Die Dunkle Triade in einer deutschen repräsentativen Stichprobe: Faktorstruktur, Messinvarianz und Normwerte der Niederträchtigen Neun

[The Dark Triad in a German representative sample: Factor structure, measurement invariance and reference values of the Naughty Nine]

Julia Krasko & Till Kaiser

Fakultät für Psychologie, Ruhr-Universität Bochum

Dieses Manuskript wurde zur Veröffentlichung in *Diagnostica* angenommen. Dieser Postprint (Version 3: September 2022) kann leicht von der endgültigen, editierten Version dieses Artikels abweichen: <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000292>

Korrespondenz zu diesem Manuskript richten Sie bitte an julia.krasko@rub.de

Zusammenfassung: Die „Niederträchtigen Neun“ ist eine psychometrisch optimierte deutsche Version des „Dreckigen Dutzends“ zur Erfassung der Dunklen Triade. In dieser Studie betrachten wir diverse psychometrische Eigenschaften der Niederträchtigen Neun mit einer repräsentativen deutschen Stichprobe. Es wurden verschiedene Faktorstrukturen miteinander verglichen sowie Messinvarianzanalysen über das Geschlecht und über das Alter anhand von konfirmatorischen Faktoranalysen und lokal gewichteten Strukturgleichungsmodellen durchgeführt. Außerdem stellen wir Normwerte zur individualdiagnostischen Interpretation von Rohwerten zur Verfügung. Ergebnisse zeigen, dass die Niederträchtigen Neun durch Bifaktor-Modelle mit Machiavellismus als inhaltlicher Anker des allgemeinen Faktors (dem „dunklen Kern“) am besten repräsentiert wird. Über das Geschlecht ergaben sich Einschränkungen der metrischen Invarianz, die hauptsächlich auf Indikatoren von Psychopathie zurückzuführen sind. Partielle metrische Invarianz konnte jedoch belegt werden. Über das Alter konnte metrische Invarianz belegt werden, jedoch ergaben sich Einschränkungen der skalaren und strikten Invarianz. Implikationen für die Erfassung der Dunklen Triade mit der Niederträchtigen Neun oder dem Dreckigen Dutzend werden diskutiert.

Schlüsselwörter: Dunkle Triade, Messinvarianz, Faktorstruktur, Normwerte

Abstract: The so-called "Naughty Nine" is a psychometrically optimized German version of the "Dirty Dozen," a scale designed to assess the Dark Triad. This article examines different psychometric features of the Naughty Nine using a representative German sample. We compared several factor structures discussed in the literature and investigated measurement invariance across sex and age, using confirmatory factor analyses and locally weighted structural equation models. Further, we provide reference values for the Naughty Nine to rank individual raw values relative to a German reference population. The results show that bifactor models with Machiavellianism as the reference construct that defines the content of the general factor (the "Dark Core") best represent the Naughty Nine. We found limitations of metric invariance across sex, which can mainly be attributed to indicators of psychopathy. Partial metric invariance was supported. Across age, we found evidence for metric invariance but also found limitations of scalar and strict invariance. Finally, we discuss the implications of investigating the Dark Triad using the Naughty Nine or the Dirty Dozen.

Keywords: Dark Triad, Measurement invariance, Factor structure, Reference values

Die *Dunkle Triade* (DT; Paulhus & Williams, 2002) umfasst die antagonistischen Persönlichkeitskonstrukte Machiavellismus, Psychopathie und Narzissmus. Per Definition zeigen Personen mit einer hohen Ausprägung in Machiavellismus zynisches, manipulatives und unethisches Verhalten. Personen mit einer hohen Ausprägung in Psychopathie zeigen Gefühlskälte sowie antisoziales, impulsives und enthemmtes Verhalten. Personen mit einer hohen Ausprägung in Narzissmus zeigen selbstverherrlichendes Verhalten, ein ausgeprägtes Anspruchsdenken und das Streben nach der Befriedigung der persönlichen Eitelkeit (Furnham, Richards & Paulhus, 2013; Muris, Merckelbach, Otgaar & Meijer, 2017).

Gängige Messinstrumente für die multidimensionale Erhebung der DT (Paulhus & Jones, 2015) sind die *Short Dark Triad* (Jones & Paulhus, 2014) und das *Dreckige Dutzend* (Jonason & Webster, 2010). Die Short Dark Triad misst die DT mit neun Items pro Konstrukt, während das Dreckige Dutzend jeweils vier Items verwendet. Studien belegen die Konstruktvalidität des Dreckigen Dutzends (Jonason & Webster, 2010; Küfner, Dufner & Back, 2014). Auch die Kriteriumsvalidität wurde durch Assoziationen mit Persönlichkeits- und Verhaltenseinschätzungen dritter Personen sowie mit Drogenkonsum und riskantem Sexualverhalten belegt (Küfner et al., 2014; Pechorro, Jonason, Raposo & Maroco, 2021). Die Differenzierbarkeit zwischen den drei Konstrukten bleibt jedoch fraglich, da das Dreckige Dutzend nur auf die Kernaspekte der DT fokussiert. Dies führte häufig zu der Kritik, dass die Skala nicht alle Merkmale der DT angemessen abbilden könne (Miller et al., 2012; Muris et al., 2017). Dennoch wurde das Dreckige Dutzend in der Vergangenheit oft verwendet. Die *Niederträchtigen Neun* ist eine auf drei Items pro Konstrukt gekürzte und psychometrisch optimierte deutsche Version des Dreckigen Dutzends (Küfner, Dufner & Back, 2014). Für die Kürzung wurde pro Konstrukt ein Item mit niedriger Ladung oder hoher Doppelladung entfernt, was eine verbesserte Modellgüte ergab.

Während für die psychometrische Qualität des Dreckigen Dutzends besonders in Hinblick auf die deutsche Version der Skala Fragen offen bleiben (Spurk & Hirschi, 2018), liegen für die Niederträchtigen Neun bisher kaum Untersuchungen vor (Küfner, Dufner & Back, 2014). In dieser Studie haben wir diverse psychometrische Eigenschaften der Niederträchtigen Neun mit einer repräsentativen deutschen Stichprobe evaluiert: Es werden verschiedene Faktorstrukturen verglichen, Messinvarianz über das Geschlecht und über das Alter untersucht und erstmals Normwerte für die DT zur Verfügung gestellt.

Faktorstruktur

Paulhus und Williams (2002) beschrieben mit Machiavellismus, Psychopathie und Narzissmus drei konzeptuell unterschiedliche Dimensionen der DT, die zwar teilweise überlappen, aber grundsätzlich voneinander unabhängig sein sollten. Jedoch wurde aufgrund von substanziellen Überlappungen der drei Konstrukte angezweifelt, ob sie überhaupt voneinander unterscheidbar seien (Muris et al., 2017). Eine starke Übereinstimmung der drei Konstrukte würde einer einfaktoriellen Struktur entsprechen, was in manchen Studien auch so umgesetzt wurde (Jonason, Li & Teicher, 2010; Sabouri et al., 2016). Andere Autor:innen nehmen hingegen an, dass es zwar einen gemeinsam zugrundeliegenden *dunklen Kern* gibt, der Abhängigkeiten zwischen den Konstrukten erklären könne, aber dass darüber hinaus auch konstruktsspezifische Anteile existieren (Jones & Figueredo, 2013; Vize, Collison, Miller & Lynam, 2019). Demnach sollte der dunkle Kern Merkmale umfassen, die allen Konstrukten der DT zugrunde liegen, zum Beispiel eine geringe Verträglichkeit, Manipulation oder Gefühlslosigkeit (Furnham et al., 2013; Vize et al., 2019). Der dunkle Kern kann mit einem hierarchischen und einem Bifaktor-Modell statistisch geprüft werden. Im hierarchischen Modell werden die Konstrukte der DT als untergeordnete Merkmale des dunklen Kerns modelliert (Furnham et al., 2013). Bei Bifaktor-Modellen werden Indikatoren sowohl durch einen dunklen Kern als auch durch konstruktsspezifische Faktoren beeinflusst (Savard, Simard & Jonason, 2017). Aufgrund von besonders hohen Korrelationen zwischen Machiavellismus und Psychopathie wurde auch eine zweifaktorielle Struktur diskutiert. Demnach sollten Machiavellismus und Psychopathie wegen starker konzeptueller Überschneidungen, beispielsweise der rücksichtslosen Ausbeutung anderer Menschen, in einem gemeinsamen Faktor kombiniert und Narzissmus separat betrachtet werden (Kajonius, Persson, Rosenberg & Garcia, 2016; Miller, Hyatt, Maples-Keller, Carter & Lynam, 2017). Jedoch fallen Korrelationen zwischen Machiavellismus und Psychopathie in Abhängigkeit der verwendeten Skalen unterschiedlich stark aus. Somit könnten Überlappungen zwischen Machiavellismus und Psychopathie auch darauf zurückzuführen sein, dass die verwendeten Items sich nicht dafür eignen, tatsächlich vorhandene konzeptuelle Unterschiede zwischen Machiavellismus und Psychopathie angemessen abzubilden (Grosz, Harms, Dufner, Kraft & Wetzel, 2020; Muris et al., 2017).

Vergleiche der verschiedenen Faktorstrukturen ergaben bisher, dass die theoretisch implizierte dreifaktorielle Struktur die DT besser abbildet als einfaktorielle, zweifaktorielle und hierarchische Modelle (Jonason & Webster, 2010; Pechorro et al., 2021; Persson, Kajonius & Garcia, 2019). Wurden dreifaktorielle Modelle mit Bifaktor-Modellen verglichen, waren häufig letztere überlegen (Kajonius et al., 2016; Savard et al., 2017). Zwei Studien betrachteten mit der Short

Dark Triad zweifaktorielle Bifaktor-Modelle mit einem gemeinsamen Faktor für Machiavellismus und Psychopathie (Persson et al., 2019; Wehner, Maaß, Leckelt, Back & Ziegler, 2020). Persson et al. (2019) fanden eine leichte Überlegenheit dieses zweifaktoriellen Bifaktor-Modells gegenüber dem Bifaktor-Modell mit drei konstruktsspezifischen Faktoren. Bei Wehner et al. (2020) musste dieses Modell aufgrund von negativen Faktorladungen ausgeschlossen werden.

Bifaktor-Modelle werden üblicherweise so spezifiziert, dass auf allen Indikatoren sowohl der allgemeine Faktor (hier: der dunkle Kern) als auch konstruktsspezifische Faktoren laden (Reise, 2012). Aufgrund von methodischen Mängeln dieser Herangehensweise haben Eid, Geiser, Koch und Heene (2017) zwei Alternativen vorgeschlagen: Bei dem Bifaktor-(S – 1)-Modell wird ein Referenzkonstrukt lediglich für den allgemeinen Faktor und nicht für den konstruktsspezifischen Faktor spezifiziert. Beim Bifaktor-(S·I – 1)-Modell wird ein einzelner Indikator als Referenz für den dunklen Kern bestimmt, sodass für die verbleibenden Indikatoren des Referenzkonstrukts ebenfalls ein konstruktsspezifischer Faktor spezifiziert wird. In beiden Fällen wird die Varianzaufklärung durch konstruktsspezifische Faktoren in Relation zum Referenzkonstrukt bzw. -indikator interpretiert. Somit beeinflusst die Wahl der Referenz die inhaltliche Interpretation des dunklen Kerns. Zwei der oben genannten Studien haben das (S·I – 1)-Modell zur Berechnung von Bifaktor-Modellen für die DT verwendet, wobei jeweils unterschiedliche Referenzindikatoren gewählt wurden (Savard et al., 2017; Wehner et al., 2020). Items des Dreckigen Dutzends bzw. der Niederträchtigen Neun erfassen hauptsächlich Merkmale, die allen Konstrukten der DT zugrunde liegen könnten (Furnham et al., 2013; Vize et al., 2019). Dies betrifft insbesondere Manipulation für die Machiavellismus-Skala und Gefühlslosigkeit für die Psychopathie-Skala (Klimstra, Jeronimus, Sijtsma & Denissen, 2020). Aus diesem Grund ist es fraglich, ob der zusätzliche konstruktsspezifische Faktor im (S·I – 1)-Modell einen nennenswerten Informationsgewinn gegenüber des (S – 1)-Modells bringt, wenn der dunkle Kern tatsächlich zu einem großen Teil durch diese Konstrukte charakterisiert wäre.

