale Gesundheit.
  - (a) Die konservative Orientierung hat einen signifikant negativen Effekt auf die *mentale Beeinträchtigung*.
  - (b) Die konservative Orientierung hat einen signifikant positiven Effekt auf das *mentale Wohlbefinden*.
- 5. Hypothese:** Die konservative Orientierung erklärt als Drittvariable, die einen signifikanten Effekt auf die mentale Gesundheit und auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen hat, zumindest teilweise den Effekt der mentalen Gesundheit auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.

- (a) Die konservative Orientierung erklärt als Drittvariable (zumindest teilweise) den negativen Effekt der *mental*en Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.
- (b) Die konservative Orientierung erklärt als Drittvariable (zumindest teilweise) den positiven Effekt des *mental*en Wohlbefindens auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen.

**Abbildung 1**

*Darstellung der Hypothesen 2, 3, 4 und 5 im Modell*



*Anmerkung.* Entsprechend den Hypothesen nach den Faktoren der mentalen Gesundheit aufgeteilt; + = positiver Effekt; - = negativer Effekt.

**Methoden**

Vor der Datenerhebung hat eine Präregistrierung der Studie stattgefunden (siehe <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/DNZ8B>).<sup>1</sup>

<sup>1</sup> Nach Veröffentlichung der Präregistrierung und vor der Datenerhebung wurden die Hypothesen noch einmal leicht angepasst, indem der Richtungszusammenhang der Variablen spezifiziert wurde.

## **Stichprobe**

Eine A-Priori Poweranalyse mithilfe der Software R (Version 4.4.1; R Core Team, 2024) und dem Paket semPower (Moshagen & Bader, 2023) ergab, dass die Stichprobe 140 Versuchspersonen umfassen sollte ( $RMSEA \leq .05$ ,  $\alpha = .05$ ), um eine statistische Teststärke von 80 % sicherzustellen. In dem Zeitraum vom 22.08. bis zum 28.08.2024 haben 155 Versuchspersonen online an der Studie teilgenommen. Die Rekrutierung der Proband\*innen erfolgte über universitätsinterne Anzeigen, E-Mail Verteiler, private Social-Media-Kanäle sowie Freund\*innen- und Bekanntenkreise. Aufgrund fehlender Antworten wurden drei Personen von der Datenanalyse ausgeschlossen. Zwölf Versuchsteilnehmende wiesen außerdem mindestens bezüglich einer der relevanten Variablen Ausreißerwerte auf (Abweichung von  $\pm 3$  Standardabweichungen). Die übrig gebliebenen Proband\*innen ( $N = 140$ ) waren zum Zeitpunkt der Erhebung zwischen 18 und 87 Jahren ( $M = 31.7$ ,  $SD = 14.9$ ). Es befanden sich 99 Frauen, 40 Männer und eine diverse Person unter ihnen. Die Versuchspersonen erfüllten die Voraussetzung eines Mindestalters von 18 Jahren und waren nicht als arbeitslos gemeldet. Sie nahmen freiwillig an der Studie teil. Wenn es sich bei den Teilnehmenden um Psychologie-Studierende an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg handelte, konnte die Teilnahme im Rahmen von Lehrveranstaltungen angerechnet werden. Zudem durften alle Versuchspersonen an der Verlosung eines Wunschgutscheins über 15 Euro teilnehmen. Die Auswertung der Daten fand anonymisiert statt.

## **Material**

Der Fragebogen wurde unter Nutzung der Software SoSci Survey (Leiner, 2024) erstellt und von den Versuchspersonen online über [www.soscisurvey.de](http://www.soscisurvey.de) an einem Computer, Laptop oder Smartphone bearbeitet. Dafür sollten sich die Proband\*innen in einer ruhigen Umgebung aufhalten, einen gängigen Browser nutzen und über eine stabile Internetverbindung verfügen.

Zur Erhebung der Stigmatisierung von Arbeitslosen wurde die Skala zu Vorurteilen über Arbeitslose (Gurr & Jungbauer-Gans, 2013) genutzt (siehe Anhang A). Die Skala verwendet ein Prozent-Ranking-Verfahren, welches den Versuchspersonen den Eindruck vermittelt, dass sie zu empirischen Fakten und nicht ihren Vorurteilen befragt werden. Da-

durch soll der Einfluss sozialer Erwünschtheit auf das Antwortverhalten verringert werden (Brigham, 1971; Paulhus, 2002). Laut den Autor\*innen weist die Skala eine eindimensionale Faktoren-Struktur auf (Faktorladungen  $\geq .55 \leq .84$ ). In meiner Studie konnte zudem eine gute interne Konsistenz der Skala festgestellt werden (Cronbachs  $\alpha = .81$ ).

Aufgrund der angenommenen Zwei-Faktoren-Struktur basierte die Erhebung der mentalen Gesundheit auf zwei Skalen. Zur Erfassung der mentalen Beeinträchtigung wurde die deutsche Version der World Health Organization Well-Being Scale (WHO-Five) genutzt (World Health Organization, 1998; Bech et al., 1996; Warr et al., 1985). Die fünf Fragen wurden mithilfe einer 6-stufigen Ordinalskala (1 = *die ganze Zeit*; 6 = *zu keinem Zeitpunkt*) bearbeitet (siehe Anhang B). Die Skala weist eine ausreichende Konstruktvalidität und eine Ein-Faktoren-Struktur (Faktorladungen  $\geq .84 \leq .89$ ) auf (Brähler et al., 2007). Meine Analysen ergaben eine gute Reliabilität (Cronbachs  $\alpha = .84$ ). Die WHO-5 Skala besitzt zudem eine höhere Sensitivität für die Erfassung psychopathologischer Symptome in einer nicht-klinischen Stichprobe als alternative Verfahren (Bech et al., 2003).

Zur Erhebung des mentalen Wohlbefindens diente die deutsche Version der SWLS (Satisfaction with Life Scale; Diener et al., 1985; Schumacher, 2003). Auf die fünf Items wurde mithilfe einer 7-stufigen Ordinalskala (1 = *stimme völlig zu*; 7 = *stimme überhaupt nicht zu*) geantwortet (siehe Anhang C). Die SWLS verfügt über eine ausreichende konvergente und divergente Validität (Glaesmer et al., 2011). Außerdem weist die Skala eine Ein-Faktoren-Struktur (Faktorladungen  $\geq .72 \leq .90$ ; Hinz et al., 2018) auf. Es konnte eine gute Reliabilität in meiner Studie nachgewiesen werden (Cronbachs  $\alpha = .86$ ). Die SWLS wurde zudem in zahlreichen Studien zur Erfassung des mentalen Wohlbefindens verwendet, die auf der Annahme des Zwei-Faktoren-Modells der mentalen Gesundheit basieren (Antaramian, 2015; Vela et al., 2016).

Zur Erfassung des Ausmaßes der politisch konservativen Orientierung wurden zwei Methoden kombiniert. Es wurde sowohl eine bipolare Skala mit den Polen *liberal* und *konservativ* als auch eine adjustierte Form der Items von Johnston und Wronski (2015) verwendet. Die bipolare Skala fordert die Versuchspersonen dazu auf, sich selbst zwischen den Polen *konservativ* und *liberal* einzuordnen (siehe Anhang D). Entsprechend den Empfehlungen in der Literatur wurde dafür eine 11-stufige Skala verwendet. Diese weist laut Kroh (2007) eine zufriedenstellende Kriteriumsvalidität ( $\geq .96$ ) und Reliabilität

( $\geq .73$ ) auf.<sup>2</sup>

Aufgrund gesetzlicher und politischer Unterschiede zwischen den USA und Deutschland sowie der Gefahr der Konfundierung wurde ein Teil der Items von Johnston und Wronski (2015) ausgeschlossen oder geringfügig angepasst. Es wurden somit ausschließlich zwei der Items verwendet, die im Original zur Erhebung des sozialen Konservatismus dienen, wobei eines der beiden Items leicht sprachlich abgeändert wurde. Zur Beantwortung der Items wird eine 7-stufige Ordinalskala verwendet (siehe Anhang E für die Beschriftung der Skalenenden). Die zwei Items korrelieren laut den Autor\*innen ausreichend ( $r = .50$ ), sodass angenommen wird, dass sie eine eindimensionale Skala formen (Johnston & Wronski, 2015). Sie weisen in meiner Studie zudem eine fragwürdige Reliabilität auf (Cronbachs  $\alpha = .65$ ).

Für die Nutzung der bipolaren Skala spricht die weite Verbreitung dieser Methode in der Forschung zur politischen Orientierung und die daraus resultierende Vergleichbarkeit meiner Ergebnisse mit relevanten Studien. Zu beachten sind hier jedoch unerwünschte Effekte durch individuelle sowie gesellschaftliche Überzeugungen bezüglich der Definitionen und Valenzen der Begriffe (Bauer et al., 2017). Die Kombination beider Methoden erlaubt somit, das Standardverfahren zur Erfassung der politischen Orientierung zu nutzen, ohne die kritischen Aspekte zu vernachlässigen. Gleichzeitig bietet sich so ein Vergleich der beiden Ansätze an (indirekte vs. direkte Erfassung). Zudem wäre es nicht möglich, anhand eines einzigen Items im Rahmen eines Strukturgleichungsmodells auf das latente Konstrukt *konservative Orientierung* zu schließen (Eid et al., 2017). Die vielseitige Parteienlandschaft in Deutschland (z.B. im Vergleich zu Großbritannien, USA) und eine dementsprechend nicht vollständig mögliche Einordnung der Klein- und Groß-Parteien in die Dimensionen *konservativ* und *liberal* sprechen außerdem gegen die Erhebung der politischen Orientierung anhand des Wahlverhaltens der Versuchspersonen.

Der SES wurde anhand des höchsten Bildungsabschlusses der Versuchspersonen und ihrem Einkommen gemessen. Zudem wurden bei Studierenden und Personen in Ausbildung die Bildung und Berufe der Eltern erhoben, um hier den Fehlschluss von feh-

---

<sup>2</sup> Die Reliabilität wurde im Rahmen einer Multitrait-Multimethod-Analyse erhoben. Da dies nicht auf meine Studie zutrifft und die Skala aus nur einem Item besteht, kann hier keine eigene Reliabilität berechnet werden.

lendem oder geringem eigenen Einkommen auf einen niedrigen SES zu vermeiden (für Details siehe Ergebnisteil und Anhang F).

## **Ablauf**

Zu Beginn der Erhebung wurde auf die Hintergründe der Studie, Freiwilligkeit der Teilnahme, Voraussetzungen, Vergütungsmöglichkeiten sowie die anonyme Datenverarbeitung hingewiesen. Nach Erklärung des Einverständnisses wurden die demografischen Daten (Alter, Geschlecht) und die Bildung der Versuchspersonen erhoben. Hierfür konnte zwischen verschiedenen Bildungsabschlüssen und den Optionen „Kein Abschluss“ sowie „Mein Abschluss wird hier nicht genannt“ gewählt werden (siehe Anhang F für die aufgeführten Bildungsabschlüsse). Wenn der Abschluss einer Versuchsperson nicht genannt wurde, wurde sie zu einem offenen Textfeld weitergeleitet, in das sie möglichst genau ihren höchsten Bildungsabschluss eintragen sollte.

Als Nächstes wurden die Versuchspersonen gefragt, ob sie einen Beruf ausüben und/oder studieren oder sich in Ausbildung befinden. Wenn eine Versuchsperson angab, dass keines davon auf sie zutraf, wurde sie gefragt, ob sie arbeitslos gemeldet sei. Bei Bestätigung dieser Frage wurde die Teilnahme beendet, da das Vorliegen von Arbeitslosigkeit ein Ausschlusskriterium war. Bei bestehendem Arbeitsverhältnis wurde daraufhin ihr monatliches Einkommen erfasst. Hierbei konnte zwischen drei Antwortmöglichkeiten gewählt werden (siehe Anhang F). Bei Angabe eines Studiums oder einer Ausbildung wurden zudem die Bildung und Berufe beider Elternteile erhoben. Die Antwortmöglichkeiten bezüglich der Bildung entsprachen denen zur Erfassung der Bildung der Versuchspersonen. Die Berufe beider Elternteile sollten die Versuchspersonen möglichst genau in ein Textfeld eintragen. Wenn sie nicht wussten, welchen Beruf das Elternteil ausübt oder, wenn das Elternteil über keinen Beruf verfügte, konnte dies ebenfalls angegeben werden.

