

Validierung des Dispositionalen Selbstaffirmationsmaßes (DSAM)

Melissa Montagna , Theresa Wenker  und Oliver Dickhäuser 

Fakultät für Sozialwissenschaften, Universität Mannheim, Deutschland

Zusammenfassung: Bislang existierte im deutschen Sprachraum keine Skala, welche die Tendenz von Individuen erfasst, zentrale Aspekte des Selbst zu bestärken (z. B. eigene wichtige Werte). Das Ziel der vorliegenden Studie war es, eine deutsche Version des Spontaneous Self-Affirmation Measure zu validieren (Harris et al., 2019): das Dispositionale Selbstaffirmationsmaß (DSAM). Hierfür führten wir eine querschnittliche Untersuchung an einer Stichprobe von Studierenden ($N = 219$) und eine weitere an einer Stichprobe von Arbeitnehmenden ($N = 229$) durch. Die Ergebnisse beider Studien sprechen für eine hohe Reliabilität der Skala und deuten darauf hin, dass (1) der Skala eine Bifaktor-S-1-Struktur zugrunde liegt mit einem Self-Affirmation-Generalfaktor und zwei spezifischen Inhaltsfaktoren (Affirmation durch Stärken und soziale Beziehungen). Darüber hinaus (2) sprechen die Zusammenhänge des DSAM mit anderen Selbstbestärkungsstrategien, mit Selbstintegrität und Selbstwirksamkeit für die konvergente und divergente Validität der Skala. Entgegen den Erwartungen zeigte sich jedoch kein signifikanter Zusammenhang mit Defensivität. Mit dem DSAM steht dem deutschsprachigen Raum erstmals ein validiertes Messinstrument zur Erfassung der dispositionalen Selbstaffirmation zur Verfügung.

Schlüsselwörter: Selbstaffirmation, Selbstbestärkung, Bifaktor-S-1-Modell, Spontaneous Self-Affirmation Measure, Selbstintegrität

Validation of the Dispositional Self-Affirmation Measure. A German Measure of Self-Affirmation

Abstract: To date, no German scale has captured dispositional self-affirmation. The present study serves to validate a German version of the Spontaneous Self-Affirmation Measure (Harris et al., 2019): Das *Dispositionale Selbstaffirmationsmaß* (DSAM). To this end, we conducted a cross-sectional study with German university students ($N = 219$) and subsequent study with a working sample ($N = 229$). The results of both studies indicate a high reliability of the scale and suggest (1) that the scale is based on a bifactor S-1 structure with a self-affirmation general factor and two specific content factors (affirmation through strengths and affirmation through social relationships); and (2) that the manifest and latent correlations of the DSAM with other self-enhancement strategies, with self-integrity and self-efficacy, speak for the convergent and divergent validity of the scale. However, contrary to expectations, we found no significant manifest or latent correlation between the DSAM and defensiveness. Nevertheless, the DSAM is the first validated measurement instrument for assessing dispositional self-affirmation in a German-speaking sample.

Keywords: self-affirmation, self-enhancement, bifactor S-1 model, spontaneous self-affirmation measure, self-integrity

Wenn Personen mit Misserfolgen in wichtigen Lebensbereichen (z.B. akademische Misserfolge, persönliche Rückschläge) konfrontiert sind, ist dies eine Beeinträchtigung für ihr Selbstbild. Eine Eigenschaft, von der anzunehmen ist, dass sie Personen angesichts von Bedrohungen ihres Selbstbilds stärkt, ist die Tendenz, auf Selbstbild-Bedrohungen mit der Affirmation eines nicht-bedrohten Teilbereichs der eigenen Identität zu reagieren (Cohen & Sherman, 2014; Steele, 1988). Die Bedrohung wird auf diese Weise in den Kontext eines umfassenderen Selbstbildes eingeordnet und das Bedrohungsempfinden sowie das Bedürfnis, negative Informationen zum Selbstwertschutz zu verzerren, werden reduziert (Sherman & Cohen, 2006).

Das Hauptaugenmerk lag bis vor einigen Jahren auf der Durchführung von Übungen, die spezifische affirmierende Reaktionen induzierten (sog. *self-affirmation inter-*

ventions): Personen (meist Lernende in Schule oder Universität) wurden dazu aufgefordert, sich einem wichtigen Lebensbereich ihrer Werte, persönlicher Beziehungen oder individueller Stärken und deren Bedeutung zu vergegenwärtigen (Cohen & Sherman, 2014). Auf dieser Übung fußt die Annahme, dass Selbstaffirmationen eine vorteilhafte und adaptive Reaktion auf Rückschläge und Bedrohungen des eigenen Selbstbildes sind (Sherman & Cohen, 2006).

Trotz des naheliegenden Schlusses, dass auch eine generelle Disposition zur Selbstaffirmation langfristige Vorteile für ein Individuum bieten könnte, gab es bis vor kurzem kein gut validiertes Instrument, diese Dispositionen zu messen. Möglicherweise als Konsequenz wurde auch der Zusammenhang dispositioneller Selbstaffirmation mit motivations- und leistungsrelevanten Dispositionen nicht untersucht.

Um diesen Mangel zu beheben, haben Harris et al. (2019) das Spontaneous Self-Affirmation Measure (SSAM) entwickelt, welches die Tendenz eines Individuums erfasst, bei Bedrohung des Selbstbilds mit selbstaffirmierenden Kognitionen zu reagieren. Die Skala wurde auf Basis bestehender Selbstaffirmationsinterventionen entwickelt und erfasst die Tendenz zur Selbstaffirmation durch Reflexion eigener Werte, eigener Stärken und zentraler sozialer Beziehungen. Basierend auf diesen drei konzeptualisierten Inhaltsdimensionen nehmen die Autor_innen an, dass der Skala eine Faktorstruktur mit drei inhaltlichen Primärdimensionen (Selbstaffirmation durch Werte, Stärken und soziale Beziehungen) und einem übergeordneten Selbstaffirmations-Generalfaktor zugrunde liegt. Sie berichten Evidenz für die angenommene Faktorstruktur sowie für die Reliabilität und Validität der Skala (Harris et al., 2019; Harris, Richards & Bond, 2023).