Trotz umfangreicher Literatur zur Faktorstruktur der DT existieren kaum Studien, die sämtliche in der Literatur diskutierten Faktorstrukturen für das Dreckige Dutzend oder die Niederträchtigen Neun kombiniert betrachten. Besonders für deutsche Stichproben ergibt sich eine Lücke in der Literatur, da verschiedene Faktorstrukturen bisher zwar für die Short Dark Triad (Malesza, Ostaszewski, Büchner & Kaczmarek, 2019; Wehner et al., 2020), nicht aber für das Dreckige Dutzend verglichen wurden. Um die angemessenste Interpretation des dunklen Kerns zu identifizieren, ist es außerdem notwendig, bei der Spezifikation der von Eid et al. (2017) empfohlenen Bifaktor-Modelle die Verwendung verschiedener Referenzen zu vergleichen. Mit der vorliegenden

Studie werden folgende Faktorstrukturen mit einer deutschen Stichprobe verglichen, um diese offenen Punkte zu adressieren: Das einfaktorielle Modell, das zweifaktorielle Modell, das dreifaktorielle Modell, das hierarchische Modell, Bifaktor-(S – 1)-Modelle mit drei konstruktsspezifischen Faktoren, jeweils mit allen drei spezifischen Konstrukten als Referenzkonstrukt, Bifaktor-(S·I – 1)-Modelle mit zwei konstruktsspezifischen Faktoren, jeweils mit Referenzindikatoren für alle drei Konstrukte der DT sowie Bifaktor-(S·I – 1)-Modelle mit drei konstruktsspezifischen Faktoren, jeweils mit Referenzindikatoren für alle drei Konstrukte der DT.

Messinvarianz

Häufig erzielen Männer höhere Werte für die DT als Frauen (Muris et al., 2017) und jüngere Personen höhere Werte als ältere Personen (Spurk & Hirschi, 2018). Um solche Gruppenvergleiche sinnvoll interpretieren zu können, sollte die verwendete Skala zwischen den betrachteten Gruppen messinvariant sein (Vandenberg & Lance, 2000). Für das Dreckige Dutzend wurde die Messinvarianz in der Vergangenheit untersucht: Über das Geschlecht konnte skalare Messinvarianz belegt werden (Jonason et al., 2020; Klimstra, Sijtsma, Henrichs & Cima, 2014; Pechorro et al., 2021; Rogoza et al., 2020). Klimstra et al. (2020) belegten skalare Messinvarianz über das Geschlecht nur für Jugendliche, über das gesamte Altersspektrum von 11 bis 77 Jahren hinweg belegten sie lediglich metrische Invarianz. Über das Alter fanden Klimstra et al. (2020) vollständige oder partielle skalare Messinvarianz zwischen je zwei angrenzenden Altersgruppen (z. B. 11 – 13 vs. 14 – 16), jedoch häufig nicht zwischen nicht-angrenzenden Altersgruppen (z. B. 11 – 13 vs. 55 – 77). Spurk und Hirschi (2018) belegten partielle metrische Invarianz in einer deutschen Stichprobe, betrachteten dabei jedoch lediglich zwei entfernte Altersgruppen (25 – 34 vs. 50 – 59).

Keine uns bekannte Studie hat in der Vergangenheit in einer deutschen Stichprobe untersucht, ob das Dreckige Dutzend oder die Niederträchtigen Neun über das Geschlecht messinvariant sind, und auch für das Alter gibt es keine Studie, die ein umfassendes Altersspektrum in einer deutschen Stichprobe betrachtet. Diese Lücken schließen wir mit der vorliegenden Studie.

Normwerte

Um von Rohwerten einer Person Aussagen über Merkmalsausprägungen ableiten zu können, eignen sich Normwerttabellen, die über die relative Position der Person innerhalb einer Bezugsgruppe informieren (Woerner, Müller & Hasselhorn, 2017). In der vorliegenden Studie stellen wir erstmals Normwerte für die Niederträchtigen Neun in einer deutschen Referenzpopulation zur Verfügung. Durch die hinreichende Größe und Repräsentativität der Stichprobe sowie Aktualität

der verwendeten Daten werden die Voraussetzungen für Normwerte erfüllt (Schmidt-Atzert & Amelang, 2012).

Die vorliegende Studie

In dieser Studie betrachten wir psychometrische Eigenschaften der Niederträchtigen Neun in einer repräsentativen deutschen Stichprobe. Hierfür wurden (1) verschiedene Faktorstrukturen verglichen, (2) Messinvarianz über das Geschlecht und über das Alter untersucht und (3) Normwerte berechnet.

Methoden

Datenerhebung

Datengrundlage ist die längsschnittliche Studie *Das Vermächtnis – die Welt, die wir erleben wollen* (Die Zeit, infas Institut für angewandte Sozialwissenschaft GmbH & Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, 2015). Hierfür wurden im Jahr 2015 in drei Wellen 3 104 Personen in persönlichen Interviews befragt. Teilnehmende wurden anhand von Adressregistern zufällig ausgewählter deutscher Gemeinden zur Studie eingeladen. Die Stichprobe ist in Hinblick auf Altersgruppen, soziale Schichten und Wohnregionen repräsentativ, allerdings gab es auch geringfügige Abweichungen bekannter Merkmalsverteilungen. Zur Kompensation dieser Abweichungen wurden Anpassungsgewichte berechnet. Die DT wurde in der dritten Welle der Studie mit der Niederträchtigen Neun (Küfner et al., 2014) anhand einer siebenstufigen Likert-Skala erfasst (für deskriptive Statistiken & Reliabilitäten siehe Tabelle 1). An der dritten Welle haben 1 369 Personen teilgenommen. Um die Repräsentativität trotz Studienabbrecher:innen sicherzustellen, wurden Panelgewichte zur Adjustierung für ausbleibende Antworten berechnet. Das Alter der vorliegenden Stichprobe bewegte sich im Bereich von 14 – 80 Jahren ($M = 49.03$, $SD = 19.13$), 52 % waren weiblich. Weitere stichprobenbeschreibende Merkmale können dem elektronischen Supplement (ESM 1, Tabelle S1) entnommen werden.

Analysen

Die Analysen¹ erfolgten mit den R-Paketen *lavaan* (Rosseel, 2012), *lavaan.survey* (Oberski, 2014), *MVN* (Korkmaz, Goksuluk & Zararsiz, 2014), *psych* (Revelle, 2017), *semTools* (Jorgensen, Pornprasertmanit, Schoemann & Rosseel, 2019), *sirt* (Robitzsch, 2020) und *survey* (Lumley, 2004). Normwerte wurden mit SPSS 28 (IBM, 2021) berechnet.

Zur Untersuchung der Faktorstrukturen sowie für Messinvarianzanalysen wurden konfirmatorische Faktoranalysen verwendet. Mangels multivariater Normalverteilung haben wir den Maximum-Likelihood-Robust-Schätzer (Satorra & Bentler, 2001) sowie für Nichtnormalität korrigierte robuste Fit-Indizes verwendet (Brosseau-Liard & Savalei, 2014; Brosseau-Liard, Savalei & Li, 2013). Um die Robustheit der Ergebnisse abzusichern, haben wir die Gesamtstichprobe in zwei zufällige Hälften geteilt und die Analysen (mit Ausnahme von Messinvarianz über das Alter) in beiden Stichproben separat durchgeführt. Um für Abweichungen der Stichprobenverteilung von bekannten Verteilungen sowie für Studienabbrecher:innen in der dritten Welle zu kompensieren, wurden Anpassungs- und Panelgewichte verwendet. Alle Analysen wurden sowohl ungewichtet als auch unter Verwendung beider Gewichte durchgeführt. Um zu einer Gesamtschlussfolgerung zu gelangen, wurden die Ergebnisse über beide Stichprobenhälften und über die ungewichteten und gewichteten Stichproben hinweg zusammenfassend betrachtet.

Zur Identifikation der Faktorstruktur mit der besten Anpassung an die Daten haben wir ein einfaktorielles Modell, ein zweifaktorielles Modell mit korrelierten Faktoren, ein dreifaktorielles Modell mit korrelierten Faktoren, ein hierarchisches Modell sowie Bifaktor-(S – 1)-Modelle und Bifaktor-(S·I – 1)-Modelle geschätzt (Eid et al., 2017). Beide Typen von Bifaktor-Modellen wurden jeweils mit Machiavellismus, Psychopathie und Narzissmus als Referenz für den dunklen Kern geschätzt. Für Bifaktor-(S·I – 1)-Modelle wurde jeweils derjenige Indikator gewählt, für den die höchsten Korrelationen mit den anderen Indikatoren innerhalb eines Konstruktes beobachtet wurden (ESM 1, Tabelle S2). Das Bifaktor-(S·I – 1)-Modell haben wir sowohl mit drei als auch mit zwei konstruktsspezifischen Faktoren berechnet, sodass beim letzteren Machiavellismus und Psychopathie in einem gemeinsamen Faktor kombiniert wurden. Zur Skalierung latenter Variablen wurden die Faktorvarianzen auf 1 fixiert. Die Beurteilung der Modellgüte erfolgte anhand von Fit-Indizes. Für eine gute Modellanpassung sollten RMSEA und SRMR $\leq .050$ und für eine akzeptable

¹ Die Präregistrierung (<https://osf.io/r927t>), eine Übersicht der Abweichungen von der Präregistrierung (<https://osf.io/s5hnf>) sowie die Analyseskripte (<https://osf.io/cjx32/>) können auf OSF aufgerufen werden.

Anpassung $\leq .080$ sein (Browne & Cudeck, 1992; Hu & Bentler, 1995). CFI und TLI sollten für eine gute Anpassung ≥ 0.970 und für eine akzeptable Anpassung ≥ 0.950 sein (Bentler, 1990).

Messinvarianz über das Geschlecht wurde durch Multigruppenanalysen untersucht (van de Schoot, Lugtig & Hox, 2012; Vandenberg & Lance, 2000). Dafür wurden zunehmend restriktivere Modelle geschätzt und miteinander verglichen, um konfigurale (gleiche Faktorstruktur), metrische (gleiche Faktorladungen), skalare (gleiche Item-Intercepts) und strikte (gleiche Residualvarianzen) Messinvarianz zu testen. Wir haben uns an folgenden Schwellenwerten orientiert, die für eine Verschlechterung der Modellgüte infolge von Gleichheitsrestriktionen nicht überschritten werden sollten: $\Delta RMSEA > .015$, $\Delta CFI < -.010$, $\Delta \text{Gamma-Hat} < -.001$ und $\Delta \text{McDonald's Noncentrality Index (NCI)} < -.020$ (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2002). Hatten mindestens zwei der Fit-Indizes diese Schwelle überschritten, wurden anhand von Modifikationsindizes weiterführende Analysen durchgeführt, um einzelne problematische Indikatoren zu identifizieren und im nächsten Schritt partielle Messinvarianz zu testen (Byrne, Shavelson & Muthén, 1989).