Anschließend wurden die Versuchspersonen darauf hingewiesen, dass sie im Folgenden nach ihrer persönlichen Einschätzung zu bestimmten Themenbereichen gefragt werden. Es gebe keine falschen oder richtigen Antworten und sie sollten ehrlich antworten. Nach den Items zu der Stigmatisierung von Arbeitslosen folgte die indirekte und direkte Erhebung der konservativen Orientierung (siehe Abschnitt Material). Daraufhin wurden die mentale Beeinträchtigung und das mentale Wohlbefinden erhoben. Zum

Schluss wurden die gewünschte Vergütung und dafür benötigte Informationen erfragt.

## Design

Als abhängige Variable diente die *Stigmatisierung von Arbeitslosen*. Die unabhängigen Variablen waren die *mentale Gesundheit*, bzw. die *mentale Beeinträchtigung* und das *mentale Wohlbefinden*, sowie die *konservative Orientierung* der Versuchspersonen. Die Analysen fanden unter Kontrolle des SES statt, da dieser Zusammenhänge zu den untersuchten Variablen aufweist (Gross et al., 2020; Furnham & Fenton-O’Creevy, 2018).

## Ergebnisse

Die Daten wurden mithilfe von Strukturgleichungsmodellen und der R-Version 4.4.1 (R Core Team, 2024) sowie verschiedener R-Pakete (Rosseel, 2012; Wickham et al., 2023) auf einem 5 % Signifikanzniveau analysiert. So konnten die Eindimensionalität der Skalen getestet und die einzelnen Hypothesen geprüft werden.

Im Folgenden werden die Analysen unter Ausschluss der Personen mit Ausreißerwerten ( $\pm 3$  Standardabweichungen) dargelegt. Im Anhang befinden sich zudem die Ergebnisse aller Analysen bei Einschluss der Ausreißerwerte (siehe Anhang G). Um Strukturgleichungsmodelle rechnen und interpretieren zu können, sollten gewisse Annahmen gegeben sein. Während die Voraussetzungen der linearen Beziehungen zwischen den Variablen und die Unabhängigkeit der Residuen bestätigt werden konnten, verletzten fast alle Variablen die Annahme der multivariaten Normalverteilung. Somit wurden die Analysen auf Basis des robusteren Schätzverfahrens MLMV (Maximum Likelihood Schätzung mit robusten Standardfehlern; Maydeu-Olivares, 2017) statt ML (Maximum Likelihood) gerechnet. Zudem weist MLMV Robustheit gegenüber Verletzungen der Homoskedastizität auf.

Zu Anfang der Analysen wurden das erste Item der Skala zu Vorurteilen über Arbeitslose und das erste Item der indirekten Erfassung der konservativen Orientierung rekodiert. Beide wiesen eine andere Polung als die restlichen Items ihrer Skala auf. Die Antworten auf die Fragen zum mentalen Wohlbefinden wurden ebenfalls rekodiert, sodass hohe Werte ein hohes Wohlbefinden indizieren. Dieser Schritt sollte die inhaltliche Interpretation der Variable und ihrer Ausprägungen vereinfachen.

## **Bildung der SES-Variable**

In der Forschung sind vor allem drei Methoden zur Bildung der SES-Variable dominierend. Die Nutzung eines Punktesystems (Scoring-System; El-Gilany et al., 2012), einer Faktorenanalyse (PCA; Caro & Cortés, 2012) oder die Zusammensetzung des SES als latente Variable mithilfe eines Strukturgleichungsmodells (Dickinson & Adelson, 2014). Gegen die letzten beiden Varianten spricht, dass sie auf der Annahme beruhen, der SES sei ein zugrundeliegender Faktor, der sich in bestimmten Indikatorvariablen äußert, bzw. diese hervorruft (Dickinson & Adelson, 2014). Dem entgegen stellt der SES eine Folge aus den einzelnen Faktoren (z.B. Bildung, Einkommen) dar und basiert weniger auf ihrer gemeinsamen Varianz, als dass er von der Unterschiedlichkeit der einzelnen Informationen profitiert. Zudem stehen in dieser Studie je nach Versuchsperson unterschiedlich viele Informationen zur Verfügung. Die Berücksichtigung der variierenden Lebensabschnitte und Daten, die zu den Teilnehmenden vorliegen, ist nicht bei einer PCA oder einem Strukturgleichungsmodell möglich, jedoch im Rahmen eines Punktesystems. Dementsprechend wurde der SES in den Analysen anhand eines Punktesystems als eine 5-stufige (niedrig, eher niedrig, mittel, eher hoch, hoch) Variable gebildet (für Details siehe Anhang F).

Da die Versuchspersonen sich in ihrem Alter und ihrer Beschäftigung unterscheiden, liegen je nach Teilnehmer\*in verschiedene Informationen vor, die bezüglich des SES Relevanz aufweisen. So spielt beispielsweise bei einer 60-jährigen Geschäftsführerin der Beruf des eigenen Vaters weniger eine Rolle für den aktuellen SES als bei einem jungen Studenten. Dieser weist zudem aufgrund eines Einkommens unter der Mini-Job Grenze nicht automatisch einen niedrigen SES auf, wenn er zusätzlich maßgeblich von seinen Eltern finanziell unterstützt wird. Es ist somit anzunehmen, dass die Bildung und das Einkommen der Eltern bei Studierenden und Auszubildenden eine größere Relevanz für den SES aufweist, als bei Personen im höheren Alter, die bereits eine eigene Familie gegründet haben und Vollzeit berufstätig sind. Damit übereinstimmend werden in der Literatur bei Untersuchung des SES von Jugendlichen oder Studierenden im Gegensatz zu älteren Erwachsenen zusätzlich Informationen zu ihren Eltern erhoben (Svedberg et al., 2016).

Die Einteilung in Gruppen und die Nutzung des Punktesystems erlauben, sowohl die Variation in den vorliegenden Informationen als auch das Fehlen von Angaben zu berück-

sichtigen. Dabei erhält jede Versuchsperson Punkte für ihre Angaben. Bei den Eltern wird dafür statt des spezifischen Berufs das jeweilige Durchschnittseinkommen verwendet. Je höher die eigene Bildung, das Einkommen oder die Bildung und das Einkommen der Eltern sind, desto höher sind auch die Punkte, die die Versuchsperson erhält. Je nachdem welche Daten für die einzelnen Personen zur Verfügung stehen, werden sie unterschiedlichen Gruppen zugeordnet. Die Gruppen unterscheiden sich darin, wie viele Punkte ein Gruppenmitglied benötigt, um in die jeweilige Stufe des SES eingeordnet zu werden. Somit können Personen trotz unterschiedlicher Lebensabschnitte und Datenlage anhand ihres SES im Rahmen eines Punktesystems verglichen werden.

### **Bildung der Messmodelle**

Für eine gute Modellpassung sprechen Maße der globalen Modellgüte (= Fit-Indizes), die auf der Abweichung zwischen impliziter und beobachteter Varianz-Kovarianz- und Erwartungswertstruktur beruhen. Hier werden die Fit-Indizes RMSEA (Root Mean Squared Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index), TLI (Tucker-Lewis Index), SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) und die Chi-Quadrat ( $X^2$ ) Statistik berichtet (siehe Übersicht: Schermelleh-Engel et al., 2003). Aufgrund der Nutzung des MLMV-Schätzverfahrens werden der RMSEA, TLI und CFI in ihrer robusten Form berichtet. Dabei ist zu beachten, dass laut Schermelleh-Engel et al. (2003) ein  $RMSEA \leq .08$ , ein  $CFI \geq .95$ , ein  $TLI \geq .95$  sowie ein  $SRMR \leq .10$  auf einen akzeptablen Modellfit hinweisen. Für einen guten Modellfit sprechen ein  $RMSEA \leq .05$ , ein  $CFI \geq .97$ , ein  $TLI \geq .97$  sowie ein  $SRMR \leq .05$ . Bezüglich der  $X^2$ -Statistik deutet wiederum ein signifikanter  $p$ -Wert auf Abweichungen zwischen modellimpliziter und beobachteter Struktur hin. Es ist somit ein nicht signifikanter  $p$ -Wert anzustreben, um einen möglichst guten Modellfit zu erreichen (Schermelleh-Engel et al., 2003).

Anhand dieser Indizes lässt sich feststellen, dass die Variable *mentale Beeinträchtigung* basierend auf einer direkten Skalierung als essentiell tau-äquivalentes Modell dargestellt werden kann (siehe Tabelle 1). Damit bestätigt sich die vermutete Ein-Faktoren-Struktur der Skala.

Die Variable *mentales Wohlbefinden* weist ebenfalls eine gute Passung zu dem essentiell tau-äquivalenten Modell mit direkter Skalierung auf, sodass angenommen werden

kann, dass die Skala einfaktoriell ist.

Ein guter Modellfit besteht zudem bei der Variable *konservative Orientierung* bezüglich eines essentiell tau-äquivalenten Modells mit direkter Skalierung. Die Ein-Faktoren-Struktur der Skala konnte somit bestätigt werden.

Für die *Stigmatisierung von Arbeitslosen* deutet die Mehrheit der Fit-Indizes auf einen akzeptablen bis guten Modellfit des tau-kongenerischen Modells basierend auf einer direkten Skalierung hin. In diesem Sinne kann auch hier von einer einfaktoriellen Struktur der Skala ausgegangen werden.

### **Tabelle 1**

*Globale Fit-Indizes der Messmodelle*

Variable	RMSEA [90% KI]	CFI	TLI	SRMR	$\chi^2$	$p$
Mentale Beeinträchtigung	.06 [.00, .13]	.98	.98	.09	14.67	.100
Mentales Wohlbefinden	.00 [.00, .10]	1.00	1.00	.06	8.90	.447
Konservative Orientierung	.00 [.00, .00]	1.00	1.00	.00	0.00	< .001
Stigmatisierung von Arbeitslosen	.10 [.00, .19]	.98	.95	.03	12.93	.024

### **Hauptanalysen**

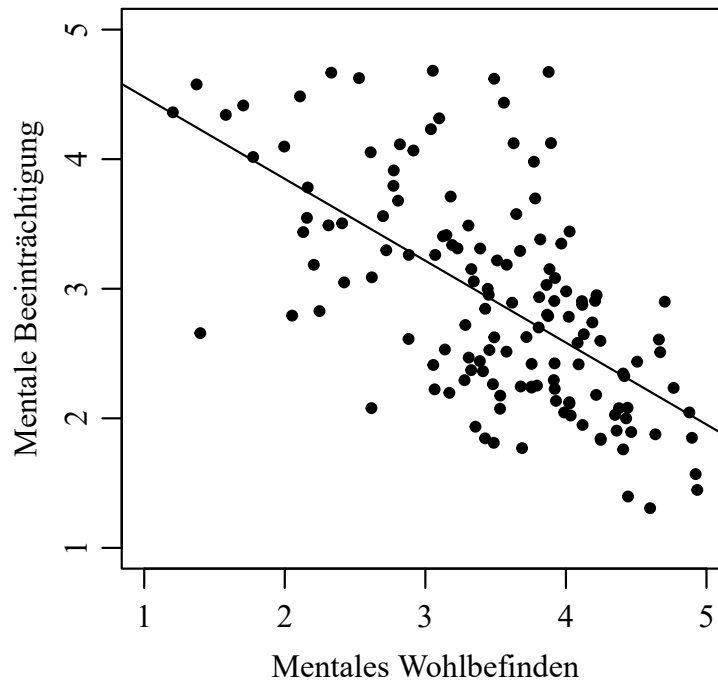
Um zu testen, ob die mentale Gesundheit einem Zwei-Faktoren-Konstrukt entspricht, wurde ein Zwei-Faktoren-Modell als ein Strukturgleichungsmodell aufgestellt. Die Passung des Modells zu den Daten wurde anhand der Fit-Indizes geprüft. Es ergab sich ein akzeptabler bis guter Modellfit (RMSEA = .06, CFI = .97, TLI = .96, SRMR = .06) sowie eine signifikante Korrelation zwischen den einzelnen Faktoren ( $r = -.42, p < .001$ ). Die Ergebnismuster bestätigen somit die erste Hypothese. Die Korrelation der beiden Faktoren wird auf Basis der Faktorwerte, den Schätzungen der latenten Variablen, in Abbildung 2 dargestellt.

Die nachfolgenden Analysen fanden unter Kontrolle des SES statt. Da der SES im Großteil der Analysen einen signifikanten Effekt aufwies und sich die Ergebnismuster bei Ausschluss dessen veränderten, hat sich der SES als eine geeignete Kontrollvariable

erwiesen.

## Abbildung 2

*Mentales Wohlbefinden in Abhängigkeit der mentalen Beeinträchtigung*



*Anmerkung.* Abbildung basiert auf den Faktorwerten, den Schätzungen der latenten Variablen.