Trotz der soliden Validierung der Skala hat diese zum aktuellen Zeitpunkt noch kaum Einzug in Forschung zur Selbstaffirmation gefunden. Auch existiert noch keine validierte deutsche Version der Skala. Aus diesen Gründen erscheint es angebracht, eine deutsche Version des SSAM zu entwickeln und (a) die Reliabilität, (b) die zugrundeliegende Faktorstruktur sowie (c) weitere Indizien für deren Validität zu untersuchen. Basierend auf den Arbeiten von Harris et al. (2019) nehmen wir dabei für eine zu entwickelnde deutsche Version des SSAM (das Dispositionale Selbstaffirmationsmaß, DSAM)¹ eine Struktur mit drei inhaltlichen Primärfaktoren (Selbstaffirmation durch Werte, durch eigene Stärken, durch soziale Beziehungen) sowie einem übergeordneten Selbstaffirmations-Generalfaktor an.

Strategien zum Selbstschutz und zur Bestärkung des Selbstbilds

Ein positives Selbstbild zu erhalten oder dieses vor Bedrohungen zu schützen, ist ein zentrales menschliches Bedürfnis (Hepper, Gramzow & Sedikides, 2010; Sherman & Cohen, 2006). Zwei verschiedene Strategien können dabei dem Erhalt eines positiven Selbstbilds dienen: Strategien zum Selbstschutz und Strategien zur Selbstbestärkung (Hepper et al., 2010). Selbstschutzstrategien zielen darauf ab, negative Selbstansichten abzuwehren. Darunter fällt beispielsweise Defensivität als kognitiv-behaviorale Strategie, die darauf ausgerichtet ist, die Relevanz von negativem Feedback abzuwehren (Hepper et al.,

2010). Selbstbestärkungsstrategien hingegen zielen darauf ab, die eigenen positiven Selbstansichten zu erhöhen. Hierzu gehören verschiedene Strategien wie das aktive Aufsuchen positiver selbstbestärkender Informationen (Positivity Embrace), die selbstwertdienliche Verzerrung von Informationen (Favorable Construals) sowie Selbstaffirmation. Es lässt sich vermuten, dass Personen nicht nur eine dieser Strategien anwenden. Dementsprechend sollte sich ein positiver Zusammenhang zwischen Selbstaffirmation mit anderen Selbstbestärkungsstrategien zeigen, der als Validierungsbeleg gedeutet werden kann. Im Gegensatz dazu sollte die Tendenz, sich selbst zu affirmieren, durch das Aktivieren positiver bewerteter nicht-bedrohter Teilbereiche des eigenen Selbstbilds, defensive Reaktionen mindern (Cohen & Sherman, 2014). Zur Validierung des SSAM haben Harris et al. (2019) bereits die Beziehung zwischen dem SSAM und weiteren Selbstbestärkungsstrategien untersucht sowie den Zusammenhang mit Defensivität als Selbstschutzstrategie. Hierfür nutzten Harris et al. (2019) die Self-Enhancement und Self-Protection Scale (SESP, Hepper et al., 2010). Diese erfasst drei selbstbestärkende Strategien (Favorable Construals, Selbstaffirmierende Reflexionen, Positivity Embrace) und Defensivität als selbstschützende Strategie.

Harris et al. (2019, Studie 2) berichten einen hohen positiven latenten Konstruktzusammenhang zwischen dem SSAM und Selbstaffirmierenden Reflexionen ($\rho = .77, p < .001$) sowie Favorable Construals ($\rho = .60, p < .001$) und ein mittlerer positiver latenter Zusammenhang mit Positivity Embrace ($\rho = .36, p < .001$). Überraschend zeigte sich ein positiver Zusammenhang mit Defensivität ($\rho = .14, p < .05$).

Die positiven Zusammenhänge mit den Subskalen der SESP weisen aufgrund der Konstruktähnlichkeit auf die Validität des SSAM hin, jedoch ist der statistisch signifikante positive Zusammenhang mit Defensivität zunächst unplausibel. Wie Harris et al. (2019) annehmen, ermöglicht die Tendenz zur Selbstaffirmation gerade solche Antworten auf Bedrohungen zu vermeiden, die durch Defensivität getrieben sind. Diese Annahme wird zudem von vorhergehender Forschung gestützt, die beispielsweise zeigt, dass die Affirmation eigener Werte zu einer erhöhten Akzeptanz bzw. einer geringeren Defensivität gegenüber selbstbedrohenden Gesundheitsinformationen führt (Crocker, Nijaya & Mischkowski, 2008; Van Koningsbruggen, Das & Roskos-Ewoldsen, 2009). In einer ihrer Studien zur Validierung des SSAM berichten Harris et al. (2019, Stu-

¹ Trotz der Bezeichnung im Englischen als Spontaneous Self-Affirmation Measure haben wir uns für die deutsche Namensgebung gegen den Zusatz „spontan“ entschieden. Das Maß erfasst die dispositionale Tendenz, sich zu affirmieren; die Verwendung des Zusatzes „spontan“ erweckt im deutschen Sprachgebrauch den Eindruck einer situativ variierenden Reaktion und nicht einer Disposition.

die 5) zudem einen kleinen, aber statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen dem SSAM und reduzierter Ablehnung von Gesundheitsinformationen zur Relevanz des Konsums von Obst und Gemüse. Dieser scheinbare Widerspruch zwischen den einzelnen Studien zur Validierung des SSAM und dem theoretisch anzunehmenden negativen Zusammenhang zwischen Selbstaffirmation und Defensivität wird jedoch von Harris et al. (2019) nicht weiter ausgeführt.

Vor diesem Hintergrund wollten wir (a) den Zusammenhang zwischen dem DSAM und Defensivität erneut untersuchen. Selbstaffirmation und Defensivität repräsentieren zwei zueinander diametrale Strategien im Umgang mit Selbstbedrohungen. Aus diesem Grund nahmen wir an, dass das DSAM negativ mit Defensivität zusammenhängen sollte. Zudem wollten wir (b) den Zusammenhang zwischen dem DSAM und Selbstaffirmierenden Reflexionen zum Nachweis der konvergenten Validität der deutschen Skalenversion heranziehen und die Zusammenhänge zu weiteren selbstbestärkenden Strategien des SESP zum Nachweis der divergenten Validität. Wir vermuteten, dass sich der positive Zusammenhang zwischen dem DSAM und den Selbstbestärkungssubskalen replizieren lassen sollte (Harris et al., 2019).