Messinvarianz über das Alter wurde auf zwei Arten getestet: Für Multigruppenanalysen wurden Personen nach ihrem Alter in fünf Kategorien aufgeteilt (Jugendliche 14 – 17; junges Erwachsenenalter 18 – 29; mittleres Erwachsenenalter 30 – 49; spätes Erwachsenenalter 50 – 65; Ältere 66 – 80). Diese etablierte Herangehensweise zur Messinvarianzanalyse über das Alter ist jedoch aufgrund der willkürlichen Bildung von Altersgrenzen und dem Informationsverlust bei der Kategorisierung von kontinuierlichen Variablen problematisch. Aus diesem Grund wurden zusätzlich lokal gewichtete Strukturgleichungsmodelle geschätzt (Hildebrandt, Lüdtke, Robitzsch, Sommer & Wilhelm, 2016; Hildebrandt, Wilhelm & Robitzsch, 2009). Dabei wird das Alter als kontinuierliche nicht-parametrische Moderatorvariable sämtlicher Modellparameter betrachtet, sodass untersucht werden kann, wie sich die Modellparameter über das Alter hinweg verändern. Die Messmodelle werden für jede Ausprägung der Moderatorvariable geschätzt, wobei stets alle Beobachtungen in die Schätzung mit einfließen, aber je nach Abstand zur jeweils betrachteten Ausprägung der Moderatorvariable mit unterschiedlichem Gewicht. Für diese Gewichtung wurde eine Gaußsche Kernelfunktion mit einem Bandbreitenfaktor von $h = 2$ verwendet (Hildebrandt et al., 2016). Zusätzlich haben wir anhand von simultanen Schätzungen nach Robitzsch (2020) Messinvarianz über das Alter unter Verwendung von Bootstrapping mit 100 Resamples getestet. Hierfür wurden, wie auch bei der Multigruppenanalyse, Veränderungen der Modellanpassung in Folge von Gleichheitsrestriktionen betrachtet. Es wurden die gleichen Schwellen für $\Delta RMSEA$, ΔCFI und ΔNCI verwendet wie auch für die Multigruppenanalysen.

Die Normwertberechnung beruht auf Intervallmitten-Prozentwerten (Woerner et al., 2017) und wurde mit der gewichteten Stichprobe durchgeführt. Dafür wurden Summenwerte der Niederträchtigen Neun in eine Rangreihe gebracht und jedem Wert die relative Position innerhalb dieser Rangreihe zugeordnet. Zusätzlich stellen wir Quartile und intervallskalierte z -Wert-Äquivalente zur Verfügung, die wir mit der von McCall (1939) vorgeschlagenen Flächentransformation erstellt haben. Es wurden sowohl Globalnormen als auch geschlechts- und altersspezifische Normen berechnet.

Ergebnisse

Faktorstruktur

Die beste Modellanpassung ergab sich für das zweifaktorielle Bifaktor-($S \cdot I - 1$)-Modell mit einem gemeinsamen Faktor für Machiavellismus und Psychopathie und einem Indikator für Machiavellismus als Referenz für den dunklen Kern. Generell hatten alle Typen von Bifaktor-Modellen mit Machiavellismus als Referenz eine gute Modellanpassung, wobei der Unterschied zwischen dem ($S - 1$)-Modell und dem dreifaktoriellen ($S \cdot I - 1$)-Modell sehr gering war. In den verschiedenen Stichproben (Stichprobe 1 und 2 jeweils ungewichtet und gewichtet) traten für alle drei Modelle vereinzelt Schätzprobleme und Anomalien auf (z. B. negative Ladungen oder Varianzen).

Für alle Typen von Bifaktor-Modellen mit Machiavellismus als Referenz fielen die Faktorladungen für die konstruktsspezifischen Faktoren Psychopathie und Narzissmus tendenziell etwas höher aus als für den dunklen Kern (Abbildung 1). Anders ist es bei Indikatoren für Machiavellismus im zweifaktoriellen und dreifaktoriellen ($S \cdot I - 1$)-Modell: Hierbei waren die Faktorladungen für den konstruktsspezifischen Faktor sehr gering, sodass dieser über den dunklen Kern hinaus wenig zur Varianzaufklärung beitrug. Ladungen für den dunklen Kern fielen stets am höchsten für Machiavellismus-Indikatoren und am geringsten für Psychopathie-Indikatoren aus (für Abbildungen der Modelle in allen Stichproben siehe ESM 2 – 5).

Eine akzeptable Modellanpassung ergab sich darüber hinaus auch für das dreifaktorielle Modell. Das hierarchische Modell konvergierte in den meisten Stichproben nicht. Das einfaktorielle Modell, das zweifaktorielle Modell und alle Typen von Bifaktor-Modellen mit Psychopathie und Narzissmus als Referenz hatten keine akzeptable Modellanpassung. Zudem gab es für diese beiden Gruppen von Bifaktor-Modellen gehäuft Schätzprobleme und Anomalien. Insgesamt fielen die Ergebnisse zwischen den verschiedenen Stichproben sehr ähnlich aus und werden hier daher nur

für die ungewichtete Stichprobe 1 dargestellt (Tabelle 2; siehe ESM 1, Tabelle S3 für die restlichen Stichproben).

Messinvarianz über das Geschlecht

Messinvarianz über das Geschlecht wurde für das dreifaktorielle Modell und für Bifaktor-Modelle mit Machiavellismus als Referenz untersucht (ESM 1, Tabelle S4). Für das dreifaktorielle Modell konnte in Stichprobe 1 strikte Invarianz belegt werden. In Stichprobe 2 jedoch konnte metrische Invarianz nicht belegt werden. Durch die Freisetzung der Ladung von Item 8² in der ungewichteten und Item 9 in der gewichteten Stichprobe konnte partielle metrische Invarianz belegt werden. Für Bifaktor-Modelle konnte metrische Invarianz in den meisten Stichproben nicht belegt werden. Durch die Freisetzung einer Ladung des dunklen Kerns konnte partielle metrische Invarianz belegt werden. Dabei handelt es sich um Item 5 in Stichprobe 1 und Item 8 in Stichprobe 2, in beiden Fällen Indikatoren für Psychopathie.

Messinvarianz über das Alter

Messinvarianz über das Alter wurde für das dreifaktorielle Modell und das Bifaktor-(S – 1)-Modell mit Machiavellismus als Referenz untersucht, da andere Bifaktor-Modelle Schätzprobleme oder größere Anomalien erzeugten. Multigruppenanalysen (ESM 1, Tabelle S5) und lokal gewichtete Strukturgleichungsmodelle mit simultaner Schätzung (ESM 1, Tabelle S6) führten insgesamt zu denselben Ergebnissen: In der gewichteten Stichprobe ergab sich häufig bereits für das konfigurale Modell eine nicht-akzeptable Modellgüte, sodass andere Formen der Invarianz nicht untersucht wurden. In der ungewichteten Stichprobe konnte metrische Invarianz belegt werden, nicht jedoch skalare Invarianz. Durch die Freisetzung von jeweils zwei Intercepts konnte zwar für die Multigruppenanalysen partielle skalare Invarianz belegt werden, nicht jedoch für die lokal gewichteten Strukturgleichungsmodelle. Für die Multigruppenanalysen ergaben sich durch die Gleichsetzung von Residualvarianzen im partiell skalaren Modell zusätzlich Probleme mit der strikten Invarianz, die durch die Freisetzung von zwei (dreifaktorielles Modell) bzw. drei (Bifaktor-(S – 1)-Modell) Residualvarianzen behoben werden konnten.

² Die Itemnummerierung bezieht sich auf Küfner et al. (2014).

Eine deskriptive Betrachtung des Zusammenhangs zwischen Fit-Indizes und dem Altersmoderator zeigte zudem auf, dass die Modellgüte mit steigendem Alter sinkt und etwa ab einem Alter von 65 keine akzeptablen Werte mehr erreicht (Abbildung 2). Während die Ladungen für das dreifaktorielle Modell und den dunklen Kern im Bifaktor-(S – 1)-Modell einigermaßen stabil waren, zeigten sich häufig größere Schwankungen und Veränderungen über das Alter für Ladungen der konstruktsspezifischen Faktoren im Bifaktor-(S – 1)-Modell (ESM 6 – 9). Außerdem lassen sich U-förmige Altersverläufe der Intercepts für Psychopathie-Indikatoren sowie leichte Abwärtstrends für die meisten anderen Indikatoren beobachten (Abbildung 3, siehe ESM 7 & ESM 9 für die gewichtete Stichprobe). Bei den Residuen waren insbesondere U-förmige Verläufe für Indikatoren für Psychopathie sowie ein Aufwärtstrend für Item 3 und 6 als Indikatoren für Narzissmus auffällig (siehe Abbildung 4 für das Bifaktor-(S – 1)-Modell, ESM 6 für das dreifaktorielle Modell und ESM 7 & ESM 9 für die gewichtete Stichprobe). Während die Kovarianz zwischen Machiavellismus und Psychopathie über das Alter relativ stabil war, stieg sie sowohl zwischen Machiavellismus und Narzissmus als auch zwischen Psychopathie und Narzissmus über das Alter an (ESM 6 & 7).

Normwerte

Die Normwerte sind in ESM 10 dargestellt. Anhand der Intervallmitten-Prozentränge kann für jeden Rohwert bestimmt werden, wie groß der prozentuelle Anteil der Referenzpopulation ist, der diesen Wert unter- oder überschreitet. Die Quartile geben an, in welches Viertel der Verteilung ein bestimmter Rohwert fällt. Durch lineare Transformation können z-Wert-Äquivalente in normalverteilte Standardnorm-Äquivalente (z. B. T-Werte) überführt werden (Schmidt-Atzert & Amelang, 2012).

Diskussion

In dieser Studie haben wir diverse psychometrische Eigenschaften der Niederträchtigen Neun (Küfner et al., 2014) betrachtet. Ein Vergleich verschiedener Faktorstrukturen ergab, dass Bifaktor-Modelle mit Machiavellismus als inhaltlicher Anker des dunklen Kerns die Skala am besten repräsentieren. Aber auch das von Paulhus und Williams (2002) theoretisch implizierte dreifaktorielle Modell erreichte eine akzeptable Modellanpassung. Über das Geschlecht ergaben sich Einschränkungen der metrischen Invarianz, partielle metrische Invarianz konnte jedoch belegt werden. Über das Alter konnte metrische Invarianz belegt werden, jedoch ergaben sich Einschränkungen der skalaren und strikten Invarianz.

Faktorstruktur

Konsistent über alle Stichproben hinweg waren lediglich Bifaktor-Modelle mit Machiavellismus als Referenz sowie das dreifaktorielle Modell grundsätzlich dazu geeignet, die DT zu repräsentieren, sodass vorangegangene Studien zur Faktorstruktur der DT auch für die Niederträchtigen Neun in einer deutschen Stichprobe bestätigt werden können (Kajonius et al., 2016; Savard et al., 2017; Wehner et al., 2020). Die beste Modellanpassung hatte das zweifaktorielle Bifaktor-(S·I – 1)-Modell mit einem gemeinsamen konstrukt-spezifischen Faktor für Machiavellismus und Psychopathie, was von Persson et al. (2019) auch für die Short Dark Triad belegt wurde. Dieses Ergebnis spricht für eine konzeptuelle Überschneidung von Machiavellismus und Psychopathie (Kajonius et al., 2016; Miller et al., 2017). Jedoch trugen konstrukt-spezifische Faktoren für Machiavellismus-Indikatoren sowohl in dem zweifaktoriellen als auch in dem dreifaktoriellen Bifaktor-(S·I – 1)-Modell über den dunklen Kern hinaus zu keinem großen Informationsgewinn bei. Aus diesem Grund scheint es gerechtfertigt, das weniger komplexe Bifaktor-(S – 1)-Modell ohne einen konstrukt-spezifischen Faktor für die Machiavellismus-Indikatoren zu bevorzugen.