Für die Überprüfung des Einflusses der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen wurde ebenfalls ein Strukturgleichungsmodell aufgestellt. Es bestand keine akzeptable Anpassung an die Daten (RMSEA = .14, CFI = .75, TLI = .72, SRMR = .14). Eine nicht zufriedenstellende Modellpassung findet sich nicht nur hier, sondern auch bei einem Großteil der folgenden Strukturgleichungsmodelle. Sie kann auf eine fehlende Normalverteilung der Variablen, bestehende Multikollinearität, Heteroskedastizität oder eine nicht passende Modellspezifikation hinweisen. Da in den einzelnen Hypothesen spezifische Zusammenhänge getrennt von anderen Variablen untersucht wurden, konnten keine weiteren Variablen hinzugefügt und die Modellspezifikation nicht angepasst werden. Zur Überprüfung der Multikollinearität wurde der VIF (Variance Inflation Factor) für die einzelnen Variablen berechnet. Die Ergebnisse sprechen gegen hohe Korrelationen der unabhängigen Variablen. Wie bereits erwähnt, verletzen die meisten Items jedoch die Annahme der Normalverteilung. Da die Nutzung eines robusten Verfahrens

(MLMV; Maydeu-Olivares, 2017) für eine fehlende Normalverteilung und Heteroskedastizität kontrolliert, sind die Einflüsse der einzelnen Prädiktoren und ihre Signifikanz trotz geringer Modellpassung interpretierbar.

In diesem Sinne konnte ein signifikant negativer Effekt der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen festgestellt werden,  $\beta = -0.22$ ,  $p = .033$ . Im Einklang mit der Hypothese 2 a) stigmatisierten Personen mit erhöhter mentaler Beeinträchtigung Arbeitslose weniger als Menschen mit niedriger mentaler Beeinträchtigung.

Das Strukturgleichungsmodell in Bezug auf die Hypothese 2 b) zeigte ebenfalls keine zufriedenstellende Passung (RMSEA = .15, CFI = .76, TLI = .73, SRMR = .15). Es konnte kein signifikanter Effekt des mentalen Wohlbefindens auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen gefunden werden,  $\beta = 0.14$ ,  $p = .233$ . Darauf basierend konnte die Hypothese 2 b) nicht bestätigt werden.

Im Folgenden werden die Analysen getrennt danach berichtet, welche Erhebungsmethode für die konservative Orientierung genutzt wurde. Die direkte Messung bezeichnet dabei die Erhebung per bipolarer Skala, auf der sich die Versuchspersonen selbst zwischen den Polen *konservativ* und *liberal* einordnen mussten. Dem gegenüber stehen die Items von Johnston und Wronski (2015), die anhand der Einstellungsmessung zu der Ehe zwischen Homosexuellen und Abtreibung eine indirekte Messung der konservativen Orientierung anstreben.

**Direkte Messung der konservativen Orientierung.** Zur Testung des Einflusses der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung wurde ein Strukturgleichungsmodell aufgestellt. Dieses wies keine akzeptable Modellpassung auf (RMSEA = .27, CFI = .57, TLI = .39, SRMR = .19), jedoch einen signifikanten Effekt der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen,  $\beta = 0.25$ ,  $p < .001$ . In diesem Sinne konnte die dritte Hypothese bestätigt werden.

Bezüglich des Effekts der konservativen Orientierung auf die mentale Beeinträchtigung konnte ein Strukturgleichungsmodell mit einer akzeptablen Modellpassung aufgestellt werden (RMSEA = .07, CFI = .96, TLI = .95, SRMR = .08). Dieses wies jedoch keinen signifikanten Einfluss der konservativen Orientierung nach,  $\beta = 0.02$ ,  $p = .590$ . Die Analysen zu dem Einfluss der konservativen Orientierung auf das mentale Wohlbefinden basierten auf einer guten Modellpassung (RMSEA = .02, CFI = 1.00, TLI = 1.00,

SRMR = .05) und fanden keinen signifikanten Einfluss der konservativen Orientierung,  $\beta = -0.02$ ,  $p = .638$ . Damit gelten die Hypothesen 4 a) und b) als nicht bestätigt.

Um zu untersuchen, ob die konservative Orientierung als Drittvariable den Zusammenhang zwischen der mentalen Beeinträchtigung und der Stigmatisierung erklärt, wurde ein Strukturgleichungsmodell gebildet. Dieses verfügte über keine akzeptable Modellpassung (RMSEA = .13, CFI = .76, TLI = .73, SRMR = .14). Es konnte ein signifikanter Effekt der mentalen Beeinträchtigung,  $\beta = -0.27$ ,  $p = .009$ , sowie der konservativen Orientierung,  $\beta = 0.26$ ,  $p < .001$ , auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen festgestellt werden. Dieses Ergebnismuster weist zwar auf interessante Zusammenhänge hin, spricht aber gegen die Bestätigung der Hypothese 5 a).

Für die Überprüfung der konservativen Orientierung als Drittvariable bezüglich des mentalen Wohlbefindens wurde ein Modell aufgestellt, das eine zufriedenstellende Passung (RMSEA = .08, CFI = .95, TLI = .94, SRMR = .08) aufwies. Es konnte aber nur ein signifikanter Effekt der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung gefunden werden,  $\beta = 0.26$ ,  $p < .001$ . Das mentale Wohlbefinden wirkte sich nicht signifikant auf die Stigmatisierung aus,  $\beta = 0.17$ ,  $p = .156$ . Unter Berücksichtigung der Analysen zur zweiten Hypothese kann die Hypothese 5 b) somit ebenfalls nicht bestätigt werden.

**Indirekte Messung der konservativen Orientierung.** Um den Einfluss der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung zu prüfen, wurde ein Strukturgleichungsmodell gebildet, das keine akzeptable Modellpassung aufwies (RMSEA = .23, CFI = .57, TLI = .43, SRMR = .17). Es konnte jedoch ein signifikanter Effekt der konservativen Orientierung gefunden werden,  $\beta = 0.32$ ,  $p = .045$ , was für die Bestätigung der dritten Hypothese spricht.

Das Strukturgleichungsmodell, das zur Testung des Einflusses der konservativen Orientierung auf die mentale Beeinträchtigung aufgestellt wurde, besaß eine akzeptable Modellpassung (RMSEA = .06, CFI = .96, TLI = .95, SRMR = .08). Das Modell für den Effekt der konservativen Orientierung auf das mentale Wohlbefinden wies sogar eine gute Modellpassung auf (RMSEA = .04, CFI = .99, TLI = .98, SRMR = .06). Es konnte kein signifikanter Effekt der konservativen Orientierung, weder auf die mentale Beeinträchtigung,  $\beta = -0.07$ ,  $p = .526$ , noch auf das mentale Wohlbefinden,  $\beta = -0.07$ ,  $p = .531$ , gefunden werden. In diesem Sinne konnten auch bei der indirekten Erhebung die Hypo-

thesen 4 a) und b) nicht bestätigt werden (siehe als Überblick Tabelle 2).

**Tabelle 2**

*Zusammenfassung der Hypothesen und Ergebnisse*

Hypothese	Beschreibung	Erhebung	Ergebnis
1. Hypothese	MG als Zwei-Faktoren-Modell		bestätigt
2. Hypothese			
a)	Einfluss von MB auf ST		bestätigt
b)	Einfluss von MW auf ST		nicht bestätigt
3. Hypothese	Einfluss von KO auf ST	direkt	bestätigt
	Einfluss von KO auf ST	indirekt	bestätigt
4. Hypothese			
a)	Einfluss von KO auf MB	direkt	nicht bestätigt
a)	Einfluss von KO auf MB	indirekt	nicht bestätigt
b)	Einfluss von KO auf MW	direkt	nicht bestätigt
b)	Einfluss von KO auf MW	indirekt	nicht bestätigt
5. Hypothese			
a)	KO als Drittvariable für MB auf ST	direkt	nicht bestätigt
a)	KO als Drittvariable für MB auf ST	indirekt	nicht bestätigt
b)	KO als Drittvariable für MW auf ST	direkt	nicht bestätigt
b)	KO als Drittvariable für MW auf ST	indirekt	nicht bestätigt

*Anmerkung.* MG = Mentale Gesundheit; MB = Mentale Beeinträchtigung; MW = Mentales Wohlbefinden; KO = Konservative Orientierung; ST = Stigmatisierung von Arbeitslosen; Erhebung = Erhebungsmethode der KO.

Bei den Analysen zur Funktion der konservativen Orientierung als Drittvariable für die Beziehung zwischen mentaler Beeinträchtigung und Stigmatisierung konnte keine zufriedenstellende Modellpassung bezüglich des Strukturgleichungsmodells festgestellt werden (RMSEA = .13, CFI = .75, TLI = .71, SRMR = .13). Es konnte jedoch ein signifikanter Effekt der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen,  $\beta = -0.21$ ,  $p = .041$ , gezeigt werden. Der Einfluss der konservativen Orientierung auf

die Stigmatisierung von Arbeitslosen war nicht signifikant,  $\beta = 0.31$ ,  $p = .051$ . Die Ergebnisse sprechen somit gegen die Bestätigung der Hypothese 5 a).

Das Modell, das zur Prüfung der konservativen Orientierung als Drittvariable bezüglich des Zusammenhangs zwischen dem mentalen Wohlbefinden und der Stigmatisierung gebildet wurde, wies ebenfalls keine akzeptable Modellpassung auf (RMSEA = .13, CFI = .76, TLI = .72, SRMR = .13). Es konnte zudem kein signifikanter Einfluss des mentalen Wohlbefindens,  $\beta = 0.16$ ,  $p = .194$ , jedoch ein signifikanter Einfluss der konservativen Orientierung,  $\beta = 0.34$ ,  $p = .041$ , auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen gefunden werden. In Kombination mit den Ergebnissen der Analysen bezüglich der Hypothese 2 b) kann die Hypothese 5 b) nicht bestätigt werden.

## **Diskussion**

In dieser Studie wurde geprüft, inwiefern sich bestimmte Eigenschaften von Personen auf die von ihnen vorgenommene Stigmatisierung von Arbeitslosen auswirken. Dafür wurde der Einfluss der konservativen Orientierung, direkt und indirekt erhoben, sowie der mentalen Gesundheit, aufgeteilt nach zwei Faktoren, auf das Stigma untersucht. Zudem wurde getestet, ob es sich bei der konservativen Orientierung um eine Drittvariable handelt, die den Zusammenhang zwischen der Stigmatisierung von Arbeitslosen und dem jeweiligen Faktor der mentalen Gesundheit erklärt. Die Daten wurden mithilfe eines Online-Fragebogens erhoben und anhand von Strukturgleichungsmodellen analysiert. Es wurde für den SES kontrolliert, da er Zusammenhänge zu den untersuchten Variablen aufweist.

Die Analysen basierten auf der erfolgreichen Anpassung eines Messmodells auf jedes der Konstrukte. Das bedeutet nicht nur, dass die latenten Variablen zufriedenstellend durch die manifesten Items dargestellt werden, sondern auch, dass die Skalen und zugrundeliegenden Konstrukte eine Ein-Faktoren-Struktur aufweisen. Darauf aufbauend sind die Hauptanalysen und deren Interpretation erst möglich.

In diesem Sinne zeigte die Auswertung, dass ein Zwei-Faktoren-Modell den Zusammenhang zwischen den Variablen mentale Beeinträchtigung und mentales Wohlbefinden akzeptabel bis gut beschreibt. Die signifikant negative mittlere Korrelation zwischen den Faktoren stimmt zudem mit der Literatur überein, die annimmt, dass sich die zwei Aspek-

te der mentalen Gesundheit sowohl gegenseitig beeinflussen als auch eine gewisse Unabhängigkeit aufweisen (z.B. Iasiello & Van Agteren, 2020).

Zudem konnte ein signifikant negativer Effekt der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen gefunden werden. Das bedeutet, dass Personen mit erhöhter mentaler Beeinträchtigung Arbeitslose weniger stigmatisierten als Personen mit niedriger mentaler Beeinträchtigung. Der Einfluss des mentalen Wohlbefindens war jedoch nicht signifikant. Teilnehmende bewerteten Arbeitslose somit unabhängig ihres mentalen Wohlbefindens.

Die Analysen bezüglich des Einflusses der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen ergaben sowohl bei der direkten als auch bei der indirekten Erhebung einen signifikant positiven Effekt. Damit stigmatisierten konservative Versuchspersonen Arbeitslose tendenziell stärker, als es bei liberal eingestellten Personen der Fall war. Bezüglich der beiden Faktoren der mentalen Gesundheit konnte jedoch kein signifikanter Einfluss der konservativen Orientierung festgestellt werden. Dieses Muster fand sich für die direkte sowie die indirekte Erhebung der politischen Einstellung.