Selbstaffirmation und Selbstintegrität

Eine grundlegende Annahme der Self-Affirmation-Theorie ist, dass Personen immer dann das Bedürfnis haben, sich selbst zu affirmieren, wenn ihre Selbstintegrität bedroht ist (Sherman & Cohen, 2006). Folglich erscheint es wahrscheinlich, dass Personen, die eine höhere Disposition zur Selbstaffirmation aufweisen, auch eine erhöhte Selbstintegrität erleben sollten.

Trotz dieser naheliegenden Annahme betrachten die meisten Untersuchungen, die Selbstaffirmationsübungen implementieren, nicht, ob die induzierte Selbstaffirmation mit nachfolgend erhöhter Selbstintegrität einhergeht. Harris et al. (2019) berichten jedoch erste Evidenz zu einem grundlegend hohen positiven Zusammenhang zwischen Selbstintegrität und der Disposition zur Selbstaffirmation. Als Teil unseres Ziels, das DSAM zu validieren, wollten wir diesen Zusammenhang replizieren. Basierend auf der Self-Affirmation-Theorie und den Ergebnissen von Harris et al. (2019) nahmen wir deshalb an, dass das DSAM positiv mit Selbstintegrität zusammenhängen sollte.

Selbstaffirmation und Selbstwirksamkeit

Die Self-Affirmation-Theorie postuliert, dass selbstaffirmierende Reaktionen auf Selbstbedrohungen die eigene

Selbstintegrität wieder herstellen (Sherman & Cohen, 2006). Dementsprechend könnte eine erhöhte Selbstaffirmationsdisposition ein Vorteil sein im ausgewogenen Umgang mit Situationen mit unsicherem Ausgang (z. B. im Leistungskontext). Eine weitere Disposition, die einen förderlichen Umgang mit bedrohlichen Situationen (z. B. im Leistungskontext) unterstützen sollte, ist eine erhöhte Selbstwirksamkeitsüberzeugung (Bartimote-Aufflick, Bridgeman, Walker, Sharma & Smith, 2016). Selbstwirksamkeitsüberzeugungen sind Überzeugungen darüber, die Fähigkeit zu besitzen, aus eigener Kraft effektvolle Handlungen ausführen zu können (Bandura, 1997).

Individuen, die sich eher selbst affirmieren, wenn sie mit Widrigkeiten, z. B. im Leistungskontext konfrontiert sind, sollten (a) Versagen als weniger Selbstwert-bedrohend erleben und (b) aufgrund der aktiven Affirmation eigener Stärken, Werte oder sozialer Beziehungen, sollte Selbstaffirmation Individuen in der Annahme bestärken, dass sie als Ganzes kompetent und fähig sind, Outcomes zu kontrollieren (Steele, 1988). Dementsprechend sollte eine erhöhte Tendenz zur Selbstaffirmation auch mit einer erhöhten Selbstwirksamkeitsüberzeugung einhergehen.

Es gibt bereits erste Studien, die auf einen Zusammenhang zwischen Selbstwirksamkeit und Selbstaffirmation hinweisen. Zum Beispiel gibt es Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen spontaner Selbstaffirmation und Selbstwirksamkeitsüberzeugungen im Kontext von Gesundheitsverhalten. Harris et al. (2019) beispielsweise berichten, dass die Selbstwirksamkeitsüberzeugung von Studienteilnehmenden, ihren Gemüse- und Obstkonsum erhöhen zu können, moderat positiv mit der Disposition, sich selbst zu affirmieren, korreliert. In ähnlicher Weise berichten Emanuel, Howell, Taber, Ferrer, Klein und Harris (2018), dass die Disposition zur Selbstaffirmation moderat positiv mit allgemeinen Selbstwirksamkeitsüberzeugungen im Gesundheitsverhalten einhergeht. Darüber hinaus zeigte sich auch in Interventionsstudien, in denen Teilnehmende Selbstaffirmationsübungen erhielten, nachfolgende Effekte auf die Selbstwirksamkeitsüberzeugungen der Teilnehmenden (z. B. Epton & Harris, 2008; Morgan & Harris, 2015).

Vor diesem Hintergrund wollten wir den Zusammenhang zwischen dem DSAM und Selbstwirksamkeitsüberzeugung zum Nachweis der divergenten Validität des DSAM untersuchen. Hierfür führten wir zunächst eine erste Studie durch, in der wir die von Harris et al. (2019) postulierte hierarchische Faktorstruktur replizieren wollten. Die konkreten Annahmen, das Design und die Erhebungsinstrumente, die Studie 1 zugrunde liegen, sind unter folgendem Link präregistriert <https://aspredicted.org/y4qr9.pdf>. Nachfolgend führten wir eine zweite Studie durch, in der wir untersuchten, ob sich die Ergebnisse der

ersten Studie replizieren lassen würden. Die Präregistrierung findet sich unter folgendem Link: <https://aspredic ted.org/bu93e.pdf>.

Methoden Studie 1 und Studie 2

Stichprobe und Vorgehen

Das Dispositionale Selbstaffirmationsmaß (DSAM) wurde im Rahmen zweier querschnittlichen digitalen Befragungen sowohl an einer Studierendenstichprobe (Studie 1) als auch an einer Stichprobe von Berufstätigen (Studie 2) validiert. Die Akquise zu Studie 1 erfolgte über universitäre Mailverteiler. Teilnehmende hatten die Möglichkeit, durch ihre Teilnahme Versuchspersonenstunden oder einen 6 €-Gutschein zu erhalten. Die Personen mussten studieren und über 18 Jahre alt sein, um teilnehmen zu können. Studie 2 wurde über die online-Akquiseplattform Prolific durchgeführt. Teilnehmende erhielten für die Teilnahme 3 € und mussten berufstätig und über 18 Jahre alt sein.