Unterschiede in der Modellanpassung innerhalb von Bifaktor-Modellen desselben Typs mit verschiedenen Referenzen verdeutlichen die methodische und inhaltliche Bedeutung der Wahl der Referenz für Bifaktor-Modelle nach Eid et al. (2017). Neben der besten Passung von Machiavellismus für den dunklen Kern zeigte sich außerdem, dass Indikatoren für Psychopathie am geringsten mit dem dunklen Kern in Beziehung standen. Somit scheint Gefühlslosigkeit als das Merkmal, das die Psychopathie-Skala des Dreckigen Dutzends bzw. der Niederträchtigen Neun charakterisiert, den dunklen Kern weniger stark zu prägen als das Merkmal Manipulation, das die Machiavellismus-Skala charakterisiert (Klimstra et al., 2020). Die Überlegenheit von Modellen mit Machiavellismus als inhaltlicher Anker des dunklen Kerns sowie die beobachteten Ladungsmuster deuten darauf hin, dass Manipulation eine wichtige Rolle für den dunklen Kern spielt, was in der Vergangenheit bereits so vorgeschlagen wurde (Furnham et al., 2013; Vize et al., 2019).

Jedoch sollten Ergebnisse dieser Studie sowohl in Hinblick auf konzeptuelle Überlappungen von Machiavellismus und Psychopathie als auch in Hinblick auf einen durch Machiavellismus geprägten dunklen Kern mit Vorsicht interpretiert werden. Korrelationen zwischen Machiavellismus und den anderen beiden Konstrukten – insbesondere Psychopathie – fallen für das Dreckige Dutzend höher aus als für andere Skalen zur Erfassung der DT (Grosz et al., 2020; Muris et al., 2017). Zudem erfassen andere Skalen, beispielsweise die Short Dark Triad (Jones & Paulhus, 2014), eine größere Spannweite an Merkmalen, die für die einzelnen Konstrukte charakteristisch sind. Aus diesen Gründen könnten die Ergebnisse zur Faktorstruktur auch darauf zurückzuführen

sein, dass die Items des Dreckigen Dutzends und der Niederträchtigen Neun sich nicht dafür eignen, konzeptuelle Unterschiede zwischen den Konstrukten angemessen abzubilden (siehe Miller et al., 2012; Muris et al., 2017). Auch könnte die selektive Auswahl von unspezifischeren Items bei der Erstellung von Kurzskalen wie dem Dreckigen Dutzend dazu führen, dass die Varianzaufklärung durch einen dunklen Kern höher ausfällt und folglich zu einer Bevorzugung von Bifaktor-Modellen führt (Wehner et al., 2020). Somit bleibt die Frage offen, ob die Überlegenheit von Bifaktor-Modellen mit Machiavellismus als inhaltlicher Anker für den dunklen Kern sich auch für andere Skalen zur Erfassung der DT replizieren lässt.

Messinvarianz

Über verschiedene Messmodelle hinweg ergaben sich Einschränkungen der metrischen Invarianz über das Geschlecht. Dies steht im Widerspruch zu vorangegangenen Studien, die metrische (Klimstra et al., 2020) oder skalare (Jonason et al., 2020; Klimstra et al., 2014) Invarianz für verschiedene Sprachversionen des Dreckigen Dutzends belegen konnten. Jedoch konnte in dieser Studie durch die Freisetzung einer einzelnen Ladung partielle metrische Invarianz belegt werden. Als problematische Items wurden hauptsächlich Indikatoren für Psychopathie identifiziert, für die bei Frauen geringere Ladungen beobachtet wurden als bei Männern. Sowohl die inhaltliche Zusammensetzung des Psychopathie-Konstrukts im dreifaktoriellen Modell als auch die Überlappung von Psychopathie mit dem dunklen Kern in Bifaktor-Modellen scheint sich zwischen Männern und Frauen zu unterscheiden. Möglicherweise neigen Frauen aufgrund von Geschlechternormen dazu, insbesondere Items zu Psychopathie sozial erwünscht zu beantworten. Eine weitere mögliche Erklärung könnte in geschlechtsspezifischen Beziehungen zwischen bestimmten Merkmalen und Konstrukten der DT liegen. So zeigten Jonason et al. (2013), dass Empathie bei Männern mit Psychopathie in Beziehung steht, bei Frauen jedoch mit Narzissmus. Basierend auf unseren Ergebnissen empfehlen wir, für das Konstrukt Psychopathie Geschlechtervergleiche nur mit Vorsicht zu interpretieren, wenn die Niederträchtigen Neun bzw. das Dreckige Dutzend verwendet werden.

Über eine Altersspanne von 14 bis 80 hinweg ergaben sowohl Multigruppenanalysen als auch lokal gewichtete Strukturgleichungsmodelle Einschränkungen der skalaren und strikten Invarianz, sodass Itemschwierigkeiten und Messgenauigkeit in Abhängigkeit des Alters zu variieren scheinen. Auch Klimstra et al. (2020) konnten skalare Invarianz für nicht-angrenzende Altersgruppen nicht belegen. Durch die Freisetzung mehrerer Modellparameter aller drei Konstrukte konnte im Rahmen der Multigruppenanalyse partielle skalare und strikte Invarianz belegt werden. Außerdem sank die Modellgüte über das Alter, sodass ab einem Alter von etwa 65 Jahren die untersuchten Messmodelle die DT nicht mehr adäquat abzubilden scheinen. Aus diesem Grund sollte bei der

Befragung von älteren Personen mit der Niederträchtigen Neun bzw. dem Dreckigen Dutzend die Ergebnisinterpretation nur mit großer Vorsicht und nicht ohne eine Überprüfung der psychometrischen Qualität in der jeweils verwendeten Stichprobe erfolgen. Für Altersvergleiche sollten die Skalen nicht bzw. nicht ohne eine Prüfung der Messinvarianz vorab erfolgen – vor allem, wenn Personen verglichen werden sollen, die bezüglich ihres Alters weiter auseinanderliegen.

Limitationen und Ausblick

Eine Limitation dieser Studie ist die Anzahl der Studienabbrecher:innen in der dritten Welle, was die Repräsentativität der Stichprobe einschränkt. Jedoch wurde versucht, dies durch die Verwendung von Gewichten zu kompensieren. Vereinzelte Abweichungen zwischen der ungewichteten und gewichteten Stichprobe schränken allerdings die Robustheit mancher Ergebnisse ein. Dies betrifft vor allem Messinvarianzanalysen über das Alter, wobei sich für die ungewichtete Stichprobe metrische Invarianz ergab, in der gewichteten jedoch konfigurale Invarianz nicht bestätigt werden konnte.

Eine weitere Limitation ist das querschnittliche Design. Eine längsschnittliche Betrachtung der DT wäre zukünftig in Hinblick auf das Alter interessant. Die aktuelle Studienlage lässt es selten zu, entwicklungsbedingte Verläufe von Kohortenunterschieden als mögliche Ursachen beobachteter Altersunterschiede der DT trennen zu können. Außerdem zeigen die Ergebnisse dieser Studie, dass auch Unterschiede der Itemschwierigkeiten beobachtete Altersunterschiede bedingt haben könnten. Längsschnittliche Studien würden eine Untersuchung der längsschnittlichen Messinvarianz ermöglichen und aufzeigen, ob Itemschwierigkeiten sich innerhalb von Personen mit steigendem Alter verändern oder ob Schwierigkeitsunterschiede zwischen verschiedenen Altersgruppen eher auf Kohortenunterschiede zurückzuführen sind.

Personen mit erhöhten Ausprägungen aversiver Persönlichkeitsmerkmale neigen besonders dazu, auf Fragen zu negativ besetzten Eigenschaften sozial erwünscht zu antworten (Muris et al., 2017; Pineda, Sandín & Muris, 2020). Dies stellt eine wichtige Limitation der vorliegenden Studie dar, insbesondere da die Daten anhand persönlicher Interviews erhoben wurden. Solche Antwortverzerrungen auf Items zur DT könnten sich auch systematisch in Abhängigkeit der in dieser Studie betrachteten Merkmale Geschlecht und Alter unterscheiden, was auch eine mögliche Erklärung für Einschränkungen der Messinvarianz sein könnte und zukünftig untersucht werden sollte.

Fazit

Mit der vorliegenden Studie wurden verschiedene psychometrische Eigenschaften der Niederträchtigen Neun mit einer repräsentativen deutschen Stichprobe untersucht, die zuvor auch für die Ursprungsversion der Skala, das Dreckige Dutzend, selten oder auf unzureichende Weise in deutschen Stichproben betrachtet wurden. Durch einen Vergleich verschiedener Faktorstrukturen wurde gezeigt, dass die Wahl des Referenzkonstrukts bei Bifaktor-Modellen entscheidend ist und dass Machiavellismus sich am besten als inhaltlicher Anker für den dunklen Kern eignet. Über das Geschlecht ergaben sich Einschränkungen der metrischen Invarianz, die hauptsächlich auf Indikatoren von Psychopathie zurückzuführen sind. Partielle metrische Invarianz konnte jedoch belegt werden. Über das Alter konnte metrische Invarianz belegt werden, jedoch ergaben sich Einschränkungen der skalaren und strikten Invarianz. Außerdem wurden erstmals Normwerte für die DT zur Verfügung gestellt, was eine individualdiagnostische Einordnung der Niederträchtigen Neun in Anwendungskontexten wie Coaching oder Interventionen ermöglicht.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar: <https://econtent.hogrefe.com/doi/10.1026/0012-1924/a000292>