Bei Kombination der konservativen Orientierung und der mentalen Beeinträchtigung innerhalb eines Strukturgleichungsmodells zeigte sich bei der direkten Erhebung ein signifikanter Einfluss beider Prädiktoren. Für die Funktion der konservativen Orientierung als erklärende Drittvariable hätte aber der Effekt der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen bei Kombination der beiden Prädiktoren nicht mehr signifikant sein dürfen. Da bei der indirekten Messung ausschließlich der Einfluss der konservativen Orientierung an Signifikanz verliert, spricht auch dieses Befundmuster gegen das Bestehen einer Drittvariable. Bei den Analysen, die statt der mentalen Beeinträchtigung das mentale Wohlbefinden in Kombination mit der konservativen Orientierung berücksichtigten, konnte nur ein signifikanter Effekt der konservativen Orientierung gefunden werden. Der Einfluss des mentalen Wohlbefindens war nicht signifikant. Die Ergebnismuster unterschieden sich nicht zwischen den zwei Erhebungsarten der konservativen Orientierung. Basierend darauf, dass kein signifikanter Effekt des mentalen Wohlbefindens auf das Stigma im Rahmen der zweiten Hypothese gefunden werden konnte, sprechen auch diese Ergebnisse gegen die konservative Orientierung als Drittvariable.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Hypothesen 1, 2 a) und 3 bestätigt wer-

den konnten (siehe Tabelle 2). Wie angenommen, wiesen die mentale Beeinträchtigung und das mentale Wohlbefinden eine Zwei-Faktoren-Struktur auf. Zudem wirkten sich die mentale Beeinträchtigung als auch die konservative Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen in der erwarteten Richtung aus. Die Hypothesen 2 b), 4 und 5 konnten hingegen nicht bestätigt werden. Das mentale Wohlbefinden zeigte keinen Effekt auf das Stigma und weder die mentale Beeinträchtigung noch das mentale Wohlbefinden wurden von der konservativen Orientierung beeinflusst. Bezüglich der fünften Hypothese konnten zwar spannende und signifikante Zusammenhänge gefunden werden, sie sprechen jedoch gegen die Funktion der konservativen Orientierung als erklärende Drittvariable, sodass auch diese Hypothese als nicht bestätigt gilt.

**Theoretische Implikationen.** Der signifikant positive Einfluss der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen stimmt mit der bisherigen Literatur überein. Dabei ist zu beachten, dass der Großteil der Studien, die den Zusammenhang zwischen politischer Einstellung und dem Stigma gegenüber Arbeitslosen untersucht haben, veraltet ist (z.B. Furnham, 1983). Die Bestätigung dieses Ergebnismusters im Rahmen meiner Erhebung unterstreicht somit die Gegenwärtigkeit und bestehende Relevanz des Effekts. Darauf aufbauend scheint der Einfluss der konservativen Orientierung auf das Stigma relativ stabil zu sein, da der Zusammenhang sowohl basierend auf der direkten als auch der indirekten Erhebung signifikant war.

Die Evidenz für das Zwei-Faktoren-Konstrukt sowie die unterschiedlichen Ergebnisse der Analysen je nach Faktor der mentalen Gesundheit unterstreichen zudem die Notwendigkeit der separaten Operationalisierung und Interpretation beider Faktoren. Der angenommene Zusammenhang zwischen mentaler Gesundheit und Stigmatisierung von Arbeitslosen konnte beispielsweise nur bezüglich der mentalen Beeinträchtigung nachgewiesen werden. Dieser signifikant negative Effekt passt größtenteils zu den Ergebnismustern von Gross et al. (2020). Sie zeigten ebenfalls einen signifikant negativen Effekt der negativen Aspekte der mentalen Gesundheit auf das Stigma gegenüber Arbeitslosen. Zu beachten ist jedoch, dass sie in ihrer Studie allgemein von der Variable *Probleme mit mentaler Gesundheit* sprechen und nicht explizit zwischen den beiden Faktoren der mentalen Gesundheit differenzieren. Trotzdem sprechen die Ergebnisse in Kombination mit den Erkenntnissen aus meiner Erhebung dafür, dass der Einfluss der mentalen Ge-

sundheit auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen insbesondere bezüglich der mentalen Beeinträchtigung, also der negativen Aspekte, besteht.

Der Effekt der mentalen Beeinträchtigung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen scheint außerdem nicht auf die konservative Orientierung zurückzugehen. An den Ergebnissen bezüglich der fünften Hypothese ist zu erkennen, dass die mentale Beeinträchtigung und die direkte Erhebung der konservativen Orientierung unabhängig voneinander einen Beitrag zur Erklärung der Stigmatisierung von Arbeitslosen leisten. Dass beide Prädiktoren zu einem gewissen Teil unterschiedliche Varianz der Stigmatisierung von Arbeitslosen vorhersagen, ist auch an dem  $R^2$  erkennbar. Dieses ist nämlich in dem Modell mit beiden Variablen als Prädiktoren höher ( $R^2 = .24$ ) als in den Modellen, in denen die Variablen einzeln vertreten sind ( $R^2 = .18$ ,  $R^2 = .06$ ). In diesem Sinne ergänzen sich die Variablen in ihrem Beitrag, den sie zur Varianzaufklärung leisten, sodass die Vorhersagekraft des Modells bei Kombination der beiden insgesamt steigt.

Eine mögliche Erklärung dafür, wie die mentale Beeinträchtigung unabhängig der direkt erhobenen konservativen Orientierung die Stigmatisierung von Arbeitslosen beeinflussen könnte, basiert auf den Erfahrungen der mental Beeinträchtigten. Somit konnten Craig und Richeson (2016) zeigen, dass Personen, die selbst von Stigmatisierung betroffen sind, andere stigmatisierte Gruppen positiver bewerten, wenn sie gewisse Ähnlichkeiten zu ihnen aufweisen. Wie auch Arbeitslose erleben Menschen mit hoher mentaler Beeinträchtigung Diskriminierung auf dem Arbeitsmarkt (Brouwers, 2020; Norlander et al., 2020). Außerdem besteht ein weit verbreitetes Stigma gegenüber Menschen mit psychischen Erkrankungen darin, dass sie selbst verantwortlich für ihr Leiden seien (Krendl & Freeman, 2019). Sie würden ihre Probleme eigenhändig kreieren und könnten wieder gesund werden, wenn sie sich nur zusammenreißen und anstrengen würden (Hermann et al., 2022; Vidourek & Burbage, 2019). Damit übereinstimmend wird auch Arbeitslosigkeit häufig als kontrollierbar wahrgenommen und Betroffene werden auf Basis dieser Einschätzung angefeindet (Gurr & Jungbauer-Gans, 2013).

Eventuell könnten diese Ähnlichkeiten dazu beitragen, dass Menschen mit hoher mentaler Beeinträchtigung Arbeitslose weniger abwerten. Passend zu dieser Überlegung scheint das mentale Wohlbefinden keine Rolle für das Ausmaß der Stigmatisierung von Arbeitslosen zu spielen. Personen mit niedrigem mentalen Wohlbefinden werden näm-

lich tendenziell nicht stigmatisiert, da das Stigma zur mentalen Gesundheit maßgeblich auf der Abwertung psychopathologischer Symptome basiert (Sickel et al., 2014). Somit besteht ein Unterschied zwischen Menschen mit niedrigem mentalen Wohlbefinden zu Menschen mit hoher mentaler Beeinträchtigung und Arbeitslosen bezüglich der erlebten Stigmatisierung.

Im Gegensatz zu der direkten Erhebung scheint der Einfluss der indirekt gemessenen konservativen Orientierung auf das Stigma mit dem Effekt der mentalen Beeinträchtigung zusammenzuhängen. In diesem Sinne verliert die politische Orientierung in Kombination mit dem Prädiktor mentale Beeinträchtigung ihren signifikanten Einfluss auf das Stigma gegenüber Arbeitslosen, wenn sie indirekt erhoben wird. Um dieses Befundmuster besser zu verstehen, müssen verschiedene Punkte beleuchtet werden. Zum einen besteht die indirekte Erhebung der konservativen Orientierung aus einer Skala mit zwei Items, die die Einstellung zu der Ehe zwischen Homosexuellen und zur Abtreibung abfragen. Dabei handelt es sich um Themen, die die Gesellschaft spalten und kontrovers diskutiert werden (z.B. ZDF, 2023). Da bei den indirekten Items relativ direkt nach der Meinung der Versuchspersonen zu diesen umstrittenen Themen gefragt wird, könnte soziale Erwünschtheit die Antworten verzerren. Damit übereinstimmend haben sich die Versuchspersonen bei der direkten Methode durchschnittlich bei 29 % der maximalen Skala ( $M = 3.9$ ) eingeordnet, während sie sich bei der indirekten Erhebung im Mittel bei 12 % der maximalen Skala ( $M = 1.7$ ) einordneten.<sup>3</sup> Der vermeintlich höhere Anteil an Konservativen bei direkter Erfassung bietet Evidenz dafür, dass für die Beantwortung der indirekten Fragen soziale Erwünschtheit bedeutsam gewesen sein könnte. Diese Art der Verzerrung kann wiederum dazu führen, dass der Effekt der konservativen Orientierung unterschätzt wird und als Folge dessen bei Hinzunahme eines weiteren Prädiktors verschwindet.

Zu beachten ist jedoch, dass auch wenn der Einfluss der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen bei indirekter Erfassung kleiner ist, gewisse Zusammenhänge bestehen müssen, damit dessen Signifikanz von einer anderen Variable beeinflusst wird. Ein Grund dafür, dass eine Variable in Kombination mit einem weiteren Prädiktor nicht mehr signifikant ist, liegt beispielsweise in dem Bestehen gemeinsamer

---

<sup>3</sup> Um die Mittelwerte der Skalen trotz unterschiedlicher Längen vergleichen zu können, werden die Mittelwerte in den prozentualen Anteil der jeweiligen Skala überführt.

Varianz. Bezüglich des hier vorliegenden Modells würde das bedeuten, dass die Varianz der Stigmatisierung, die auf die konservative Orientierung (indirekt erhoben) zurückgeht, zu einem bedeutsamen Teil durch die mentale Beeinträchtigung erklärt wird. Damit wäre bei Hinzunahme der mentalen Beeinträchtigung der Nutzen der konservativen Orientierung zur Erklärung der Stigmatisierung nicht mehr vorhanden. Als Folge würde der Einfluss der indirekt erfassten politischen Einstellung seine Signifikanz verlieren. Da bei der direkten Erhebung der Effekt jedoch bestehen bleibt, scheinen beide Erhebungsarten unterschiedlich viel gemeinsame Varianz mit der mentalen Beeinträchtigung aufzuweisen.

Inwiefern aber könnte die mentale Beeinträchtigung eine höhere gemeinsame Varianz mit der indirekten Erhebung als mit der direkten Erfassung der konservativen Orientierung aufweisen? Bei Beantwortung dieser Frage ist zu bedenken, dass die Positionierung bezüglich der Themen Abtreibung und gleichgeschlechtliche Ehe zwar mit der politischen Orientierung zusammenhängt (Van der Toorn et al., 2017; Yen & Zampelli, 2017), die jeweiligen Konstrukte aber nicht gleich gesetzt werden können. Somit spielen wahrscheinlich bei der Reaktion auf die indirekten Items teilweise andere Faktoren eine Rolle als bei der direkten Selbsteinschätzung. Die Einflüsse, die sich wiederum nur auf die indirekte Erhebung auswirken, können in einem Zusammenhang zu der mentalen Beeinträchtigung stehen und so eine erhöhte gemeinsame Varianz hervorrufen.

Ein solcher Faktor könnten beispielsweise die eigenen Erfahrungen mit Stigmatisierung sein. In diesem Sinne wurde bereits dafür argumentiert, dass Personen mit hoher mentaler Beeinträchtigung Arbeitslose eventuell weniger abwerten, da sie selbst von Stigmatisierung betroffen sind. Dabei sollen vor allem die Ähnlichkeiten, die zwischen dem Stigma gegenüber Arbeitslosigkeit und psychischen Erkrankungen bestehen, eine Rolle spielen. Bei genauerer Betrachtung der indirekten Items zur konservativen Orientierung fällt auf, dass sich beide Fragen zu einem gewissen Teil auf stigmatisierte Gruppen beziehen. In diesem Sinne erfahren sowohl Frauen als auch homosexuelle Personen Anfeindungen aufgrund von gesellschaftlich verbreiteten Vorurteilen (Barreto & Ellemers, 2015). Insbesondere bezüglich der vermeintlichen *Ansteckungsgefahr* bestehen zudem Gemeinsamkeiten zwischen dem Stigma über Homosexuelle und dem gegenüber mental Beeinträchtigten (Filip-Crawford & Neuberg, 2016; Vidourek & Burbage, 2019).