Die finale Stichprobe in Studie 1 bestand aus 219 Studierenden (77 % weiblich; 32 % mit Migrationshintergrund; 43 % Erste-Generation-Studierende) und in Studie 2 aus 229 Berufstätigen (28 % weiblich; 30 % mit Migrationshintergrund; 59 % mit Studienabschluss; siehe Elektronisches Supplement 1). Vor dem Start der Erhebung ermittelten wir mittels des *semPower*-Package in R (Moshagen & Erdfelder, 2016), dass für Studie 1 eine Stichprobe von 215 anzustreben ist, um ausreichend Power ($1-\beta = .80$) für die Validierung der angenommenen hierarchischen Faktorstruktur (vgl. Harris et al., 2019) zu erreichen. Basierend auf den Ergebnissen der ersten Studie ergab sich für Studie 2 eine benötigte Stichprobe von 230, um dieselbe Power zu erreichen zur Validierung einer Bifaktor-S-1-Faktorstruktur mit einem Generalfaktor und zwei zueinander orthogonalen Inhaltsfaktoren. Der Output der Power-Analyse lässt sich dem Elektronischen Supplement 2 entnehmen.

Erhebungsinstrumente

Für Studie 1² und 2 wurden dieselben Skalen genutzt. Das DSAM erfasst die Tendenz von Personen, sich spontan selbst zu bestärken, mittels 13 Items. In der Originalskala von Harris et al. (2019) werden die Items jeweils drei

Subskalen zugeordnet: Selbstaffirmation durch Werte (S-Werte), Selbstaffirmation durch eigene Stärken (S-Stärken), Selbstaffirmation durch soziale Beziehungen (S-Beziehungen). Die Beantwortung der Items erfolgt anhand einer siebenstufigen Likert-Skala (1 = trifft überhaupt nicht zu, 7 = trifft vollkommen zu). Die Übersetzung der Items aus dem englischen Original erfolgte in einem mehrstufigen Verfahren. Zunächst wurden die Items von zwei Deutsch-Muttersprachlerinnen (einer der Autor_innen und einer unabhängigen zweiten Person) unabhängig voneinander ins Deutsche übersetzt. In einem zweiten Schritt wurden beide Versionen von einer Fremdsprachensekretärin zurück ins Englische übersetzt. Daraufhin wurden diejenigen Items, die in ihrer englischen Rückübersetzung dem Original am nächsten kamen, ausgewählt. Im Dialog mit der Person, welche die englische Rückübersetzung vorgenommen hatte und einer der Autor_innen wurden die ausgewählten deutschen Items anschließend, falls nötig in ihrem Wortlaut, leicht modifiziert und bildeten das finale Itemset (vgl. Tabelle 1).

Um die Konstruktvalidität des DSAM einzuschätzen, wurden die vier Subskalen der Self-Enhancement und Self-Protection Skala (SESP: Self-Affirming Reflections, Favorable Construal, Positivity Embrace, Defensiveness) von Hepper et al. (2010)³ genutzt sowie eine zu Zwecken der vorliegenden Studie ebenfalls übersetzte Version der Self-Integrity Skala von Sherman, Cohen, Nelson, Nussbaum, Bunyan und Garcia (2009) und die Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung von Jerusalem und Schwarzer (2003).

Zur Einschätzung der konvergenten Validität diente die Self-Affirming Reflections Subskala, welche sich aus sechs Items zusammensetzt. Teilnehmende sollen anhand einer sechsstufigen Likert-Skala (1 = überhaupt nicht charakteristisch für mich, 6 = sehr charakteristisch für mich) einstufen, wie charakteristisch spezifisches selbstaffirmierendes Verhalten für sie ist (z. B. „In stressigen Zeiten besinnen Sie sich auf Ihre Werte und erinnern sich an das, was Ihnen wichtig ist.“). Die Subskala zeigte eine ausreichende interne Konsistenz, $\alpha_{\text{Studie1}} = .65$, $\alpha_{\text{Studie2}} = .77$ (ähnliche Reliabilitäten berichten auch Hepper et al., 2010, Studie 2).

Zur Einschätzung der divergenten Validität dienten die Subskalen Favorable Construals und Positivity Embrace des SESP, die Self-Integrity Skala sowie die Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung. Die Favorable Construals Subskala besteht aus sechs Items, die erfassen, wie charakteristisch es für Teilnehmende ist, ko-

² Als weitere Instrumente erfassten wir in Studie 1 Angaben zur Attribution und der Durchschnittsnote (siehe das Elektronische Supplement 3).

³ Die Originalskala liegt hierbei auch nur auf Englisch vor und wurde im Zuge des Prozesses der Übersetzung des DSAM nach dem gleichen Prozedere ins Deutsche übersetzt. Die übersetzten Items sowie Angaben zur Faktorstruktur der SESP sind dem Elektronischen Supplement 4 zu entnehmen.

Tabelle 1. Items des Dispositionalen Selbstaffirmationsmaßes (DSAM) und zugehörige standardisierte Ladungsparameter des Bifaktor-S-1-Modells aus Studie 1 (Studie 2)

Item	SAG	S1	S2
Wenn ich mich durch Menschen oder Ereignisse bedroht oder beunruhigt fühle, dann ...			
1 denke ich an meine Stärken.	.41*** (.50***)	.73*** (.53***)	
2 denke ich an die Dinge, in denen ich gut bin.	.39*** (.50***)	.72*** (.60***)	
3 denke ich an die Dinge, die ich an mir mag.	.43*** (.44***)	.53*** (.55***)	
4 denke ich an meine Erfolgsergebnisse.	.32*** (.48***)	.59*** (.54***)	
5 denke ich an meine Werte.	.85*** (.82***)		
6 denke ich an meine Prinzipien.	.70*** (.80***)		
7 denke ich an die Dinge, für die ich stehe.	.76*** (.74***)		
8 denke ich an die Dinge, an die ich glaube.	.60*** (.56***)		
9 denke ich an die Menschen, die mir wichtig sind.	.34*** (.25**)		.85*** (.89***)
10 denke ich an meine Familie.	.18* (.28**)		.74*** (.77***)
11 denke ich an meine Freunde.	.25*** (.27**)		.60*** (.64***)
12 denke ich an die Menschen, die ich liebe.	.34*** (.21*)		.84*** (.89***)
13 denke ich an die Menschen, denen ich vertraue.	.39*** (.38***)		.64*** (.68***)