ESM 1. Tabellen S1 – Tabelle S6

ESM 2. Abbildungen der Faktorstrukturen – Stichprobe 1 ungewichtet

ESM 3. Abbildungen der Faktorstrukturen – Stichprobe 1 gewichtet

ESM 4. Abbildungen der Faktorstrukturen – Stichprobe 2 ungewichtet

ESM 5. Abbildungen der Faktorstrukturen – Stichprobe 2 gewichtet

ESM 6. Abbildungen LSEM – Dreifaktorielles Modell ungewichtet

ESM 7. Abbildungen LSEM – Dreifaktorielles Modell gewichtet

ESM 8. Abbildungen LSEM – Bifaktor-(S – 1)-Modell ungewichtet

ESM 9. Abbildungen LSEM – Bifaktor-(S – 1)-Modell gewichtet

ESM 10. Normwerte

Literatur

- Bentler, P. M. (1990). Comparative Fit Indexes in Structural Models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238–246. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.107.2.238>
- Brosseau-Liard, P. E. & Savalei, V. (2014). Adjusting Incremental Fit Indices for Nonnormality. *Multivariate Behavioral Research*, 49(5), 460–470. <https://doi.org/10.1080/00273171.2014.9336974>
- Brosseau-Liard, P. E., Savalei, V. & Li, L. (2013). An investigation of the sample performance of two nonnormality corrections for RMSEA. *Multivariate Behavioral Research*, 47(6), 904–930. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715252>
- Browne, M. W. & Cudeck, R. (1992). Alternative ways of assessing model fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230–258. <https://doi.org/10.1177/0049124192021002005>
- Byrne, B. M., Shavelson, R. J. & Muthén, B. (1989). Testing for the equivalence of factor covariance and mean structures: The issue of partial measurement invariance. *Psychological Bulletin*, 105(3), 456–466. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.105.3.456>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 233–255. https://doi.org/10.1207/S15328007SEM0902_5
- Die Zeit, X., infas Institut für angewandte Sozialwissenschaft GmbH, X. & Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, X. (2015). *Das Vermächtnis – die Welt, die wir erleben wollen*. (Band 3. Welle). Verfügbar unter: <https://www.infas.de/service/das-vermaechtnis/>
- Eid, M., Geiser, C., Koch, T. & Heene, M. (2017). Anomalous results in G-factor models: Explanations and alternatives. *Psychological Methods*, 22(3), 541–562. <https://doi.org/10.1037/met0000083>
- Furnham, A., Richards, S. C. & Paulhus, D. L. (2013). The Dark Triad of Personality: A 10 year review. *Social and Personality Psychology Compass*, 7(3), 199–216. <https://doi.org/10.1111/spc3.12018>
- Grosz, M. P., Harms, P. D., Dufner, M., Kraft, L. & Wetzel, E. (2020). Reducing the overlap between machiavellianism and subclinical psychopathy: The M7 and P7 scales. *Collabra: Psychology*, 6(1), 1–16. <https://doi.org/10.1525/collabra.17799>
- Hildebrandt, A., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Sommer, C. & Wilhelm, O. (2016). Exploring Factor Model Parameters across Continuous Variables with Local Structural Equation Models. *Multivariate Behavioral Research*, 51(2–3), 257–258. <https://doi.org/10.1080/00273171.2016.1142856>
- Hildebrandt, A., Wilhelm, O. & Robitzsch, A. (2009). Complementary and competing factor analytic approaches for the investigation of measurement invariance. *Review of Psychology*, 16(2), 87–102.
- Hu, L.-T. & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R.H. Hoyle (Hrsg.), *Structural equation modeling: Concepts, issues, and applications* (S. 76–99). London: Sage.
- IBM Corp. Released 2021. IBM SPSS Statistics for Macintosh, Version 28.0.
- Jonason, P. K., Li, N. P. & Teicher, E. A. (2010). Who is James Bond?: The dark triad as an agentic social style. *Individual Differences Research*, 8(2), 111–120.
- Jonason, P. K., Lyons, M., Bethell, E. J. & Ross, R. (2013). Different routes to limited empathy in the sexes: Examining the links between the Dark Triad and empathy. *Personality and Individual Differences*, 54(5), 572–576. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2012.11.009>
- Jonason, P. K. & Webster, G. D. (2010). The Dirty Dozen: A concise measure of the dark triad. *Psychological Assessment*, 22(2), 420–432. <https://doi.org/10.1037/a0019265>

- Jonason, P. K., Žemojtel-Piotrowska, M., Piotrowski, J., Sedikides, C., Campbell, W. K., Gebauer, J. E. et al. (2020). Country-Level correlates of the Dark Triad traits in 49 countries. *Journal of Personality*, 88(6), 1–16. <https://doi.org/10.1111/jopy.12569>
- Jones, D. N. & Figueredo, A. J. (2013). The Core of Darkness: Uncovering the Heart of the Dark Triad. *European Journal of Personality*, 27(6), 521–531. <https://doi.org/10.1002/per.1893>
- Jones, D. N. & Paulhus, D. L. (2014). Introducing the Short Dark Triad (SD3): A brief measure of dark personality traits. *Assessment*, 21(1), 28–41. <https://doi.org/10.1177/1073191113514105>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M. & Rosseel, Y. (2019). semTools: Useful tools for structural equation modeling, *R package*.
- Kajonius, P. J., Persson, B. N., Rosenberg, P. & Garcia, D. (2016). The (mis)measurement of the Dark Triad Dirty Dozen: Exploitation at the core of the scale. *PeerJ*, 4, e1748. <https://doi.org/10.7717/peerj.1748>
- Klimstra, T. A., Jeronimus, B. F., Sijtsma, J. J. & Denissen, J. J. A. (2020). The unfolding dark side: Age trends in dark personality features. *Journal of Research in Personality*, 85, 103915. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.103915>
- Klimstra, T. A., Sijtsma, J. J., Henrichs, J. & Cima, M. (2014). The Dark Triad of personality in adolescence: Psychometric properties of a concise measure and associations with adolescent adjustment from a multi-informant perspective. *Journal of Research in Personality*, 53, 84–92. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2014.09.001>
- Korkmaz, S., Goksuluk, D. & Zararsiz, G. (2014). MVN: An R package for assessing multivariate normality. *The R Journal*, 6(2), 151–162.
- Küfner, A. C. P., Dufner, M. & Back, M. D. (2014). Das Dreckige Dutzend und die Niederträchtigen Neun. Kurzskaalen zur Erfassung von Narzissmus, Machiavellismus und Psychopathie. *Diagnostica*, 61(2), 2014. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000124>
- Lumley, T. (2004). Analysis of complex survey samples. *Journal of Statistical Software*, 9, 1–19. <https://doi.org/10.18637/jss.v009.i08>
- Malesza, M., Ostaszewski, P., Büchner, S. & Kaczmarek, M. C. (2019). The adaptation of the Short Dark Triad personality measure – psychometric properties of a German sample. *Current Psychology*, 38(3), 855–864. <https://doi.org/10.1007/s12144-017-9662-0>
- McCall, W. A. (1939). *Measurement*. New York: Macmillan.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum
- Miller, J. D., Few, L. R., Seibert, L. A., Watts, A., Zeichner, A. & Lynam, D. R. (2012). An examination of the Dirty Dozen measure of psychopathy: A cautionary tale about the costs of brief measures. *Psychological Assessment*, 24(4), 1048–1053. <https://doi.org/10.1037/a0028583>
- Miller, J. D., Hyatt, C. S., Maples-Keller, J. L., Carter, N. T. & Lynam, D. R. (2017). Psychopathy and machiavellianism: A distinction without a difference? *Journal of Personality*, 85(4), 439–453. <https://doi.org/10.1111/jopy.12251>
- Muris, P., Merckelbach, H., Otgaar, H. & Meijer, E. (2017). The malevolent side of human nature: A meta-analysis and critical review of the literature on the Dark Triad (Narcissism, Machiavellianism, and Psychopathy). *Perspectives on Psychological Science*, 12(2), 183–204. <https://doi.org/10.1177/1745691616666070>
- Oberski, D. (2014). lavaan.survey: An R Package for Complex Survey Analysis of Structural Equation Models. *Journal of Statistical Software*, 57(1), 1–27.
- Paulhus, D. L. & Jones, D. N. (2015). Measures of Dark Personalities. In G.J. Boyle, D.H. Saklofske & G. Matthews (Hrsg.), *Measures of Personality and Social Psychological Constructs* (S. 562–594). San Diego: Academic Press. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-386915-9.00020-6>

- Paulhus, D. L. & Williams, K. M. (2002). The Dark Triad of personality: Narcissism, Machiavellianism, and psychopathy. *Journal of Research in Personality*, 36(6), 556–563. [https://doi.org/10.1016/S0092-6566\(02\)00505-6](https://doi.org/10.1016/S0092-6566(02)00505-6)
- Pechorro, P., Jonason, P. K., Raposo, V. & Maroco, J. (2021). Dirty dozen: A concise measure of dark triad traits among at-risk youths. *Current Psychology*, 40(7), 3522–3531. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-019-00288-9>
- Persson, B. N., Kajonius, P. J. & Garcia, D. (2019). Revisiting the Structure of the Short Dark Triad. *Assessment*, 26(1), 3–16. <https://doi.org/10.1177/1073191117701192>
- Pineda, D., Sandín, B. & Muris, P. (2020). Psychometrics properties of the Spanish version of two Dark Triad scales: The Dirty Dozen and the Short Dark Triad. *Current Psychology*, 39(5), 1873–1881. *Current Psychology*. <https://doi.org/10.1007/s12144-018-9888-5>
- Reise, S. P. (2012). The Rediscovery of Bifactor Measurement Models. *Multivariate Behavioral Research*, 47(5), 667–696. <https://doi.org/10.1080/00273171.2012.715555>
- Revelle, W. (2017). psych: Procedures for personality and psychological research. Evanston, Illinois: Northwestern University. Verfügbar unter: <https://cran.r-project.org/package=psych> Version = 1.7.8
- Robitzsch, A. (2020). sirt: Supplementary Item Response Theory Models. *R package version 3.9-4*. Verfügbar unter: <https://cran.r-project.org/package=sirt>
- Rogoza, R., Žemojtel-Piotrowska, M., Jonason, P. K., Piotrowski, J., Campbell, K. W., Gebauer, J. E. et al. (2020). Structure of Dark Triad Dirty Dozen across eight world regions. *Assessment*. <https://doi.org/10.1177/1073191120922611>
- 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>
- Sabouri, S., Gerber, M., Bahmani, D. S., Lemola, S., Clough, P. J., Kalak, N. et al. (2016). Examining Dark Triad traits in relation to mental toughness and physical activity in young adults. *Neuropsychiatric Disease and Treatment*, 12, 229–235. <https://doi.org/10.2147/NDT.S97267>
- Satorra, A. & Bentler, P. (2001). A scaled difference chi-square test statistic for moment structure analysis. *Psychometrika*, 66(4), 507–514.
- Savard, C., Simard, C. & Jonason, P. K. (2017). Psychometric properties of the French-Canadian version of the Dark Triad Dirty Dozen. *Personality and Individual Differences*, 119(September 2018), 122–128. Elsevier Ltd. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.06.044>
- Schmidt-Atzert, L. & Amelang, M. (2012). Grundlagen diagnostischer Verfahren. *Psychologische Diagnostik* (5. Auflage, S. 35–174). Berlin Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-17001-0_2
- van de Schoot, R., Lugtig, P. & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 37–41. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Spurk, D. & Hirschi, A. (2018). The Dark Triad and competitive psychological climate at work: A model of reciprocal relationships in dependence of age and organization change. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 27(6), 736–751. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2018.1515200>
- Vandenberg, R. J. & Lance, C. E. (2000). A review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices, and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods*, 3(1), 4–69. <https://doi.org/10.1177/109442810031002>
- Vize, C. E., Collison, K. L., Miller, J. D. & Lynam, D. R. (2019). The „Core“ of the Dark Triad: A Test of Competing Hypotheses. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment*, 11(2), 91–99. <https://doi.org/10.1037/per0000386>
- Wehner, C., Maaß, U., Leckelt, M., Back, M. D. & Ziegler, M. (2020). Validation of the Short Dark Triad in a

German sample: Structure, nomological network, and an ultrashort version. *European Journal of Psychological Assessment*. <https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000617>

Woerner, W., Müller, C. & Hasselhorn, M. (2017). Bedeutung und Berechnung der Prozentränge und T-Werte beim Erstellen von Testnormen: Anmerkungen und Empfehlungen. In U. Trautwein & M. Hasselhorn (Hrsg.), *Begabungen und Talente. Jahrbuch der pädagogisch-psychologischen Diagnostik. Tests und Trends (Bd. 15)* (S. 245–267). Göttingen: Hogrefe.

Tabellen

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken, Reliabilität und Korrelationen der Niederträchtigen Neun.

Subskala	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	<i>r</i>	
					Psychopathie	Narzissmus
Machiavellismus	3.28	1.36	.70	.70	.41	.50
Psychopathie	2.37	1.20	.62	.62		.23
Narzissmus	3.28	1.36	.78	.78		

Anmerkungen: *M* = Mittelwert; *SD* = Standardabweichung; α = Cronbachs α ; ω = Omega (McDonald, 1999); α und ω beziehen sich auf das dreifaktorielle Modell der Dunklen Triade; *r* = Pearson-Korrelation.

Tabelle 2. Untersuchung der Faktorstrukturen mit Stichprobe 1 (ungewichtet).