Somit stellen die Items zur Arbeitslosigkeit sowie zur Abtreibung und gleichge-

schlechtlichen Ehe zu einem gewissen Grad Fragen rund um Stigmatisierung dar. Dementsprechend kann die Beantwortung dieser auf eine ähnliche Art und Weise durch das Ausmaß der mentalen Beeinträchtigung und das selbst empfundene Stigma beeinflusst werden. Die Reaktion auf die indirekten Items kann also einerseits von der konservativen Orientierung abhängen und andererseits von der mentalen Beeinträchtigung, bzw. der selbst erlebten Stigmatisierung, beeinflusst werden. Der angenommene Zusammenhang würde wiederum erklären, warum die mentale Beeinträchtigung einen größeren Anteil der erklärten Varianz mit der indirekten Erhebung teilt als mit der direkten.

**Praktische Implikationen.** Neben den theoretischen Implikationen ergeben sich auch Konsequenzen für die Praxis. Auf Basis der Ergebnisse können Bildungseinrichtungen und Trainingsprogramme zielgruppenspezifisch Empathie und Verständnis für Arbeitslose fördern, sodass das Stigma gegenüber ihnen reduziert wird. Die Erkenntnis, dass konservativ orientierte Personen Arbeitslosigkeit stärker abwerten, spricht dafür, bei Maßnahmen gegen die Stigmatisierung konservative Werte und Überzeugungen zu berücksichtigen. Relevant könnte dabei sein, dass Konservatismus in Verbindung zu systembegründenden Glaubenssätzen steht (Butz, Kieslich & Bless, 2017), die wiederum die Ansicht unterstützen, dass Arbeitslose selbst schuld an ihrer Situation seien. Eine verstärkte Auseinandersetzung mit den verschiedenen Ursachen von Arbeitslosigkeit und den Herausforderungen der Betroffenen kann somit insbesondere bei Konservativen zu mehr Verständnis führen. Politische Initiativen und Kampagnen könnten zudem anstreben, spezifisch konservative Gruppen und Politiker\*innen anzusprechen, weil der Bedarf an solchen Interventionen hier höher zu sein scheint.

Da wiederum Menschen mit mentaler Beeinträchtigung Arbeitslose scheinbar weniger stigmatisieren, könnten sie als Unterstützer\*innen oder Mentor\*innen in Programme zur sozialen Inklusion von Arbeitslosen eingebunden werden. Wichtig für eine solche Rollenbesetzung wären vor allem eine angemessene Rekrutierung der Menschen mit mentaler Beeinträchtigung sowie die weitere Erforschung der Hintergründe dieses Zusammenhangs. So können zusätzliche wertvolle Erkenntnisse gewonnen werden, um die Prävention und Bekämpfung der Stigmatisierung von Arbeitslosen weiterhin zu fördern. Die Implikationen für Forschung und Praxis sind also nicht zu trennen und betreffen eine Vielzahl von Bereichen, von der Bildung bis hin zur politischen Kommunikation.

**Limitationen.** Bei der Interpretation der Ergebnisse und darauf aufbauenden Implikationen ist jedoch zu beachten, dass gewisse Ergebnismuster nicht mit der bisherigen Forschung übereinstimmen. Beispielsweise konnte hier im Widerspruch zur Literatur kein Einfluss der konservativen Orientierung auf beide Faktoren der mentalen Gesundheit gefunden werden. Da der Großteil der Studien im Einklang mit meiner Erhebung mentale Gesundheit, bzw. Lebenszufriedenheit, anhand der SWLS oder sehr ähnlichen Skalen sowie die politische Orientierung mithilfe einer Selbsteinschätzung auf einem liberal-konservativ Kontinuum erhoben hat (z.B. Burton et al., 2015), scheint nicht eine unterschiedliche Methodik für die abweichenden Ergebnisse verantwortlich zu sein.

Eine Limitation, die eine solche Diskrepanz aber hervorrufen könnte, ist die Zusammensetzung meiner Stichprobe. Zwar ist an der aufwendigen Bildung der SES-Variable erkennbar, dass eine möglichst diverse Stichprobe, aus verschiedenen Lebensabschnitten stammend, angestrebt wurde, jedoch scheinen die Ausprägungen der konservativen Orientierung nicht gleichmäßig vertreten zu sein. In diesem Sinne lassen sich die meisten Versuchspersonen in dieser Studie auf Basis der direkten ( $M = 3.9$ ) und indirekten Erhebung ( $M = 1.7$ ) eher dem liberalen Lager zuordnen.<sup>4</sup> Vergleichbare Studien wiesen im Gegensatz dazu ein ausgeglichenes Verhältnis zwischen Konservativen und Liberalen auf (Butz et al., 2017; Newman et al., 2019). Eine bestehende Varianzeinschränkung bezüglich der Stichprobe muss sich nicht auf starke Effekte auswirken (z.B. der Einfluss der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung), könnte aber eine Erklärung für den nicht gefundenen Einfluss der konservativen Orientierung auf die mentale Gesundheit bieten. Dieser Zusammenhang ist in der Literatur dementsprechend zwar ein stabiler, jedoch relativ kleiner Effekt (Butz et al., 2017), sodass er eventuell aufgrund der einseitigen Stichprobe nicht in den vorliegenden Analysen nachgewiesen werden konnte.

Zu beachten ist, dass bei einer diverseren Stichprobe auch bereits besprochene Ergebnisse anders ausfallen könnten. Somit könnte der scheinbar voneinander unabhängige Einfluss der mentalen Beeinträchtigung und der direkt erhobenen konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen auf den nicht gefundenen Zusammen-

---

<sup>4</sup> Die direkte Erhebung fand über eine 11-stufige Skala mit den Polen 1 = *liberal* und 11 = *konservativ* statt. Bei der indirekten Erhebung wurde eine 7-stufige Skala verwendet, auf der höhere Werte eine konservative Einstellung indizieren.

hang zwischen mentaler Gesundheit und konservativer Orientierung zurückgehen. Die Ergebnisse könnten außerdem durch die fragwürdige Reliabilität der indirekten Skala der konservativen Orientierung beeinflusst worden sein. Inwiefern die Befundmuster trotz der bestehenden Limitationen generalisierbar sind, bedarf somit weiterer Forschung.

**Künftige Forschung.** Um gesicherte Aussagen treffen zu können, müssen die Zusammenhänge also intensiver erforscht werden. Dabei sollte bezüglich der Stichprobe auf eine ausgeglichene Verteilung der Ausprägungen der politischen Orientierung geachtet werden, um eine Varianzeinschränkung zu vermeiden. Wie an den Ergebnissen zu erkennen ist, spielen zudem methodische Faktoren eine große Rolle. Die mentale Gesundheit lässt sich hier als Zwei-Faktoren-Konstrukt darstellen und sollte entsprechend bei zukünftigen Studien getrennt gemessen und analysiert werden. Auch bezüglich der Erfassung der konservativen Orientierung bietet sich je nach Fragestellung die Kombination unterschiedlicher Erhebungsmethoden an. Neben der Messung der hier bereits erhobenen Variablen kann die zusätzliche Untersuchung der Selbstwahrnehmung von Stigmatisierung Aufschluss über den Einfluss ähnlicher Erfahrungen geben. Eine weitere Möglichkeit, Evidenz für die genannten Überlegungen zu sammeln, besteht darin, die Einstellung von Menschen mit hoher mentaler Beeinträchtigung bezüglich anderer stigmatisierten Gruppen zu erfassen. Wenn die Vermutungen bezüglich der hier gefundenen Zusammenhänge zutreffen, müsste eine höhere mentale Beeinträchtigung auch bei anderen Gruppen, die gewisse Ähnlichkeiten aufweisen, mit einer niedrigeren Stigmatisierung verbunden sein.

**Conclusio.** Zusammenfassend lässt sich sagen, dass ein Teil der aufgestellten Hypothesen bestätigt werden konnte und insbesondere Einflüsse der mentalen Beeinträchtigung sowie der konservativen Orientierung auf die Stigmatisierung von Arbeitslosen festgestellt wurden. Die Ergebnisse sprechen jedoch gegen die Funktion der konservativen Orientierung als erklärende Drittvariable für den Zusammenhang zwischen mentaler Gesundheit und Stigmatisierung von Arbeitslosen. Aus methodischen Besonderheiten resultierten zudem spannende Ergebnismuster, deren Ergründung Anlass zu weiterer Forschung bietet.

## Literatur

- Agteren, J. & Iasiello, M. (2020). Advancing our understanding of mental wellbeing and mental health: The call to embrace complexity over simplification. *Australian Psychologist*, 55 (4), 307–316. <https://doi.org/10.1111/ap.12440>
- Antaramian, S. (2015). Assessing psychological symptoms and well-being: Application of a dual-factor mental health model to understand college student performance. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 33 (5), 419–429. <https://doi.org/10.1177/0734282914557727>
- Bäck, A. (2024). *The underlying societal mechanisms affecting stigmatization of unemployed: A document analysis of the past six decades* (Dissertation, Örebro University). Zugriff auf <https://urn.kb.se/resolve?urn=urn:nbn:se:oru:diva-114794>
- Barreto, M. & Ellemers, N. (2015). Detecting and experiencing prejudice: New answers to old questions. *Advances in Experimental Social Psychology*, 52, 139–219. <https://doi.org/10.1016/bs.aesp.2015.02.001>
- Bartosch, L., Baule, J., Castrillón, F. & Spitzley, D. (2017). *Ziel- und Leistungsorientierung: Praxiswissen für die Führungsaufgabe*. Springer.
- Bauer, P. C., Barberá, P., Ackermann, K. & Venetz, A. (2017). Is the left-right scale a valid measure of ideology? Individual-level variation in associations with “left” and “right” and left-right self-placement. *Political Behavior*, 39, 553–583. <https://doi.org/10.1007/s11109-016-9368-2>
- Bech, P., Gudex, C. & Staehr Johansen, K. (1996). The WHO (Ten) well-being index: Validation in diabetes. *Psychotherapy and Psychosomatics*, 65 (4), 183–190. <https://doi.org/10.1159/000289073>
- Bech, P., Olsen, L. R., Kjoller, M. & Rasmussen, N. K. (2003). Measuring well-being rather than the absence of distress symptoms: A comparison of the SF-36 Mental Health Subscale and the WHO-Five Well-Being Scale. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 12 (2), 85–91. <https://doi.org/10.1002/mpr.145>
- Brähler, E., Mühlhan, H., Albani, C. & Schmidt, S. (2007). Teststatistische Prüfung und Normierung der deutschen Versionen des EUROHIS-QOL Lebensqualität-Index und des WHO-5 Wohlbefindens-Index. *Diagnostica*, 53 (2), 83–96. <https://doi.org/10.1026/0012-1924.53.2.83>
- Breslin, M. J. & Breslin, Z. (2013). Unemployment and psychological well-being in post Celtic Tiger Ireland. *The Irish Journal of Psychology*, 34 (2), 67–80. <https://doi.org/10.1080/03033910.2013.796584>
- Brigham, J. C. (1971). Ethnic stereotypes. *Psychological Bulletin*, 76 (1), 15–38. <https://doi.org/10.1037/h0031446>
- Briki, W. & Dagot, L. (2022). Conservatives are happier than liberals: The mediating role of perceived goal progress and flow experience - A pilot study. *Current Psychology*,