Anmerkungen: SAG = Self-Affirmation-Generalfaktor; S1 = Affirmation durch Stärken; S2 = Affirmation durch soziale Beziehungen. Für jedes Item stellt der Wert außerhalb der Klammer die standardisierten Ladungsparameter aus Studie 1 und der Wert innerhalb der Klammer diejenigen aus Studie 2 dar. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

gnitive Strategien zu nutzen, um selbstwertdienliche Interpretationen der Realität vorzunehmen (z. B. „Sie denken, dass Sie im Allgemeinen mehr positive Persönlichkeitsmerkmale oder Fähigkeiten besitzen als die meisten Menschen.“). Die Subskala zeigte eine moderate interne Konsistenz in Studie 1, $\alpha_{\text{Studie1}} = .75$ (ähnliche Reliabilitätswerte erhalten auch Hepper et al., 2010) und eine ausreichende interne Konsistenz in Studie 2, $\alpha_{\text{Studie2}} = .62$. Die Positivity Embracement Subskala besteht aus 10 Items, die erfassen, wie charakteristisch es für Personen ist, Strategien zu nutzen, um antizipierten oder tatsächlichen Erfolg zu maximieren (z. B. „Sie erinnern sich noch lange an die guten Dinge, die die Leute über sie sagen.“). Die Subskala zeigte eine ausreichende interne Konsistenz, $\alpha_{\text{Studie1}} = .66$, $\alpha_{\text{Studie2}} = .76$. Die Self-Integrity Skala erfasst anhand von acht Items die Wahrnehmung von Personen, ihrer Selbstintegrität, d. h. ihrer Wahrnehmung im Allgemeinen eine moralische und adäquate Person zu sein (z. B. „Auch wenn es immer Raum für Selbstverbesserung gibt, habe ich das Gefühl, dass ich im Grunde jemand bin, der komplett ist.“). Teilnehmende geben ihre Zustimmung zu den Items anhand einer siebenstufigen Likert-Skala an (1 = stimme überhaupt nicht zu, 7 = stimme sehr stark zu). Die Skala zeigte eine hohe interne Konsistenz, $\alpha_{\text{Studie1}} = .85$, $\alpha_{\text{Studie2}} = .80$. Außerdem erhielten die Teilnehmenden die Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung von Jerusalem und Schwarzer (2003). Sie erfasst anhand von 10 Items die Überzeugung, Herausforderungen meistern zu können (z. B. „Wenn sich Widerstände auftun, finde ich Mittel und Wege mich

durchzusetzen.“). Die Items werden anhand einer vierstufigen Skala beantwortet (1 = stimmt nicht, 4 = stimmt genau). Die Skala zeigte eine hohe interne Konsistenz, $\alpha_{\text{Studie1}} = .85$, $\alpha_{\text{Studie2}} = .84$.

Um die divergente Validität einzuschätzen, wurde zudem die Defensiveness Subskala des SESP genutzt. Die Defensiveness Subskala erfasst anhand von 18 Items, wie charakteristisch es für Personen ist, sich durch verschiedene Verhaltens- und kognitive Strategien vor Bedrohungen zu schützen (z. B. „Wenn Sie bei etwas schlecht abschneiden oder schlechte Noten bekommen, spielen Sie die Bedeutung dieser Fähigkeit oder dieses Lebensbereichs herunter.“). Die Subskala zeigte eine hohe interne Konsistenz, $\alpha_{\text{Studie1}} = .80$, $\alpha_{\text{Studie2}} = .84$.

Datenanalyse

Da die Annahme der multivariaten Normalverteilung der Daten in beiden Studien nicht beibehalten werden konnte (Mardia Test, vgl. Bühner, 2021) wurde zur Modellschätzung das Robust Maximum-Likelihood-Schätzverfahren (MLR) genutzt. Nachfolgend werden dementsprechend die korrigierten Indices zur Bewertung des globalen Modellfits berichtet. In der ersten Studie wurde daraufhin die von Harris et al. (2019) postulierte Faktorstruktur des DSAM mittels einer konfirmatorischen Faktorenanalyse überprüft. Es zeigten sich jedoch teilweise ungewöhnlich niedrige oder unerwartet nicht signifikante Ladungsmuster, weshalb basierend auf theoretischen Überlegungen

nachfolgend Alternativmodelle getestet wurden: Zunächst ein Einfaktorielles Modell und daraufhin ein Bifaktor-S-1-Modell (für einen Überblick zu Bifaktor-S-1-Modellen siehe Eid, Geiser, Koch & Heene, 2017). Daraufhin wurde das Bifaktor-S-1-Modell auf die Daten aus Studie 2 angewandt. Zudem wurden die Alternativmodelle aus Studie 1 getestet. Die Ergebnisse lassen sich dem Elektronischen Supplement 5 entnehmen.

Die Auswahl der Fit-Indices zur Bewertung des globalen und lokalen Fits orientiert sich an den Empfehlungen von Bühner (2021) und Gäde, Schermelleh-Engel und Brandt (2020). Es werden nachfolgend die um den Yuan-Bentler-Faktor korrigierten Statistiken und Fit-Indices berichtet: Die korrigierte χ^2 -Statistik, der Robust Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), das korrigierte Standardized Root Mean Square Residual (SRMR), der Robust Comparative Fit Index (CFI) und der Robust Tucker-Lewis Index (TLI). Ein χ^2 -Wert, der geteilt durch die Anzahl der Freiheitsgrade ≤ 2 ist, spricht für einen guten (≤ 3 akzeptablen) Modellfit. Ein RMSEA sowie ein SRMR-Wert $\leq .05$ sprechen für einen guten ($\leq .08$ akzeptablen) Modellfit. Ein CFI sowie ein TLI-Wert $\geq .95$ bei heterogenen Items sprechen für einen guten ($\geq .90$ akzeptablen) Modellfit.