Modell	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	AIC	BIC	MLR- χ^2	<i>df</i>
Einfaktorielles Modell	.152	.736	.648	.097	21 936.256	22 017.654	371.435	27
Zweifaktorielles Modell	.106	.876	.828	.072	21 711.723	21 797.642	188.970	26
Dreifaktorielles Modell	.072	.948	.922	.050	21 597.520	21 692.484	92.028	24
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. M) ¹	.066	.962	.934	.041	21 577.352	21 685.883	72.584	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. P) ¹	.108	.897	.824	.078	21 679.011	21 787.542	169.175	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. N) ¹	.094	.922	.866	.079	21 642.244	21 750.774	123.378	21
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. M) ²	.057	.974	.951	.032	21 559.577	21 677.152	53.493	19
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. P) ^{2*}	.104	.913	.835	.068	21 655.240	21 772.815	148.863	19
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. N) ^{2*}	.094	.929	.866	.045	21 631.698	21 749.272	109.797	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. M) ²	.070	.961	.926	.041	21 581.031	21 698.606	69.667	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. P) ²	.115	.894	.798	.076	21 682.865	21 800.439	207.940	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. N) ^{2*}	.096	.925	.858	.079	21 639.640	21 757.215	110.327	19

Anmerkungen: ¹Als Referenzfaktor wurde Machiavellismus (M), bzw. Psychopathie (P) oder Narzissmus (N) gewählt; ²Als Referenz wurde ein Indikator für Machiavellismus (M), bzw. Psychopathie (P) oder Narzissmus (N) gewählt; *Für dieses Modell wurden Anomalien beobachtet (z. B. negative Ladungen oder Varianzen); RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; AIC = Akaike Information Criterion; BIC = Bayesian Information Criterion; MLR = Robuste Maximum-Likelihood-Schätzung.

Abbildungen

Abbildung 1. (a) Dreifaktorielles Modell, (b) Bifaktor-(S – 1)-Modell, (c) Bifaktor-(S·I – 1)-Modell mit zwei konstruktsspezifischen Faktoren und (d) Bifaktor-(S·I – 1)-Modell mit drei konstruktsspezifischen Faktoren.

Anmerkungen: Es werden unstandardisierte Werte dargestellt; Mach = Machiavellismus; Psyc = Psychopathie; Narz = Narzissmus; DK = Dunkler Kern; m = Indikator für Machiavellismus; p = Indikator für Psychopathie; n = Indikator für Narzissmus; Die Itemnummerierung bezieht sich auf die Nummerierung in Küfner et al. (2014).

Abbildung 2. Modellgüte in Abhängigkeit verschiedener Ausprägungen der Moderatorvariable Alter.

Anmerkungen: RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index.

Abbildung 3. Intercepts in Abhängigkeit verschiedener Ausprägungen der Moderatorvariable Alter.

Anmerkungen: Die Itemnummerierung bezieht sich auf die Nummerierung in Kűfner et al. (2014).

Abbildung 4. Residuen in Abhängigkeit verschiedener Ausprägungen der Moderatorvariable Alter für das Bifaktor-(S – 1)-Modell.

Anmerkungen: Die Itemnummerierung bezieht sich auf die Nummerierung in Kűfner et al. (2014).

ESM 1

Tabelle S1. Stichprobenbeschreibende Merkmale für die ungewichtete und gewichtete Stichprobe.

Variable	Kategorie	Ungewichtet	Gewichtet	Nur Anpassungs- gewicht
Geschlecht	Männlich %	48.0	48.6	49.2
	Weiblich %	52.0	51.4	50.8
Alter	Mittelwert	49.03	46.64	49.01
	Standardabweichung	19.13	17.17	18.45
	Jugendliche (14 – 17 Jahre) %	8.0	3.8	6.3
	Junges Erwachsenenalter (18 – 29 Jahre) %	13.9	18.2	4.7
	Mittleres Erwachsenenalter (30 – 49 Jahre) %	22.8	35.7	26.6
	Spätes Erwachsenenalter (50 – 65 Jahre) %	31.5	26.9	30.7
	Ältere (66 – 80 Jahre) %	23.8	15.4	21.8
Haupterwerbsstatus	Vollzeiterwerbstätig %	32.4	36.5	33.2
	Teilzeiterwerbstätig %	12.0	6.2	8.8
	Altersteilzeit %	0.9	0.3	0.6
	Geringfügig erwerbstätig %	3.6	5.4	4.4
	„Ein-Euro-Job“ (bei Bezug von Arbeitslosen- geld II) %	0.2	0.8	0.5
	Gelegentlich oder unregelmäßig beschäftigt %	0.3	0.1	0.2
	In einer beruflichen Ausbildung/Lehre %	2.2	1.9	2.3
	In Umschulung %	0.1	1.3	0.4
	(Bundes-)Freiwilligendienst/ Freiwilliges Sozia- les Jahr / Freiwilliges ökologisches Jahr %	0.1	0	0.1
	Mutterschafts-, Erziehungsurlaub, Elternzeit oder sonstige Beurlaubung %	1.9	4.9	2.4
	Nicht erwerbstätig (einschließlich Schüler:innen oder Studierende) %	46.2	42.5	47.1
Berufliche Stellung	Arbeiter:in %	10.3	28.7	15.9
	Angestellte:r %	64.4	58.2	63.9
	Beamte:r/ Richter:in/ Berufssoldat:in %	12.4	4.1	8.4
	Landwirte %	1.0	1.1	1.2
	Akademischer freier Beruf (z.B. Arzt mit eige- ner Praxis) %	1.4	0.4	0.9
	Selbstständige:r in Handel %	7.1	4.2	6.1
	Mithelfende:r Familienangehörige:r %	0.7	0.5	0.7
	In Ausbildung %	2.0	2.5	2.2
	War noch nie erwerbstätig %	0.6	0.4	0.6
Familienstand	Verheiratet zusammenlebend %	54.9	47.1	52.0
	In eingetragener Lebenspartnerschaft zusam- menlebend (gleichgeschlechtlich) %	0.1	0.1	0.2
	Verheiratet getrenntlebend %	2.2	2.7	2.2
	Ledig %	29.2	33.2	30.2
	Geschieden %	8.3	11.9	9.9
Staatsangehörigkeit	Verwitwet %	5.3	5.0	5.5
	Deutsch %	95.2	81.6	92.9
	Andere %	3.0	16.2	5.6
	Deutsch und Andere %	1.8	2.2	1.5

Variable	Kategorie	Ungewichtet	Gewichtet	Nur Anpassungs- gewicht
Netto-Haushaltseinkommen	Mittelwert	3632.8	2875.2	3336.4
	Standardabweichung	2674.2	1636.2	2252.8
Migrationshintergrund	Kein Migrationshintergrund %	80.7	69.2	78.7
	2./3. Generation %	12.5	11.7	12.3
	1. Generation	6.8	19.1	8.9

Anmerkungen: Für die gewichtete Stichprobe wurden sowohl Anpassungs- als auch Panelgewichte verwendet. Die letzte Spalte („Nur Anpassungsgewicht“) dient lediglich der Information über die Repräsentativität der Stichprobe und wurde nicht für die Datenanalysen verwendet.

Tabelle S2. Deskriptive Statistiken und Korrelationen der Items.

Item	Subskala	MW	SD	r								
				2	3	4	5	6	7	8	9	
1	M	2.75	1.56	.20	.37	.40	.19	.28	.41	.25	.32	
2	P	2.85	1.76		.12	.22	.42	.10	.18	.30	.12	
3	N	3.26	1.64			.27	.11	.62	.36	.17	.50	
4	M	2.63	1.65				.33	.23	.49	.31	.30	
5	P	2.16	1.52					.13	.22	.34	.18	
6	N	3.63	1.66						.40	.13	.49	
7	M	2.82	1.62							.28	.42	
8	P	2.11	1.49								.28	
9	N	2.93	1.59									

Anmerkungen: M = Machiavellismus; P = Psychopathie; N= Narzissmus; MW = Mittelwert; SD = Standardabweichung; r = Pearson-Korrelation; Itemnummerierung bezieht sich auf die Nummerierung in Küfner et al. (2014).

Tabelle S3. Untersuchung der Faktorstrukturen.

Modell	RMSEA	CFI	TLI	SRMR	AIC	BIC	MLR- χ^2	df
Stichprobe 1 gewichtet								
Einfaktorielles Modell	.153	.741	.655	.097	22 415.472	22 537.568	86.052	27
Zweifaktorielles Modell	.104	.886	.843	.082	22 154.606	22 281.225	53.844	26
Dreifaktorielles Modell	.063	.962	.943	.062	21 999.761	22 135.424	34.638	24
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. M) ¹	.060	.969	.947	.051	21 987.319	22 136.548	28.912	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. P) ¹	.101	.912	.849	.084	22 083.579	22 232.808	43.205	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. N) ¹	.113	.891	.813	.096	22 108.619	22 257.848	50.732	21
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. M) ^{2*}	.054	.978	.958	.049	21 969.800	22 128.073	24.431	19
Stichprobe 2 ungewichtet								
Einfaktorielles Modell	.141	.755	.673	.091	22 186.103	22 267.527	321.347	27
Zweifaktorielles Modell	.101	.879	.832	.070	22 001.210	22 087.158	173.198	26
Dreifaktorielles Modell	.072	.943	.914	.049	21 906.229	22 001.224	93.390	24
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. M) ¹	.058	.967	.944	.034	21 871.437	21 980.002	61.632	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. P) ¹	.102	.901	.830	.067	21 969.664	22 078.230	149.781	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. N) ¹	.096	.913	.850	.069	21 953.565	22 062.130	128.818	21
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. M) ²	.053	.976	.954	.027	21 860.506	21 978.119	49.566	19
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. P) ^{2*}	.097	.918	.845	.060	21 946.185	22 063.798	124.075	19
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. N) ^{2*}	.099	.916	.840	.047	21 950.532	22 068.145	124.693	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. M) ^{2*}	.062	.966	.936	.034	21 875.435	21 993.047	58.887	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. P) ²	.101	.912	.834	.060	21 956.980	22 074.593	122.775	19
Bifaktor-(S·I – 1) (Ref. N) ^{2*}	.099	.916	.840	.070	21 952.054	22 069.667	117.981	19
Stichprobe 2 gewichtet								
Einfaktorielles Modell	.077	.902	.870	.062	22 423.688	22 545.824	42.244	27
Zweifaktorielles Modell	.075	.911	.877	.061	22 412.936	22 539.595	39.580	26
Dreifaktorielles Modell	.062	.942	.914	.052	22 371.186	22 506.892	32.642	24
Hierarchisches Modell	.062	.942	.914	.052	22 371.186	22 506.892	32.642	24
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. M) ^{1*}	.061	.952	.918	.046	22 348.923	22 498.201	27.940	21
Bifaktor-(S – 1) Modell (Ref. N) ¹	.063	.949	.913	.048	22 356.129	22 505.407	28.270	21
Zwei-Bifaktor Modell (Ref. P) ^{2*}	.085	.916	.841	.055	22 383.705	22 542.030	30.716	19

Anmerkungen: ¹Als Referenzfaktor wurde Machiavellismus (M), bzw. Psychopathie (P) oder Narzissmus (N) gewählt; ²Als Referenz wurde ein Indikator für Machiavellismus (M), bzw. Psychopathie (P) oder Narzissmus (N) gewählt; *Für dieses Modell wurden Anomalien beobachtet (z. B. negative Ladungen oder Varianzen); Modelle, die Konvergenz- und größere Schätzprobleme erzeugt haben, werden in der Tabelle nicht dargestellt; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis Index; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual; AIC = Akaike Information Criterion; BIC = Bayesian Information Criterion; MLR = Robuste Maximum-Likelihood-Schätzung.

Tabelle S4. Messinvarianzanalysen über das Geschlecht.