- 41 (3), 1267–1278. <https://doi.org/10.1007/s12144-020-00652-0>
- Bröckling, U. (2013). *Das Unternehmerische Selbst: Soziologie einer Subjektivierungsform*. Suhrkamp Verlag.
- Brouwers, E. P. (2020). Social stigma is an underestimated contributing factor to unemployment in people with mental illness or mental health issues: Position paper and future directions. *BMC Psychology*, 8 (36), 1–7. <https://doi.org/10.1186/s40359-020-00399-0>
- Bundesagentur für Arbeit (2024). *Bürgergeld: Voraussetzungen, Einkommen und Vermögen*. Zugriff auf <https://www.arbeitsagentur.de/arbeitslos-arbeit-finden/buergergeld/finanziell-absichern/voraussetzungen-einkommen-vermoegen>
- Burton, C. M., Plaks, J. E. & Peterson, J. B. (2015). Why do conservatives report being happier than liberals? The contribution of neuroticism. *Journal of Social and Political Psychology*, 3 (1), 89–102. <https://doi.org/10.5964/jspp.v3i1.117>
- Butz, S., Kieslich, P. J. & Bless, H. (2017). Why are conservatives happier than liberals? Comparing different explanations based on system justification, multiple group membership, and positive adjustment. *European Journal of Social Psychology*, 47 (3), 362–372. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2283>
- Caro, D. H. & Cortés, D. (2012). Measuring family socioeconomic status: An illustration using data from PIRLS 2006. *IERI Monograph Series Issues and Methodologies in Large-Scale Assessments*, 5, 9–33. Zugriff auf [https://ierinstitute.org/fileadmin/Documents/IERI\\_Monograph/Volume\\_5/IERI\\_Monograph\\_Volume\\_05.pdf#page=9](https://ierinstitute.org/fileadmin/Documents/IERI_Monograph/Volume_5/IERI_Monograph_Volume_05.pdf#page=9)
- Craig, M. A. & Richeson, J. A. (2016). Stigma-based solidarity: Understanding the psychological foundations of conflict and coalition among members of different stigmatized groups. *Current Directions in Psychological Science*, 25 (1), 21–27. <https://doi.org/10.1177/0963721415611252>
- Creed, P. A. & Macintyre, S. R. (2001). The relative effects of deprivation of the latent and manifest benefits of employment on the well-being of unemployed people. *Journal of Occupational Health Psychology*, 6 (4), 324–331. <https://doi.org/10.1037/1076-8998.6.4.324>
- Crocker, J., Major, B. & Steele, C. (1998). Social stigma. In D. Gilbert, S. Fiske & G. Lindzey (Hrsg.), *Handbook of Social Psychology* (4. Aufl., S. 504–553). McGraw-Hill.
- DeLuca, J. S., Vaccaro, J., Seda, J. & Yanos, P. T. (2018). Political attitudes as predictors of the multiple dimensions of mental health stigma. *International Journal of Social Psychiatry*, 64 (5), 459–469. <https://doi.org/10.1177/0020764018776335>
- Dickinson, E. R. & Adelson, J. L. (2014). Exploring the limitations of measures of students' socioeconomic status (SES). *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19 (1), 1–14. Zugriff auf <https://files.eric.ed.gov/fulltext/>

EJ1031260.pdf

- Diener, E., Emmons, R. A., Larsen, R. J. & Griffin, S. (1985). The Satisfaction with Life Scale. *Journal of Personality Assessment*, 49 (1), 71–75. [https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901\\_13](https://doi.org/10.1207/s15327752jpa4901_13)
- Dorsch-Lexikon der Psychologie (2021). *Labeling*. Zugriff auf <https://dorsch.hogrefe.com/stichwort/labeling>
- Dougherty, D. S., Rick, J. M. & Moore, P. (2017). Unemployment and social class stigmas. *Journal of Applied Communication Research*, 45 (5), 495–516. <https://doi.org/10.1080/00909882.2017.1382708>
- Eid, M., Gollwitzer, M. & Schmitt, M. (2017). *Statistik und Forschungsmethoden: Mit Online-Materialien* (5. korrigierte Aufl.). Beltz.
- El-Gilany, A., El-Wehady, A. & El-Wasify, M. (2012). Updating and validation of the socioeconomic status scale for health research in Egypt. *Eastern Mediterranean Health Journal*, 18 (9), 962–968. Zugriff auf [https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/326739/EMHJ\\_18\\_09\\_2012.pdf?sequence=1#page=66](https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/326739/EMHJ_18_09_2012.pdf?sequence=1#page=66)
- Fein, S. & Spencer, S. J. (1997). Prejudice as self-image maintenance: Affirming the self through derogating others. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73 (1), 31–44. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.73.1.31>
- Filip-Crawford, G. & Neuberg, S. L. (2016). Homosexuality and pro-gay ideology as pathogens? Implications of a disease-spread lay model for understanding anti-gay behaviors. *Personality and Social Psychology Review*, 20 (4), 332–364. <https://doi.org/10.1177/1088868315601613>
- Foody, M., Barnes-Holmes, Y. & Dermots, B.-H. (2013). On making people more positive and rational: The potential downsides of positive psychology interventions. In T. B. Kashdan & J. Ciarrochi (Hrsg.), *Mindfulness, Acceptance, and Positive Psychology: The seven Foundations of Well-Being* (S. 166–193). Context Press.
- Furåker, B. & Blomsterberg, M. (2003). Attitudes towards the unemployed. An analysis of Swedish survey data. *International Journal of Social Welfare*, 12 (3), 193–203. <https://doi.org/10.1111/1468-2397.t01-1-00005>
- Furnham, A. (1983). Attitudes toward the unemployed receiving social security benefits. *Human Relations*, 36 (2), 135–149. <https://doi.org/10.1177/001872678303600204>
- Furnham, A. & Fenton-O’Creevy, M. (2018). Personality and political orientation. *Personality and Individual Differences*, 129, 88–91. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2018.03.020>
- Gedikli, C., Miraglia, M., Connolly, S., Bryan, M. & Watson, D. (2023). The relationship between unemployment and wellbeing: An updated meta-analysis of longitudinal evidence. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 32 (1), 128–144. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2022.2106855>
- Glaesmer, H., Grande, G., Braehler, E. & Roth, M. (2011). The German version of

- the Satisfaction with Life Scale (SWLS): Psychometric properties, validity, and population-based norms. *European Journal of Psychological Assessment*, 27 (2), 127–132. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000058>
- Goffman, E. (1963). *Stigma: Notes on the management of spoiled identity*. Prentice Hall.
- Gross, C., Gurr, T., Jungbauer-Gans, M. & Lang, S. (2020). Prejudices against the unemployed - Empirical evidence from Germany. *Journal for Labour Market Research*, 54 (1), 1–13. <https://doi.org/10.1186/s12651-020-00268-8>
- Groß, E. (2016). The enterprising self and prejudices toward unemployed persons: Analyses of intergroup-mechanisms that substantiate neoliberal inequalities. *Zeitschrift für Soziologie*, 45 (3), 162–180. <https://doi.org/10.1515/zfsoz-2015-1010>
- Groß, E. & Hövermann, A. (2015). Die Gefährdung des Sozialen im hoch entwickelten Kapitalismus. Inklusion, Abwertung und Ausgrenzung im Namen neoliberaler Leitbilder. *Jahrbuch für Pädagogik*, 2015 (1), 41–57. [https://doi.org/10.3726/267059\\_41](https://doi.org/10.3726/267059_41)
- Gurr, T. & Jungbauer-Gans, M. (2013). Stigma consciousness among the unemployed and prejudices against them: Development of two scales for the 7th wave of the panel study “Labour Market and Social Security (PASS)”. *Journal for Labour Market Research*, 46 (4), 335–351. <https://doi.org/10.1007/s12651-013-0144-z>
- Hallion, M., Taylor, A. & Roberts, R. (2018). Complete mental health in adult siblings of those with a chronic illness or disability. *Disability and Rehabilitation*, 40 (3), 296–301. <https://doi.org/10.1080/09638288.2016.1251500>
- Han, B.-C. (2014). *Psychopolitik: Neoliberalismus und die neuen Machttechniken*. S. Fischer Verlag.
- Hermann, V., Durbeej, N., Karlsson, A.-C. & Sarkadi, A. (2022). Feeling mentally unwell is the “new normal”. A qualitative study on adolescents’ views of mental health problems and related stigma. *Children and Youth Services Review*, 143 (1), 106660. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2022.106660>
- Hibbing, J. R., Smith, K. B. & Alford, J. R. (2014). Differences in negativity bias underlie variations in political ideology. *Behavioral and Brain Sciences*, 37 (3), 297–307. <https://doi.org/10.1017/S0140525X13001192>
- Hinz, A., Conrad, I., Schroeter, M. L., Glaesmer, H., Brähler, E., Zenger, M., . . . Herzberg, P. Y. (2018). Psychometric properties of the Satisfaction with Life Scale (SWLS), derived from a large German community sample. *Quality of Life Research*, 27 (6), 1661–1670. <https://doi.org/10.1007/s11136-018-1844-1>
- Hollederer, A. (2020). Arbeitsmarkt. In K. Böhm, S. Bräunling, R. Geene & H. Köckler (Hrsg.), *Gesundheit als gesamtgesellschaftliche Aufgabe: Das Konzept Health in All Policies und seine Umsetzung in Deutschland* (S. 109–120). Springer Fachmedien.
- Hövermann, A., Groß, E. M., Zick, A. & Messner, S. F. (2015). Understanding the devaluation of vulnerable groups: A novel application of Institutional Anomie Theory.

- Social Science Research*, 52, 408–421. <https://doi.org/10.1016/j.ssresearch.2015.03.001>
- Iasiello, M. & Van Agteren, J. (2020). Mental health and/or mental illness: A scoping review of the evidence and implications of the dual-continua model of mental health. *Evidence Base: A Journal of Evidence Reviews in Key Policy Areas* (1), 1–45. <https://doi.org/10.21307/eb-2020-001>
- Jahoda, M. (1982). *Employment and unemployment*. Cambridge University Press.
- Johnston, C. D. & Wronski, J. (2015). Personality dispositions and political preferences across hard and easy issues. *Political Psychology*, 36 (1), 35–53. <https://doi.org/10.1111/pops.12068>
- Kaletta, B. (2008). *Anerkennung oder Abwertung: Über die Verarbeitung sozialer Desintegration*. VS-Verlag.
- Keyes, C. L. (2005). Mental illness and/or mental health? Investigating axioms of the complete state model of health. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73 (3), 539–548. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.73.3.539>
- Kieselbach, T. (2013). *Youth unemployment and health: A comparison of six European countries* (9. Aufl.). Springer Fachmedien.
- Kinderman, P., Tai, S., Pontin, E., Schwannauer, M., Jarman, I. & Lisboa, P. (2015). Causal and mediating factors for anxiety, depression and well-being. *The British Journal of Psychiatry*, 206 (6), 456–460. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.114.147553>
- Krendl, A. C. & Freeman, J. B. (2019). Are mental illnesses stigmatized for the same reasons? Identifying the stigma-related beliefs underlying common mental illnesses. *Journal of Mental Health*, 28 (3), 267–275. <https://doi.org/10.1080/09638237.2017.1385734>
- Kroh, M. (2007). Measuring left–right political orientation: The choice of response format. *Public Opinion Quarterly*, 71 (2), 204–220. <https://doi.org/10.1093/poq/nfm009>
- Krug, G., Drasch, K. & Jungbauer-Gans, M. (2019). The social stigma of unemployment: Consequences of stigma consciousness on job search attitudes, behaviour and success. *Journal for Labour Market Research*, 53 (1), 1–27. <https://doi.org/10.1186/s12651-019-0261-4>
- Krupa, T., Kirsh, B., Cockburn, L. & Gewurtz, R. (2009). Understanding the stigma of mental illness in employment. *Work*, 33 (4), 413–425. <https://doi.org/10.3233/WOR-2009-0890>
- Lamont, M. (2018). Addressing recognition gaps: Destigmatization and the reduction of inequality. *American Sociological Review*, 83 (3), 419–444. <https://doi.org/10.1177/0003122418773775>
- Lang, S. (2022). *Stigmabewusstsein von und Vorurteile gegenüber Arbeitslosen* (Dissertation, Gottfried Wilhelm Leibniz Universität Hannover). <https://doi.org/10.15488/11824>