Darüber hinaus wurden zur Bewertung des Bifaktor-Modells gemäß der Empfehlung von Rodriguez, Reise und Haviland (2016) noch folgende Indices bestimmt: Der Koeffizient Omega (ω) sowie für die einzelnen Faktoren der Koeffizient Omega-hierarchisch (ω_H), die Faktordeterminanz (Factor Determinacy: FD), die Construct Replicability (H), die erklärte gemeinsame Varianz (Explained Common Variance: ECV) und der Prozentsatz nicht-kontaminierter Korrelationen (Percent Uncontaminated Correlations: PUC).

Aufgrund der Multidimensionalität der vorliegenden Daten ist Cronbachs α kein optimaler Reliabilitätsschätzer (Graham, 2006), weshalb der Koeffizient Omega (ω) als Reliabilitätsschätzer bestimmt wurde (Rodriguez et al., 2016; Schermelleh-Engel & Gäde, 2020). Zum Nachweis der Konstruktvalidität wurde die Produkt-Moment-Korrelation des DSAM mit den SESP-Subskalen, der Self-Integrity Skala und der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung bestimmt.

Alle Analysen wurden in R durchgeführt. Zur Faktoranalyse nutzten wir das Paket lavaan (Rosseel, 2012). Für die Bestimmung der Fit-Indices des Bifaktor-S-1-Modells nutzten wir zusätzlich das Paket BifactorIndicesCalculator (Dueber, 2017).

Ergebnisse Studie 1 und Studie 2

Faktorielle Validität des DSAM Studie 1

Hierarchisches Modell mit drei Primärfaktoren

Für die Gesamtstichprobe ($N = 219$) wurde das angenommene hierarchische Faktormodell gemäß Harris et al. (2019) mit einem Faktor höherer Ordnung (DSAM-Faktor), auf dem die drei Inhaltsdimensionen (Selbstaffirmation durch: Werte, soziale Beziehungen, Stärken) laden, definiert. Es ergab sich ein guter Yuan-Bentler-korrigierter Gesamtmodellfit, $YB\chi^2 = 73.44$ ($df = 62$, $p = .15$); CFI = .989; TLI = .986; RMSEA = .029 (90 %-KI: .000, .050); SRMR = .042. Betrachtet man die einzelnen Ladungen der Items auf den spezifizierten Faktoren erster Ordnung, so zeigt sich, dass zwar die Items der Faktoren S-Stärken und S-Beziehungen alle statistisch signifikant auf diesen laden (alle $ps < .001$), jedoch die Items des S-Werte-Faktors alle nicht statistisch signifikant auf diesen laden ($ps > .282$). Betrachtet man zudem die Ladungen der Faktoren erster Ordnung auf dem übergeordneten Self-Affirmation-Faktor, so zeigt sich, dass zwar die Subfaktoren S-Stärken und S-Beziehungen statistisch signifikant auf dem übergeordneten Self-Affirmation-Faktor laden, jedoch nicht der S-Werte-Faktor auf diesem ($p = .364$). Bemerkenswerterweise zeigen sich jedoch in einem Dreifaktor-Modell ohne übergeordneten Faktor, in dem die drei Inhaltsfaktoren kovariieren dürfen, mittlere bis hohe Korrelationen des S-Werte-Faktors mit dem S-Stärken-Faktor ($\rho = .51$, $p < .001$) und mit dem S-Beziehungen-Faktor ($\rho = .37$, $p < .001$) trotz des vergleichsweise geringeren Zusammenhangs zwischen den beiden Subfaktoren S-Beziehungen und S-Stärken ($\rho = .22$, $p = .004$). Eine Übersicht der Interkorrelationen findet sich im Elektronischen Supplement 6.

Aufgrund der nicht bestätigten, initial angenommenen Faktorstruktur wurden nachfolgend theoriebasiert zwei Alternativmodelle getestet, die einen Self-Affirmation-Generalfaktor (SAG) beinhalten.

Einfaktorielles Modell

Es wurde ein einfaktorielles Modell spezifiziert mit einem übergeordneten SAG-Faktor, auf dem alle 13 Indikatoren laden. Folgender Gesamtmodellfit ergab sich, $YB\chi^2 = 561.151$ ($df = 65$, $p < .001$); CFI = .552; TLI = .463; RMSEA = .208 (90 %-KI: 0.192, 0.224); SRMR = .185. Der globale Modelltest sowie die Fit-Indices sprechen für eine schlechte globale Modellpassung. Zudem zeigen die Ladungen der einzelnen Items auf dem globalen SAG-Faktor, dass alle Items außer Item 4 statistisch signifikant auf dem spezifizierten Faktor laden. Die Höhe der Ladungen der einzelnen Items unterscheidet sich jedoch sehr. Die

höchsten Ladungen weisen die Items 9 bis 13 auf, die alle die Tendenz erfassen, sich selbst durch soziale Beziehungen zu affirmieren. Eine Übersicht der Itemladungen findet sich im Elektronischen Supplement 7.

Bifaktor-S-1-Modell

Wir spezifizierten ein Bifaktor-S-1-Modell mit einem SAG-Faktor und zwei spezifischen Inhaltsfaktoren. In Bifaktor-S-1-Modellen „ankert“ der Referenzfaktor den Generalfaktor. Wir definierten Selbstaffirmation durch Werte als Referenzdomäne, da (a) aus theoretischer Perspektive Selbstaffirmation durch Werte eine abstraktere, übergeordnete Konzeptualisierung von Selbstaffirmation darstellt, die auch konkretere Formen der Selbstaffirmation anstoßen kann. Selbstaffirmation durch Stärken und soziale Beziehungen hingegen sind konkretere Formen der Selbstaffirmation. Zudem war (b) basierend auf den Interkorrelationen zwischen Affirmation durch Werte und den zwei anderen Affirmations-Dimensionen in einem non-hierarchischen Drei-Faktor-Modell zu erkennen, dass Affirmation durch Werte stärker mit diesen beiden spezifischen Domänen korreliert als diese Inhaltsfacetten miteinander zusammenhängen.