Modell	RMSEA	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI	NCI	Δ NCI	Gamma-hat	Δ Gamma-hat	χ^2	df	p
Dreifaktorielles Modell											
Stichprobe 1 ungewichtet											
Konfigural	.072	-	.945	-	.933	-	.977	-	-	-	-
Metrisch	.070	-.002	.942	-.003	.929	-.004	.976	-.001	9.129	6	.166
Skalar	.069	-.001	.938	-.004	.924	-.005	.974	-.002	13.555	6	.035
Strikt	.063	-.006	.940	.002	.924	.000	.975	.001	6.730	9	.665
Mittelwerte	.071	.008	.921	-.019	.904	-.020	.968	-.007	29.917	3	<.001
Stichprobe 1 gewichtet											
Konfigural	.075	-	.944	-	.797	-	.995	-	-	-	-
Metrisch	.063	-.012	.956	.012	.793	-.004	.996	.001	2.409	6	.878
Skalar	.061	-.002	.954	-.002	.779	-.014	.995	-.001	6.704	6	.349
Strikt	.045	-.016	.971	.017	.763	-.016	.997	.002	5.141	9	.822
Mittelwerte	.043	-.002	.973	.002	.759	-.004	.997	.000	2.349	3	.503
Stichprobe 2 ungewichtet											
Konfigural	.066	-	.947	-	.941	-	.981	-	-	-	-
Metrisch	.070	.004	.934	-.013	.928	-.013	.976	-.005	24.378	6	<.001
Metrisch ($\lambda 8$ frei) ¹	.063	-.003	.947	.000	.941	.000	.981	.000	4.955	5	.421
Skalar ($\lambda 8$ frei) ²	.061	-.002	.945	-.002	.938	-.003	.980	-.001	9.377	6	.153
Strikt ($\lambda 8$ frei)	.057	-.004	.944	-.001	.935	-.003	.980	.000	9.449	9	.397
Mittelwerte ($\lambda 8$ frei)	.080	.023	.886	-.058	.883	-.052	.961	-.019	75.914	3	<.001
Stichprobe 2 gewichtet											
Konfigural	.070	-	.925	-	.790	-	.996	-	-	-	-
Metrisch	.078	.008	.896	-.029	.757	-.033	.994	-.002	11.519	6	.074
Metrisch ($\lambda 9$ frei) ¹	.066	-.004	.927	.002	.780	-.010	.996	.000	4.576	5	.470
Skalar ($\lambda 9$ frei) ²	.070	.004	.908	-.019	.756	-.024	.994	.000	10.250	6	.115
Skalar ($\lambda 9$ & $\alpha 3$ frei) ²	.067	.001	.919	-.008	.765	-.015	.995	-.001	6.841	5	.233
Strikt ($\lambda 9$ & $\alpha 3$ frei) ³	.055	-.012	.935	.016	.714	-.051	.997	.002	7.697	9	.565
Mittelwerte ($\lambda 9$ & $\alpha 3$ frei)	.079	.024	.863	-.072	.671	-.043	.993	-.004	27.598	3	<.001
Bifaktor-(S-1) Modell (Referenzfaktor Machiavellismus)											
Stichprobe 1 ungewichtet											
Konfigural	.067	-	.959	-	.950	-	.982	-	-	-	-

Modell	RMSEA	ΔRMSEA	CFI	ΔCFI	NCI	ΔNCI	Gamma-hat	ΔGamma-hat	χ^2	df	p
Metrisch	.067	.000	.947	-.012	.935	-.015	.978	-.004	27.208	12	.007
Metrisch (DK λ5 frei) ¹	.065	-.002	.951	-.008	.939	-.011	.980	-.002	20.662	11	.037
Skalar (DK λ5 frei) ²	.063	-.002	.949	-.002	.937	-.002	.978	-.002	9.417	6	.151
Strikt (DK λ5 frei)	.056	-.007	.953	.004	.938	.001	.980	.002	4.847	9	.847
Mittelwerte (DK λ5 frei)	.065	.009	.934	-.019	.918	-.020	.973	-.007	33.012	3	<.001
Stichprobe 1 gewichtet											
Konfigural	.068	-	.960	-	.820	-	.996	-	-	-	-
Metrisch	.046	-.022	.976	.016	.803	-.017	.998	.002	7.357	12	.833
Skalar	.043	-.003	.976	.000	.791	-.012	.998	.000	5.778	6	.449
Strikt	.018	-.025	.996	.020	.775	-.016	1.00	.002	4.833	9	.849
Mittelwerte	.019	.001	.994	-.002	.769	-.006	.999	-.001	3.469	3	.325
Stichprobe 2 ungewichtet											
Konfigural	.058	-	.964	-	.959	-	.987	-	-	-	-
Metrisch	.062	.004	.948	-.016	.942	-.017	.981	-.006	31.336	12	.002
Metrisch (DK λ8 frei) ¹	.058	.000	.956	-.008	.950	-.009	.984	-.003	20.949	11	.034
Skalar (DK λ8 frei) ²	.054	-.004	.957	.001	.951	.001	.984	.000	4.202	6	.649
Strikt (DK λ8 frei)	.047	-.007	.962	.005	.952	.001	.987	.003	4.506	9	.875
Mittelwerte (DK λ8 frei)	.074	.027	.903	-.059	.898	-.054	.966	-.021	80.658	3	<.001
Zwei-Bifaktor Modell (Referenzindikator Machiavellismus)											
Stichprobe 1 ungewichtet											
Konfigural	.061	-	.969	-	.963	-	.986	-	-	-	-
Metrisch	.061	.000	.958	-.011	.947	-.016	.982	-.004	25.594	14	.029
Metrisch (DK λ5 frei) ¹	.057	-.004	.964	-.005	.953	-.010	.985	-.001	18.336	13	.145
Skalar (DK λ5 frei) ²	.056	-.001	.961	-.003	.949	-.004	.983	-.002	10.715	6	.098
Strikt (DK λ5 frei)	.050	-.006	.964	.003	.950	.001	.985	.002	5.145	9	.821
Mittelwerte (DK λ5 frei)	.060	.010	.945	-.019	.930	-.020	.977	-.008	32.216	3	<.001
Stichprobe 2 ungewichtet											
Konfigural	.057	-	.969	-	.966	-	.988	-	-	-	-
Metrisch	.058	.001	.956	-.013	.951	-.015	.984	-.004	28.297	14	.013
Metrisch (DK λ8 frei) ¹	.054	-.003	.963	-.006	.957	-.009	.986	-.002	19.561	13	.107

Modell	RMSEA	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI	NCI	Δ NCI	Gamma-hat	Δ Gamma-hat	χ^2	df	p
Skalar (DK λ 8 frei) ²	.051	-.003	.963	.000	.957	.000	.986	.000	5.823	6	.443
Strikt (DK λ 8 frei)	.043	-.008	.969	.006	.960	.003	.989	.003	3.566	9	.938
Mittelwerte (DK λ 8 frei)	.072	.029	.911	-.058	.905	-.055	.968	-.021	89.302	3	<.001
Bifaktor-(S*I-1) (Referenzindikator Machiavellismus)											
Stichprobe 1 ungewichtet											
Konfigural	.071	-	.958	-	.948	-	.983	-	-	-	-
Metrisch	.070	-.001	.945	-.013	.933	-.015	.977	-.006	30.354	13	.004
Metrisch (DK λ 5 frei) ¹	.068	-.003	.950	-.008	.938	-.010	.979	-.004	23.293	12	.025
Skalar (DK λ 5 frei) ²	.066	-.002	.947	-.003	.935	-.003	.977	-.002	9.833	5	.080
Strikt (DK λ 5 frei)	.059	-.007	.951	.004	.937	.002	.980	.003	4.846	9	.848
Mittelwerte (DK λ 5 frei)	.068	.009	.932	-.019	.917	-.020	.972	-.008	31.795	4	<.001

Anmerkungen: Die Ergebnisse werden hier nur für Kombinationen aus Stichproben und Modellen dargestellt, die keine Schätzprobleme oder Anomalien erzeugt haben; ¹Vergleich mit dem konfiguralen Modell; ²Vergleich mit dem partiell metrischen Modell; ³Vergleich mit dem partiell skalaren Modell; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; NCI = McDonald's Noncentrality Index; χ^2 & df = Prüfgröße und Freiheitsgrade der χ^2 -Differeenztests; Fett markierte Werte verdeutlichen Nicht-Invarianz; Nummerierung der einzelnen Itemparameter bezieht sich auf die Itemnummerierung in Kufner et al. (2014).

Tabelle S5. Messinvarianzanalysen über das Alter mit Multigruppenanalysen.

Modell	RMSEA	Δ RM-SEA	CFI	Δ CFI	NCI	Δ NCI	Gamma-hat	Δ Gamma-hat	χ^2	df	p
Dreifaktorielles Modell											
ungewichtet											
Konfigural	.074	-	.942	-	.929		.976		-	-	-
Metrisch	.066	-.008	.945	.003	.932	.003	.977	.001	14.421	24	.937
Skalar	.068	.002	.930	-.015	.916	-.016	.970	-.007	69.442	24	<.001
Skalar (α_6 & α_7 frei) ¹	.065	-.001	.939	-.006	.925	-.007	.974	-.003	33.804	16	.006
Strikt (α_6 & α_7 frei) ²	.067	.002	.922	-.017	.904	-.021	.968	-.006	75.468	36	<.001
Strikt (α_6 , α_7 , ϵ_5 , ϵ_6 & ϵ_8 frei) ²	.063	-.002	.934	-.005	.919	-.006	.972	-.002	37.156	24	.042
Mittelwerte (α_6 , α_7 , ϵ_5 , ϵ_6 & ϵ_8 frei) ³	.074	.011	.906	-.028	.890	-.029	.960	-.012	100.752	12	<.001
gewichtet											
Konfigural	.096	-	0.891	-	0.767	-	0.989	-	-	-	-
Bifaktor-(S-1)-Modell (Referenzfaktor Machiavellismus)											
ungewichtet											
Konfigural	.070	-	.955	-	.945	-	.980	-	-	-	-
Metrisch	.053	-.017	.962	.007	.949	.004	.984	.004	30.800	48	.975
Skalar	.057	.004	.949	-.013	.935	-.014	.978	-.006	62.116	24	<.001
Skalar (α_1 & α_6 frei) ¹	.052	-.001	.960	-.002	.947	-.002	.983	-.001	21.246	16	.169
Strikt (α_1 & α_6 frei) ²	.056	.004	.944	-.016	.926	-.021	.977	-.006	74.469	36	<.001
Strikt (α_1 , α_6 , ϵ_5 & ϵ_8 frei) ²	.053	.001	.950	-.010	.935	-.012	.979	-.004	52.430	28	.003
Mittelwerte (α_1 , α_6 , ϵ_5 & ϵ_8 frei) ³	.067	.014	.916	-.034	.900	-.035	.965	-.014	115.915	12	<.001

Anmerkungen: Die Ergebnisse werden hier nur für Kombinationen aus Stichproben und Modellen dargestellt, die keine Schätzprobleme oder Anomalien erzeugt haben; ¹Vergleich mit dem metrischen Modell; ²Vergleich mit dem partiell skalaren Modell; ³Vergleich mit dem partiell strikten Modell; Aufgrund von Schätzproblemen wird das Bifaktor-(S-1)-Modell in der gewichteten Stichprobe nicht dargestellt; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; NCI = McDonald's Noncentrality Index; χ^2 & df = Prüfgröße und Freiheitsgrade der χ^2 -Differenzentests; Fett markierte Werte verdeutlichen Nicht-Invarianz; Nummerierung der einzelnen Itemparameter bezieht sich auf die Itemnummerierung in Kүfner et al. (2014).

Tabelle S6. Messinvarianzanalysen über das Alter mit lokal gewichteten Strukturgleichungsmodellen.