- Leiner, D. J. (2024). SoSci Survey (Version 3.5.02) [Computer Software]. Zugriff auf <https://www.soscisurvey.de>
- Letkemann, P. (2002). Unemployed professionals, stigma management and derivative stigmata. *Work, Employment and Society*, 16 (3), 511–522. <https://doi.org/10.1177/095001702762217461>
- Lin, C.-Y. & Tsang, H. W. (2020). Stigma, health and well-being. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17 (20), 7615. <https://doi.org/10.3390/ijerph17207615>
- Link, B. G. & Phelan, J. C. (2001). Conceptualizing stigma. *Annual Review of Sociology*, 27 (1), 363–385. <https://doi.org/10.1146/annurev.soc.27.1.363>
- Loyd, J. M. & Bonds, A. (2018). Where do Black lives matter? Race, stigma, and place in Milwaukee, Wisconsin. *The Sociological Review*, 66 (4), 898–918. <https://doi.org/10.1177/0038026118778175>
- Magalhães, E. & Calheiros, M. M. (2017). A dual-factor model of mental health and social support: Evidence with adolescents in residential care. *Children and Youth Services Review*, 79, 442–449. <https://doi.org/10.1016/j.childyouth.2017.06.041>
- Major, B., Dovidio, J. F. & Link, B. G. (2018). Stigma and its implications for health: Introduction and overview. In B. Major, J. F. Dovidio, B. G. Link & S. K. Calabrese (Hrsg.), *The Oxford Handbook of Stigma, Discrimination, and Health* (S. 3–28). Oxford University Press.
- Major, B. & O'Brien, L. T. (2005). The social psychology of stigma. *Annual Review of Psychology*, 56, 393–421. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.56.091103.070137>
- Maydeu-Olivares, A. (2017). Maximum likelihood estimation of structural equation models for continuous data: Standard errors and goodness of fit. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 24 (3), 383–394. <https://doi.org/10.1080/10705511.2016.1269606>
- McFadyen, R. G. (1998). Attitudes toward the unemployed. *Human Relations*, 51 (2), 179–199. <https://doi.org/10.1023/A:1016914319477>
- McLaughlin, M. E., Bell, M. P. & Stringer, D. Y. (2004). Stigma and acceptance of persons with disabilities: Understudied aspects of workforce diversity. *Group & Organization Management*, 29 (3), 302–333. <https://doi.org/10.1177/1059601103257410>
- Miller, C. T. & Kaiser, C. R. (2001). A theoretical perspective on coping with stigma. *Journal of Social Issues*, 57 (1), 73–92. <https://doi.org/10.1111/0022-4537.00202>
- Monteith, M. J., Burns, M. D., Rupp, D. E. & Mihalec-Adkins, B. P. (2016). Out of work and out of luck? Layoffs, system justification, and hiring decisions for people who have been laid off. *Social Psychological and Personality Science*, 7 (1), 77–84. <https://doi.org/10.1177/1948550615599827>
- Moshagen, M. & Bader, M. (2023). semPower: General Power Analysis for Structural

- Equation Models. *Behavior Research Methods*, 56, 2901–2922. <https://doi.org/10.3758/s13428-023-02254-7>
- Mueller, A. S. & Abrutyn, S. (2016). Adolescents under pressure: A new Durkheimian framework for understanding adolescent suicide in a cohesive community. *American Sociological Review*, 81 (5), 877–899. <https://doi.org/10.1177/0003122416663464>
- Napier, J. L. & Jost, J. T. (2008). Why are conservatives happier than liberals? *Psychological Science*, 19 (6), 565–572. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2008.02124.x>
- Newman, D. B., Schwarz, N., Graham, J. & Stone, A. A. (2019). Conservatives report greater meaning in life than liberals. *Social Psychological and Personality Science*, 10 (4), 494–503. <https://doi.org/10.1177/1948550618768241>
- Norlander, P., Ho, G. C., Shih, M., Walters, D. J. & Pittinsky, T. L. (2020). The role of psychological stigmatization in unemployment discrimination. *Basic and Applied Social Psychology*, 42 (1), 29–49. <https://doi.org/10.1080/01973533.2019.1689363>
- Nunley, J. M., Pugh, A., Romero, N. & Seals Jr, R. A. (2016). College major, internship experience, and employment opportunities: Estimates from a résumé audit. *Labour Economics*, 38, 37–46. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.11.002>
- Oberholzer-Gee, F. (2008). Nonemployment stigma as rational herding: A field experiment. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 65 (1), 30–40. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2004.05.008>
- Olszewski, J. K. (2012). Correlations between subjective well-being - psychopathology and coping with stress of people with different forms of mental health. *Journal of Psychiatry and Clinical Psychology*, 12 (4), 255–264. Zugriff auf <https://www.proquest.com/scholarly-journals/correlations-between-subjective-well-being/docview/2708724334/se-2>
- Omori, Y. (1997). Stigma effects of nonemployment. *Economic Inquiry*, 35 (2), 394–416. <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.1997.tb01918.x>
- Onraet, E., Van Hiel, A. & Dhont, K. (2013). The relationship between right-wing ideological attitudes and psychological well-being. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 39 (4), 509–522. <https://doi.org/10.1177/0146167213478199>
- O'Donnell, A. T., Corrigan, F. & Gallagher, S. (2015). The impact of anticipated stigma on psychological and physical health problems in the unemployed group. *Frontiers in Psychology*, 6, 1263. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01263>
- Paul, K. I. & Moser, K. (2009). Unemployment impairs mental health: Meta-analyses. *Journal of Vocational Behavior*, 74 (3), 264–282. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2009.01.001>
- Paulhus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. In H. I. Braun, D. N. Jackson & D. E. Wiley (Hrsg.), *The Role of Constructs in Psychological and Educational Measurement* (1. Aufl., S. 61–84). Routledge.

- Pienaar, J. M., Beukes, R. B. & Esterhuysen, K. G. (2006). The relationship between conservatism and psychological well-being in adolescents. *South African Journal of Psychology*, 36 (2), 391–406. <https://doi.org/10.1177/008124630603600211>
- R Core Team (2024). R: A Language and Environment for Statistical Computing [Software-Handbuch]. Wien, Österreich. Zugriff auf <https://www.R-project.org/>
- Rantakeisu, U., Starrin, B. & Hagquist, C. (1997). Unemployment, shame and ill health - An exploratory study. *Scandinavian Journal of Social Welfare*, 6 (1), 13–23. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2397.1997.tb00160.x>
- Rose, A. L., Atkey, S. K., Flett, G. L. & Goldberg, J. O. (2019). Self-stigma and domains of well-being in high school youth: Associations with self-efficacy, self-esteem, and self-criticism. *Psychology in the Schools*, 56 (8), 1344–1354. <https://doi.org/10.1002/pits.22276>
- Rose, N. (1999). *Powers of Freedom. Reframing Political Thought*. Cambridge University Press.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48 (2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rucker, J. M. & Richeson, J. A. (2021). Toward an understanding of structural racism: Implications for criminal. *Science*, 374 (6565), 286–290. <https://doi.org/10.1126/science.abj7779>
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H., Müller, H. et al. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8 (2), 23–74.
- Schlenker, B. R., Chambers, J. R. & Le, B. M. (2012). Conservatives are happier than liberals, but why? Political ideology, personality, and life satisfaction. *Journal of Research in Personality*, 46 (2), 127–146. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.12.00>
- Schmidt-Atzert, L. & Amelang, M. (2012). *Psychologische Diagnostik* (5. Aufl.). Springer.
- Schofield, J. W. (2006). *Migrationshintergrund, Minderheitenzugehörigkeit und Bildungserfolg: Forschungsergebnisse der pädagogischen, Entwicklungs- und Sozialpsychologie* (Bd. 5). Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung gGmbH FSP Zivilgesellschaft, Konflikte und Demokratie Arbeitsstelle Interkulturelle Konflikte und gesellschaftliche Integration -AKI-.
- Schumacher, J. (2003). SWLS – Satisfaction with Life Scale. In J. Schumacher, A. Klai-berg & E. Braehler (Hrsg.), *Diagnostische Verfahren zu Lebensqualität und Wohlbefinden* (S. 305–309). Hogrefe.
- Sickel, A. E., Seacat, J. D. & Nabors, N. A. (2014). Mental health stigma update: A review of consequences. *Advances in Mental Health*, 12 (3), 202–215. <https://doi.org/10.1080/18374905.2014.11081898>
- Stafford, M. C. & Scott, R. R. (1986). Stigma deviance and social control: Some concep-

- tual issues. In S. C. Ainlay, G. Becker & L. M. Coleman (Hrsg.), *The Dilemma of Difference* (S. 77–91). Plenum.
- Svedberg, P., Nygren, J. M., Staland-Nyman, C. & Nyholm, M. (2016). The validity of socioeconomic status measures among adolescents based on self-reported information about parents occupations, FAS and perceived SES; Implication for health related quality of life studies. *BMC Medical Research Methodology*, *16* (48), 1–9. <https://doi.org/10.1186/s12874-016-0148-9>
- Tajfel, H. (1974). Social identity and intergroup behaviour. *Social Science Information*, *13* (2), 65–93. <https://doi.org/10.1177/053901847401300204>
- Tajfel, H., Turner, J. C., Austin, W. G. & Worchel, S. (1979). An integrative theory of intergroup conflict. In W. G. Austin (Hrsg.), *The Social Psychology of Intergroup Relations* (S. 38–43). Brooks/Cole.
- Thornicroft, G., Rose, D., Kassam, A. & Sartorius, N. (2007). Stigma: Ignorance, prejudice or discrimination? *The British Journal of Psychiatry*, *190* (3), 192–193. <https://doi.org/10.1192/bjp.bp.106.025791>
- Turner, J. C. (1975). Social comparison and social identity: Some prospects for intergroup behaviour. *European Journal of Social Psychology*, *5* (1), 1–34. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2420050102>
- Van der Toorn, J., Jost, J. T., Packer, D. J., Noorbaloochi, S. & Van Bavel, J. J. (2017). In defense of tradition: Religiosity, conservatism, and opposition to same-sex marriage in North America. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *43* (10), 1455–1468. <https://doi.org/10.1177/0146167217718523>
- van Oorschot, W. (2000). Who should get what, and why? On deservingness criteria and the conditionality of solidarity among the public. *Policy & Politics*, *28* (1), 33–48. <https://doi.org/10.1332/0305573002500811>
- van Oorschot, W. (2006). Making the difference in social Europe: Deservingness perceptions among citizens of european welfare states. *Journal of European Social Policy*, *16* (1), 23–42. <https://doi.org/10.1177/0958928706059829>
- Vela, J. C., Lu, M.-T. P., Lenz, A. S., Savage, M. C. & Guardiola, R. (2016). Positive psychology and mexican american college students' subjective well-being and depression. *Hispanic Journal of Behavioral Sciences*, *38* (3), 324–340. <https://doi.org/10.1177/0739986316651618>
- Vidourek, R. A. & Burbage, M. (2019). Positive mental health and mental health stigma: A qualitative study assessing student attitudes. *Mental Health & Prevention*, *13*, 1–6. <https://doi.org/10.1016/j.mhp.2018.11.006>
- Vishwanath, T. (1989). Job search, stigma effect, and escape rate from unemployment. *Journal of Labor Economics*, *7* (4), 487–502. <https://doi.org/10.1086/298218>
- Warr, P., Banks, M. & Ullah, P. (1985). The experience of unemployment among black and white urban teenagers. *British Journal of Psychology*, *76* (1), 75–87. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8295.1985.tb01932.x>

- Weber, A., Hörmann, G. & Heipertz, W. (2007). Arbeitslosigkeit und Gesundheit aus sozialmedizinischer Sicht. *Deutsches Ärzteblatt*, 104 (43), 2957–2962. Zugriff auf <https://www.researchgate.net/publication/289317970>
- Wickham, H., François, R., Henry, L., Müller, K. & Vaughan, D. (2023). *dplyr: A Grammar of Data Manipulation* [Software-Handbuch]. Zugriff auf <https://CRAN.R-project.org/package=dplyr> (R package version 1.1.4)
- Wood, A. M. & Tarrrier, N. (2010). Positive clinical psychology: A new vision and strategy for integrated research and practice. *Clinical Psychology Review*, 30 (7), 819–829. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2010.06.003>
- World Health Organization (1998). Wellbeing measures in primary health care/ The DepCare Project: Report on a WHO Meeting. Zugriff auf <https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/349766/WHO-EURO-1998-4234-43993-62027-eng.pdf>
- World Health Organization (2004). Promoting mental health: Concepts, emerging evidence, practice [Summary report]. Zugriff auf <https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/42940/9241591595.pdf>
- World Health Organization & Calouste Gulbenkian Foundation (2004). Social determinants of mental health. *World Health Organization*. Zugriff auf [https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/112828/9789241506809\\_eng.pdf?sequence=1](https://iris.who.int/bitstream/handle/10665/112828/9789241506809_eng.pdf?sequence=1)
- Yen, S. T. & Zampelli, E. M. (2017). Religiosity, political conservatism, and support for legalized abortion: A bivariate ordered probit model with endogenous regressors. *The Social Science Journal*, 54 (1), 39–50. <https://doi.org/10.1016/j.soscij.2016.12.002>
- ZDF (2023, 06). *Sollte Paragraph 218 zu Schwangerschaftsabbrüchen weiter gelten, abgeschafft werden oder verschärft werden? (nach Parteipräferenz)*. Statista. Zugriff auf <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/1391577/umfrage/umfrage-zum-abtreibungs-paragraf-218-stgb-nach-parteepraefferenz/>
- ZDF Politbarometer (2022, 11). *Finden Sie, dass die Kritik am Bürgergeld aufgrund zu geringer Anreize für Arbeitslose gerechtfertigt ist?* Statista. Zugriff auf <https://de.statista.com/statistik/daten/studie/1344667/umfrage/kritik-am-neuen-buergergeld/>
- Zhang, R., Wang, M. S., Toubiana, M. & Greenwood, R. (2021). Stigma beyond levels: Advancing research on stigmatization. *Academy of Management Annals*, 15 (1), 188–222. <https://doi.org/10.5465/annals.2019.0031>
- Zhu, X., Smith, R. A. & Buteau, E. (2022). A meta-analysis of weight stigma and health behaviors. *Stigma and Health*, 7 (1), 1–13. <https://doi.org/10.1037/sah0000352>

## Anhang A

### Skala zu Vorurteilen über Arbeitslose von Gurr und Jungbauer-Gans (2013)

				WN	KA
A	Was schätzen Sie, wie viele von 100 Arbeitslosen suchen wirklich einen Job?	<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>	3-stellig	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
B	Wie viele von 100 Arbeitslosen erhalten ein höheres Arbeitslosengeld, als wenn sie arbeiten würden?	<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>	3-stellig	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
C	Was schätzen Sie, wie viele von 100 Arbeitslosen wollen einfach nicht arbeiten gehen?	<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>	3-stellig	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
D	Wie viele von 100 Arbeitslosen sind eigentlich zufrieden mit dem, was sie an finanzieller Unterstützung bekommen?	<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>	3-stellig	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
E	Was schätzen Sie, wie viele von 100 Arbeitslosen arbeiten schwarz?	<input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/> <input type="checkbox"/>	3-stellig	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

Anmerkung. WN = Weiß nicht; KA = Keine Angabe.