Dementsprechend spezifizierten wir ein Modell mit einem Self-Affirmation-Generalfaktor (SAG), auf dem alle 13 Items des DSAM laden durften und zwei spezifischen Inhaltsfaktoren. Der erste Inhaltsfaktor deckte den Inhaltsbereich „Selbstaffirmation durch Stärken (S1-Stärken)“ ab und der zweite Inhaltsfaktor den Inhaltsbereich „Selbstaffirmation durch soziale Beziehungen (S2-Beziehungen)“. Das spezifizierte Modell passte sehr gut auf die Daten, $YB\chi^2 = 60.55$ ($df = 55$, $p = .28$); CFI = .995; TLI = .992; RMSEA = .024 (90%-KI: 0.000, 0.054); SRMR = .036. Zudem zeigte sich, dass alle Items signifikant auf den spezifizierten Faktoren laden. Die standardisierten Ladungen sind den drei rechten Spalten der Tabelle 1 zu entnehmen. Für die spezifischen Inhaltsfaktoren S1-Stärken und S2-Beziehungen zeigt sich zudem, dass die jeweiligen zugehörigen Items ungefähr in gleicher Höhe auf ihren zugehörigen Faktoren laden, wohingegen sich für den Self-Affirmation-Generalfaktor zeigt, dass die Items 5 bis 8 höher auf dem Faktor laden als die Items 1 bis 4 und Items 9 bis 13. Zudem zeigt sich, dass die spezifischen Faktoren nicht statistisch signifikant miteinander korrelieren ($p = .639$).

Weitere Fit-Indices

Rodriguez et al. (2016) verweisen darauf, dass neben der Bewertung des lokalen und globalen Fits zur Bewertung von Bifaktormodellen zudem weitere Indikatoren herangezogen werden sollten. Omega (ω) ist ein Reliabilitätschätzer, der den Anteil der Varianz in den beobachteten Gesamtscores abschätzt, der auf die gemeinsamen laten-

ten Variablen zurückzuführen ist (Reise, Bonifay & Haviland, 2013). Der Koeffizient ω_H wiederum schätzt den Anteil der Varianz der Gesamtscores, der auf den Generalfaktor zurückzuführen ist. Hingegen reflektiert ω_{HS} die Reliabilität eines spezifischen Subskalenscores, wenn man für die Varianz des Generalfaktors kontrolliert (Reise et al., 2013). Vergleicht man zunächst den ω_H -Wert = .58 mit dem Koeffizienten $\omega = .91$, so zeigt sich, dass sich ein Großteil der reliablen Varianz der Gesamtscores auf den Self-Affirmation-Generalfaktor zurückführen lässt (64%), wohingegen 33% der reliablen Varianz in den Gesamtscores auf die Inhaltsfaktoren zurückgeführt werden kann. Diese Kennwerte deuten darauf hin, dass die DSAM-Total-Scores trotz der Multidimensionalität der Daten als partiell unidimensionale Reflexion der Tendenz, sich selbst zu bestärken, interpretiert werden können. Zugleich zeigt sich, dass auch die spezifischen Inhaltsfaktoren einen relevanten Anteil haben. Für den spezifischen Inhaltsfaktor S1-Stärken ergibt sich $\omega_{HS1} = .62$ und für den spezifischen Inhaltsfaktor S2-Beziehungen ergibt sich ein $\omega_{HS2} = .77$. Diese Werte geben den Anteil der eigenständigen Varianz an, der sich auf die Inhaltsfaktoren zurückführen lässt, unter Auspartialisierung der Varianz des Generalfaktors (Reise et al., 2013). Diese Werte können mit den initialen ω -Werten der beiden Subskalen verglichen werden ($\omega_{S1} = .84$, $\omega_{S2} = .90$) und es zeigt sich hier eine Reduktion der ω -Werte, wenn der Generalfaktor auspartialisiert wird ($\omega_{HS1} = .62$, $\omega_{HS2} = .77$). Der FD-Kennwert wiederum gibt an, ob es zulässig ist, die Faktorscores als Proxy für interindividuelle Unterschiede auf einer latenten Variable anzusehen. Faktorscoreschätzungen sollten nur dann tatsächliche Unterschiede auf einer latenten Variable abbilden, wenn der FD-Wert des latenten Faktors $\geq .90$ ist (Rodriguez et al., 2016). Die vorliegenden FD-Werte sprechen dafür, dass die Nutzung von Summenscoreschätzungen für den Generalfaktor sowie für den spezifischen S2-Beziehungen Inhaltsfaktor gerechtfertigt ist, $FD_{SAG} = .92$, $FD_{S2} = .95$, nicht aber für den spezifischen S1-Stärken Inhaltsfaktor, $FD_{S1} = .89$. Ein weiteres Maß, das herangezogen werden kann, um abzuschätzen, wie gut die latenten Faktoren durch das gegebene Set an Items repräsentiert werden und sich dementsprechend das spezifizierte Modell replizieren lassen sollte, ist der H-Index (Rodriguez et al., 2016). Niedrige H-Werte lassen darauf schließen, dass die latenten Faktoren nicht gut durch die Indikatoren definiert sind. Gemäß Hancock und Mueller (2001) sollte der H-Index für jeden Faktor ein Mindestkriterium von $\geq .70$ erfüllen. Für den SAG-Faktor zeigte sich $H_{SAG} = .87$ und für die spezifischen Inhaltsfaktoren $H_{S1} = .76$ und $H_{S2} = .88$. Die H-Indizes lassen dementsprechend darauf schließen, dass alle spezifizierten latenten Variablen (der Generalfaktor sowie die zwei spezifischen Inhaltsfaktoren) gut durch das gegebene Set an

Items repräsentiert sind und sich das spezifiziertere Modell dementsprechend gut replizieren lassen sollte.