Modell	RMSEA	Δ RMSEA	CFI	Δ CFI	NCI	Δ NCI
Dreifaktorielles Modell						
ungewichtet						
Konfigural	.071	-	.946	-	.941	-
Metrisch	.058	-.014	.952	.006	.947	.006
Skalar	.063	.005	.927	-.024	.921	-.026
Skalar (α_6 & α_7 frei) ¹	.062	.004	.933	-.019	.927	-.020
gewichtet						
Konfigural	.071	-	.946	-	.941	-
Metrisch	.057	-.014	.952	.006	.948	.006
Skalar	.063	.006	.926	-.027	.920	-.028
Skalar (α_6 & α_7 frei) ¹	.062	.005	.932	-.021	.926	-.022
Bifaktor-(S-1)-Modell (Referenzfaktor Machiavellismus)						
ungewichtet						
Konfigural	.063	-	.963	-	.959	-
Metrisch	.042	-.021	.972	.009	.969	.009
Skalar	.051	.008	.950	-.022	.945	-.024
Skalar (α_1 & α_6 frei) ¹	.050	.008	.952	-.020	.947	-.022
gewichtet						
Konfigural	.127	-	.853	-	.844	-

Anmerkungen: ¹Vergleich mit dem metrischen Modell; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; CFI = Comparative Fit Index; NCI = McDonald's Noncentrality Index; Fett markierte Werte verdeutlichen Nicht-Invarianz; Nummerierung der einzelnen Itemparameter bezieht sich auf die Itemnummerierung in Kűfner et al. (2014).

ESM 10

Gesamtnormen der Niederträchtigen Neun in Deutschland und Gruppennormen nach Geschlecht und Alter.

Summe	Gesamt			Weiblich			Männlich			14 – 17 Jahre			18 – 29 Jahre			30 – 49 Jahre			50 – 65 Jahre			66 – 80 Jahre		
	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q
Machiavellismus																								
3	7.90	-1.41	1	9.35	-1.32	1	6.38	-1.52	1	6.50	-1.51	1	4.85	-1.66	1	8.87	-1.35	1	8.57	-1.37	1	8.47	-1.37	1
4	19.48	-0.86		20.90	-0.81		17.99	-0.92		16.73	-0.97		14.26	-1.07		21.76	-0.78		20.37	-0.83		19.59	-0.86	
5	29.10	-0.55	2	31.96	-0.47	2	26.09	-0.64	2	22.13	-0.77		20.79	-0.81		33.94	-0.41	2	28.75	-0.56	2	30.07	-0.52	2
6	38.76	-0.29		45.19	-0.12		32.00	-0.47		25.40	-0.66	2	24.91	-0.68		45.32	-0.12		39.77	-0.26		41.48	-0.22	
7	48.27	-0.04		56.00	0.15	3	40.13	-0.25		31.30	-0.49		30.91	-0.50	2	57.23	0.18	3	50.19	0.00	3	48.87	-0.03	
8	58.00	0.20	3	67.27	0.45		48.24	-0.04		40.02	-0.25		42.62	-0.19		68.07	0.47		57.51	0.19		58.15	0.21	3
9	65.88	0.41		74.94	0.67		56.36	0.16	3	49.86	0.00		58.14	0.21	3	72.74	0.61		64.09	0.36		66.24	0.42	
10	73.04	0.61		80.20	0.85	4	65.51	0.40		60.43	0.26	3	67.56	0.46		77.40	0.75	4	72.68	0.60		73.17	0.62	
11	79.33	0.82	4	85.46	1.06		72.88	0.61		71.10	0.56		71.70	0.57		81.04	0.88		83.28	0.97	4	79.51	0.82	4
12	84.87	1.03		89.50	1.25		80.01	0.84	4	81.57	0.90	4	75.86	0.70	4	85.59	1.06		90.62	1.32		84.66	1.02	
13	90.27	1.30		93.30	1.50		87.08	1.13		88.94	1.22		81.63	0.90		91.87	1.40		93.66	1.53		91.20	1.35	
14	94.06	1.56		96.32	1.79		91.68	1.38		94.66	1.61		86.10	1.08		95.96	1.75		95.94	1.74		95.66	1.71	
15	95.63	1.71		97.20	1.91		93.98	1.55		97.75	2.00		88.40	1.20		97.08	1.89		97.23	1.92		97.35	1.94	
16	97.00	1.88		97.77	2.01		96.19	1.77					92.73	1.46		97.43	1.95		98.11	2.08		98.62	2.20	
17	98.04	2.06		98.18	2.09		97.89	2.03					96.14	1.77		97.67	1.99		98.81	2.26		99.54	2.60	
18	98.83	2.27		99.04	2.34		98.60	2.20		98.77	2.25		98.44	2.15		97.95	2.04		99.53	2.60		99.75	2.81	
19	99.29	2.45					98.96	2.31								98.15	2.09		99.83	2.93				
20	99.47	2.55		99.81	2.89		99.11	2.37								98.61	2.20							
21	99.80	2.87					99.58	2.64					99.77	2.83		99.48	2.56		99.88	3.05				
Psychopathie																								
3	9.73	-1.30	1	12.69	-1.14	1	6.61	-1.51	1	8.52	-1.37	1	10.08	-1.28	1	6.83	-1.49	1	13.80	-1.09	1	9.22	-1.33	1
4	23.80	-0.71		29.73	-0.53	2	17.56	-0.93		17.97	-0.92		22.55	-0.75		20.72	-0.82		30.91	-0.50	2	21.45	-0.79	
5	32.53	-0.45	2	38.11	-0.30		26.66	-0.62	2	20.44	-0.83		30.53	-0.51	2	31.04	-0.49	2	39.65	-0.26		28.94	-0.56	2
6	43.96	-0.15		48.42	-0.04		39.26	-0.27		29.75	-0.53	2	43.56	-0.16		42.45	-0.19		52.22	0.06	3	36.96	-0.33	
7	54.74	0.12	3	59.10	0.23	3	50.16	0.00	3	38.99	-0.28		57.45	0.19	3	54.92	0.12	3	61.11	0.28		43.82	-0.16	
8	63.20	0.34		67.47	0.45		58.70	0.22		45.80	-0.11		66.11	0.42		65.93	0.41		66.53	0.43		51.85	0.05	3

Summe	Gesamt			Weiblich			Männlich			14 – 17 Jahre			18 – 29 Jahre			30 – 49 Jahre			50 – 65 Jahre			66 – 80 Jahre		
	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q
9	72.01	0.58		76.28	0.72	4	67.51	0.45		60.13	0.26	3	71.16	0.56		77.35	0.75	4	73.83	0.64		60.38	0.26	
10	79.13	0.81	4	83.66	0.98		74.36	0.65		76.17	0.71	4	76.17	0.71	4	84.26	1.01		80.40	0.86	4	69.29	0.50	
11	84.25	1.00		88.43	1.20		79.85	0.84	4	86.39	1.10		79.83	0.84		89.16	1.24		84.88	1.03		76.55	0.72	4
12	88.43	1.20		91.38	1.36		85.32	1.05		91.40	1.37		83.92	0.99		93.44	1.51		88.40	1.20		81.53	0.90	
13	92.22	1.42		93.22	1.49		91.17	1.35		94.90	1.64		87.69	1.16		95.72	1.72		92.45	1.44		88.53	1.20	
14	94.76	1.62		95.09	1.65		94.41	1.59		96.22	1.78		89.42	1.25		96.83	1.86		95.70	1.72		94.23	1.57	
15	96.35	1.79		96.65	1.83		96.04	1.76		97.25	1.92		91.48	1.37		97.31	1.93		98.13	2.08		96.55	1.82	
16	97.45	1.95		97.60	1.98		97.30	1.93								97.87	2.03		99.45	2.55		98.21	2.10	
17	98.12	2.08		97.88	2.03		98.37	2.14		98.36	2.14		93.92	1.55		98.65	2.21					99.04	2.34	
18	98.97	2.32		98.97	2.31		98.92	2.30		98.88	2.28		97.36	1.94					99.53	2.60		99.60	2.65	
19	99.54	2.61		99.90	3.09		99.11	2.37		99.10	2.37		99.77	2.83					99.81	2.89		99.73	2.78	
20	99.80	2.89		99.94	3.23		99.61	2.66								99.48	2.56		99.86	2.98				
21																								
Narzissmus																								
3	3.24	-1.85	1	4.78	-1.67	1	1.61	-2.14	1			1	0.50	-2.58	1	2.65	-1.93	1	4.08	-1.74	1	7.01	-1.47	1
4	8.14	-1.40		11.34	-1.21		4.77	-1.67		7.53	-1.44		3.22	-1.85		6.80	-1.49		9.23	-1.33		15.37	-1.02	
5	14.04	-1.08		17.17	-0.95		10.74	-1.24		16.61	-0.97		9.64	-1.30		14.41	-1.06		12.91	-1.13		19.79	-0.85	
6	24.49	-0.69		29.90	-0.53	2	18.78	-0.89		23.53	-0.72		14.25	-1.07		31.55	-0.48	2	20.91	-0.81		26.81	-0.62	2
7	35.86	-0.36	2	44.05	-0.15		27.22	-0.61	2	29.68	-0.53	2	20.50	-0.82		48.83	-0.03		30.52	-0.51	2	34.90	-0.39	
8	45.52	-0.11		53.82	0.10	3	36.76	-0.34		33.48	-0.43		30.70	-0.50	2	60.65	0.27	3	38.41	-0.29		43.49	-0.16	
9	53.53	0.09	3	61.73	0.30		44.87	-0.13		39.38	-0.27		36.46	-0.35		68.63	0.49		47.61	-0.06		52.65	0.07	3
10	59.83	0.25		66.97	0.44		52.30	0.06	3	49.24	-0.02		40.34	-0.24		73.06	0.61		56.75	0.17	3	60.38	0.26	
11	65.06	0.39		71.54	0.57		58.23	0.21		57.65	0.19	3	44.80	-0.13		76.73	0.73	4	62.40	0.32		68.63	0.49	
12	71.28	0.56		77.55	0.76	4	64.66	0.38		69.55	0.51		52.21	0.06	3	80.00	0.84		68.55	0.48		78.87	0.80	4
13	78.06	0.77	4	83.26	0.96		72.56	0.60		80.28	0.85	4	63.20	0.34		83.69	0.98		75.77	0.70	4	86.02	1.08	
14	83.67	0.98		88.28	1.19		78.81	0.80	4	82.80	0.95		72.26	0.59		87.29	1.14		82.69	0.94		90.76	1.33	
15	89.34	1.24		92.13	1.41		86.39	1.10		84.97	1.04		78.31	0.78	4	91.60	1.38		90.84	1.33		95.62	1.71	
16	94.04	1.56		95.53	1.70		92.47	1.44		88.36	1.19		85.50	1.06		95.26	1.67		96.52	1.81		98.40	2.15	
17	96.63	1.83		98.11	2.08		95.07	1.65		90.46	1.31		92.50	1.44		96.98	1.88		98.30	2.12		99.14	2.38	

Summe	Gesamt			Weiblich			Männlich			14 – 17 Jahre			18 – 29 Jahre			30 – 49 Jahre			50 – 65 Jahre			66 – 80 Jahre		
	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q	PR	z	Q
18	98.25	2.11		99.08	2.36		97.39	1.94		93.44	1.51		97.09	1.89		98.21	2.10		98.97	2.31		99.67	2.72	
19	99.23	2.42		99.70	2.75		98.74	2.24		97.55	1.97		99.57	2.63		98.61	2.20		99.55	2.61				
20	99.73	2.79		99.94	3.23		99.46	2.55								99.38	2.50		99.86	2.99				
21	99.96	3.33					99.91	3.12					99.78	2.84								99.80	2.89	

Anmerkungen: PR = Intervallmitten-Prozentrang; z = z-Wert äquivalente der Intervallmitten-Flächenanteile; Q = Quartil.