## Anhang B

### WHO (Fünf) - Fragebogen zum Wohlbefinden

---

In den letzten zwei Wochen...

---

... war ich froh und guter Laune.	6	5	4	3	2	1
... habe ich mich ruhig und entspannt gefühlt.	6	5	4	3	2	1
... habe ich mich energisch und aktiv gefühlt.	6	5	4	3	2	1
... habe ich mich beim Aufwachen frisch und ausgeruht gefühlt.	6	5	4	3	2	1
... war mein Alltag voller Dinge, die mich interessieren.	6	5	4	3	2	1

---

*Anmerkung.* 6 = zu keinem Zeitpunkt; 5 = ab und zu; 4 = etwas weniger als die Hälfte der Zeit;  
3 = etwas mehr als die Hälfte der Zeit; 2 = meistens; 1 = die ganze Zeit.

## Anhang C

### Satisfaction with Life Scale (Deutsche Version)

---

(1) In den meisten Bereichen entspricht mein Leben meinen Idealvorstellungen.	7	6	5	4	3	2	1
(2) Meine Lebensbedingungen sind ausgezeichnet.	7	6	5	4	3	2	1
(3) Ich bin mit meinem Leben zufrieden.	7	6	5	4	3	2	1
(4) Bisher habe ich die wesentlichen Dinge erreicht, die ich mir für mein Leben wünsche.	7	6	5	4	3	2	1
(5) Wenn ich mein Leben noch einmal leben könnte, würde ich kaum etwas ändern.	7	6	5	4	3	2	1

---

*Anmerkung.* 7 = stimme überhaupt nicht zu; 6 = stimme nicht zu; 5 = stimme eher nicht zu; 4 = weder/noch; 3 = stimme eher zu; 2 = stimme zu; 1 = stimme völlig zu.

## Anhang D

### Bipolare Skala zur direkten Erfassung der konservativen Orientierung

Bitte ordnen Sie Ihre politische Orientierung auf der folgenden Skala ein.

liberal											konservativ
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	

## Anhang E

### Adjustierte Items von Johnston und Wronski (2015) zur indirekten Erfassung der konservativen Orientierung

- 1) Manche Menschen lehnen die Ehe zwischen Homosexuellen strikt ab. Nehmen wir an, diese Menschen befinden sich am einen Ende einer Skala, bei Punkt 1. Andere befürworten die Ehe zwischen Homosexuellen nachdrücklich. Nehmen wir an, diese Menschen befinden sich am anderen Ende, bei Punkt 7. Und natürlich gibt es auch Menschen, deren Meinung irgendwo dazwischen liegt, bei Punkt 2, 3, 4, 5 oder 6. Wo würden Sie sich selbst auf dieser Skala einordnen?

strikt <i>gegen</i> die Ehe zwischen Homosexuellen					strikt <i>für</i> die Ehe zwischen Homosexuellen	
1	2	3	4	5	6	7

- 2) Manche Menschen sind der Meinung, dass Frauen immer die Möglichkeit haben sollten abzutreiben, egal aus welchem Grund. Nehmen wir an, diese Menschen befinden sich an dem einen Ende einer Skala, bei Punkt 1. Andere sind der Meinung, dass Schwangerschaftsabbrüche nie erlaubt sein sollten, egal aus welchem Grund. Nehmen wir an, diese Menschen befinden sich am anderen Ende, bei Punkt 7. Und natürlich gibt es auch Menschen, deren Meinung irgendwo dazwischen liegt, bei Punkt 2, 3, 4, 5 oder 6. Wo würden Sie sich selbst auf dieser Skala einordnen?

Abtreibung <i>immer</i> erlaubt					Abtreibung <i>nie</i> erlaubt	
1	2	3	4	5	6	7

## **Anhang F**

### **Detaillierter Ablauf der Bildung der SES-Variable**

1. Schritt: Überführung der Antworten in Punkte (siehe Tabelle 3)
2. Schritt: Berechnung der jeweiligen Summe an Punkten pro Versuchsperson
3. Schritt: Zuordnung der Versuchspersonen zu einer Gruppe je nach vorliegenden Informationen (siehe Tabelle 4)
4. Schritt: Zuordnung zu passender SES-Stufe basierend auf der jeweiligen Gruppenzugehörigkeit und Punktesumme (siehe Tabelle 5)

**Tabelle 3***Schema zur Überführung der Antworten in Punkte*

Variable	Antwort	Zugeschriebene Punkte
Bildung	Hauptschul-/ Mittelschulabschluss	1
	Mittlere Reife / Realschulabschluss	2
	Fachhochschulreife / Fachabitur	3
	Allgemeine Hochschulreife / Abitur	3
	Abschluss einer Ausbildung	3
	Weiterführende Ausbildung	4
	Bachelor	5
	Master	6
	Magister / Staatsexamen	6
	Diplom	6
	Promotion	7
Einkommen VP	< 2.000 €	1
	2.000 - 4.000 €	2
	> 4.000 €	3
Einkommen Eltern	kein Beruf	0
	< 3.000 €	1
	3.000 - 4.000 €	2
	> 4.000 €	3

*Anmerkung.* VP = Versuchsperson; Bildung wurde über VP und Eltern hinweg gleich kodiert; basierend auf der Annahme, dass Eltern eher über eine höhere Berufserfahrung und dementsprechend über höheres Gehalt verfügen, unterscheidet sich die Punktezuordnung des Einkommens zwischen VP und Eltern.

**Tabelle 4***Schema zur Gruppenzuordnung der Versuchspersonen*

Bildung VP	Einkommen VP	Bildung VA	Bildung MU	Einkommen VA	Einkommen MU	Gruppe
ja	ja	ja	ja	ja	ja	0
ja	/	/	/	/	/	1
ja	ja	/	/	/	/	2
ja	ja	ja	/	/	/	3
ja	ja	/	ja	/	/	4
ja	ja	ja	ja	/	/	5
ja	ja	/	ja	/	ja	6
ja	ja	ja	/	ja	/	7
ja	ja	/	ja	ja	/	8
ja	ja	ja	/	/	ja	9
ja	ja	ja	ja	ja	/	10
ja	ja	ja	ja	/	ja	11
ja	ja	ja	/	ja	ja	12
ja	ja	/	/	ja	ja	13
ja	ja	/	ja	ja	ja	14
ja	/	ja	/	/	/	15
ja	/	/	ja	/	/	16
ja	/	ja	ja	/	/	17
ja	/	/	ja	/	ja	18
ja	/	/	/	ja	/	19
ja	/	/	ja	ja	/	20
ja	/	ja	/	/	ja	21
ja	/	/	ja	/	ja	22
ja	/	ja	ja	/	ja	23
ja	/	ja	ja	ja	/	24
ja	/	ja	/	ja	ja	25
ja	/	/	ja	ja	ja	26
ja	/	ja	ja	ja	ja	27
ja	/	/	/	ja	ja	28
ja	/	/	/	/	ja	29
ja	ja	/	/	/	ja	30
ja	ja	/	/	ja	/	31

*Anmerkung.* ja = Information ist vorhanden; VP = Versuchsperson; MU = Mutter; VA = Vater.

**Tabelle 5***Schema für Zuordnung der Versuchspersonen zur SES-Stufe*

	SES					Gruppe(n)
	1	2	3	4	5	
Benötigte Punkte	4-9	10-14	15-19	20-24	25-30	0
	1-2	3	4	5	6-7	1
	2-3	4-5	6	7-8	9-10	2
	3-5	6-8	9-11	12-14	15-17	3, 4
	4-8	9-12	13-15	16-19	20-24	5
	3-6	7-10	11-12	13-16	17-20	6, 7, 8, 9
	4-8	9-13	14-17	18-22	23-27	10, 11
	3-7	8-11	12-14	15-18	19-23	12, 14
	2-4	5-7	8-10	11-13	14-16	13
	2-4	5-7	8	9-11	12-14	15, 16
	3-6	7-10	11-13	14-17	18-21	17
	2-5	6-8	9-10	11-13	14-17	18, 20, 21, 22
	1-2	3-4	5-6	7-8	9-10	19, 29
	3-7	8-11	12-15	16-19	20-24	23, 24
	2-5	6-9	10-12	13-18	19-20	25, 26
	3-7	8-12	13-17	18-22	23-27	27
	1-4	5-6	7	8-9	10-13	28
	2-4	5-6	7-8	9-10	11-13	30, 31

*Anmerkung.* Gruppen mit übereinstimmendem Minimum und Maximum bezüglich der Punktesumme folgen der gleichen Zuordnung.

## Anhang G

### Ergebnisse der Analysen mit Ausreißerwerten

**Tabelle 6**

*Globale Fit-Indizes der Messmodelle mit Ausreißerwerten*

Variable	RMSEA [90% KI]	CFI	TLI	SRMR	$\chi^2$	$p$
Mentale Beeinträchtigung	.08 [.00, .14]	.97	.97	.08	17.52	.041
Mentales Wohlbefinden	.05 [.00, .13]	.99	.99	.06	15.31	.083
Konservative Orientierung	.00 [.00, .00]	1.00	1.00	.00	0.00	< .001
Stigmatisierung von Arbeitslosen	.10 [.00, .19]	.97	.95	.04	14.62	.012

**Tabelle 7***Ergebnisse der Hauptanalysen mit Ausreißerwerten*

Hypothese	Erhebung	RMSEA [90% KI]	CFI	TLI	SRMR	$\beta$ ( <i>p</i> -Wert)
1. Hypothese		.09 [.06, .11]	.95	.94	.07	
2. Hypothese						
a) MB auf ST		.15 [.13, .18]	.72	.68	.14	-0.24 (.029)
b) MW auf ST		.16 [.13, .18]	.76	.72	.14	0.02 (.871)
3. Hypothese						
KO auf ST	direkt	.28 [.24, .32]	.49	.27	.18	0.18 (< .001)
KO auf ST	indirekt	.24 [.20, .28]	.50	.33	.17	0.22 (.121)
4. Hypothese						
a) KO auf MB	direkt	.07 [.00, .11]	.96	.96	.07	0.02 (.680)
a) KO auf MB	indirekt	.08 [.04, .12]	.93	.92	.08	-0.08 (.342)
b) KO auf MW	direkt	.06 [.00, .11]	.98	.98	.05	0.04 (.352)
b) KO auf MW	indirekt	.07 [.00, .11]	.97	.96	.06	-0.08 (.548)
5. Hypothese						
a) MB auf ST	direkt	.14 [.12, .17]	.73	.69	.13	-0.27 (.016)
a) KO auf ST						0.18 (< .001)
a) MB auf ST	indirekt	.14 [.11, .16]	.71	.67	.13	-0.22 (.046)
a) KO auf ST						0.21 (.149)
b) MW auf ST	direkt	.14 [.12, .17]	.76	.72	.14	-0.01 (.938)
b) KO auf ST						0.18 (< .001)
b) MW auf ST	indirekt	.14 [.11, .17]	.74	.71	.13	0.03 (.822)
b) KO auf ST						0.22 (.122)

*Anmerkung.* MB = Mentale Beeinträchtigung; MW = Mentales Wohlbefinden; KO = Konservative Orientierung; ST = Stigmatisierung von Arbeitslosen; Erhebung = Erhebungsmethode der KO.