Neben der Bewertung der Spezifikation der latenten Variablen und der Reliabilität in der Erfassung der spezifizierten Facetten sollte zudem überprüft werden, ob – gegeben eines relativ starken Generalfaktors – überhaupt ein Bifaktormodell definiert werden sollte, anstatt eines eindimensionalen Modells. Diese Frage lässt sich mittels des ECV-Kennwerts (Explained Common Variance) und des PUC-Kennwerts (Percent Uncontaminated Correlations) bewerten. Hier beträgt die ECV = .42, was impliziert, dass der Generalfaktor 42% der gemeinsamen Varianz erklärt (und entsprechend 58% an Varianz durch die beiden Inhaltsfaktoren). Zudem beträgt die PUC = .79, was dafür spricht, dass ein Großteil der Itemvarianz auf den Self-Affirmation-Generalfaktor zurückzuführen ist. Wichtig zu beachten ist, dass besonders hohe ECV-Werte für einen starken Generalfaktor sprechen und in Kombination mit hohen PUC-Werten darauf hindeuten könnten, dass ein unidimensionales Faktormodell die latente Faktorstruktur besser abbilden würde, selbst wenn der globale Modellfit eher für ein Bifaktormodell anstatt eines einfaktoriellen Modells sprechen würde (Rodriguez et al., 2016). PUC-Wert und ECV-Wert implizieren in Kombination, dass – trotz der relativen Stärke des Generalfaktors – ein Bifaktor-S-1-Modell sehr gut auf die Daten passt und gegenüber eines einfaktoriellen Modells zu präferieren ist.

Faktorielle Validität Studie 2

Replikation der Faktorenstruktur des DSAM: Bifaktor-S-1-Modell

Angelehnt an die Ergebnisse aus Studie 1 spezifizierten wir anhand der Stichprobe von Berufstätigen ($N = 229$) ein Modell mit einem Self-Affirmation-Generalfaktor (SAG), auf dem alle 13 Items des DSAM laden durften und zwei zueinander orthogonale Inhaltsfaktoren (S1-Stärken und S2-Beziehungen). Das spezifiziertere Modell passte gut auf die Daten, $YB\chi^2 = 79.98$ ($df = 55, p = .016$); CFI = .981; TLI = .972; RMSEA = .045 (90%-KI: 0.023, 0.063); SRMR = .052. Der SRMR-Wert liegt zwar über dem konventionell angelegten Kriterium von $\leq .05$ für einen guten Modellfit, jedoch sprechen die anderen Indices in der Summe für einen guten Gesamtmodellfit. Alle Items luden zudem statistisch signifikant auf den spezifizierten Faktoren. Die standardisierten Ladungen sind Tabelle 1 zu entnehmen. Für die spezifischen Inhaltsfaktoren S1-Stärken und S2-Beziehungen zeigt sich zudem, dass die Items 1 bis 4 etwas geringer auf ihrem zugehörigen Inhaltsfaktor laden als die Items 9 bis 13. Wohingegen die

Items 1 bis 4 etwas höher auf dem SAG-Faktor laden als die Items 9 bis 13.

Vergleicht man daraufhin den ω_H -Wert = .61 mit dem Koeffizienten $\omega = .92$, so zeigt sich, dass sich ein Großteil der reliablen Varianz der Gesamtscores auf den Self-Affirmation-Generalfaktor zurückführen lässt (66%). Dieser Wert impliziert, dass der DSAM-Total-Score trotz der Multidimensionalität der Daten als partiell unidimensionale Reflexion der Tendenz, sich selbst zu bestärken, interpretiert werden kann. Zugleich zeigt sich, dass auch die spezifischen Inhaltsfaktoren einen relevanten Anteil haben mit $\omega_{HS1} = .47$ und $\omega_{HS2} = .81$. Diese Werte geben den Anteil der eigenständigen Varianz an, der sich auf die Inhaltsfaktoren zurückführen lässt, unter Auspartialisierung der Varianz des Generalfaktors (Reise et al., 2013). Diese Werte können mit den initialen ω -Werten der beiden Subskalen verglichen werden ($\omega_{S1} = .82, \omega_{S2} = .92$) und es zeigt sich hier eine Reduktion der ω -Werte, wenn der Generalfaktor auspartialisiert wird ($\omega_{HS1} = .47, \omega_{HS2} = .81$). Die vorliegenden FD-Werte sprechen zudem dafür, dass die Nutzung von Summenscore-Schätzungen für den Generalfaktor sowie für den spezifischen S2-Beziehungen Inhaltsfaktor gerechtfertigt ist, $FD_{SAG} = .93, FD_{S2} = .96$, nicht aber für den spezifischen S1-Stärken Inhaltsfaktor, $FD_{S1} = .82$. Für den SAG-Faktor zeigte sich $H_{SAG} = .88$ und für die spezifischen Inhaltsfaktoren $H_{S1} = .64$ und $H_{S2} = .91$. Dies spricht dafür, dass der Generalfaktor sowie der S2-Beziehungsfaktor gut durch das gegebene Set an Items repräsentiert werden und sich das spezifiziertere Modell gut replizieren lassen sollte. Wohingegen der H-Index für den S1-Stärkenfaktor etwas unter dem Kriterium von $\geq .70$ liegt. Betrachtet man abschließend die ECV = .45 und die PUC = .79, sprechen diese dafür, dass 45% der gemeinsamen Varianz durch den Generalfaktor erklärt wird und dass ein Großteil der Itemvarianz auf den Generalfaktor zurückzuführen ist.

Alles in allem sprechen die Befunde aus Studie 1 und Studie 2 zusammengenommen für das spezifiziertere Bifaktor-S-1-Modell sowie für einen relativ starken Self-Affirmation-Generalfaktor, der einen Großteil der Variabilität aufklärt. Für die nachfolgenden Berechnungen zur Konstruktvalidität lässt sich somit der latente Self-Affirmation-Generalfaktor nutzen. Darüber hinaus rechtfertigt der FD-Kennwert die zusätzliche Nutzung des manifesten Summenscores zur Konstruktvalidierung des DSAM.

Tabelle 2. Produkt-Moment-Korrelationen und latente Konstruktzusammenhänge zwischen dem DSAM, den Subskalen des SESP, der Self-Integrity-Skala und der Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung in Studie 1 ($N = 219$) und Studie 2 ($N = 229$)

Variable	Manifeste Korrelation	Latente Korrelation (SAG)
Self-Affirming Reflections	.52*** (.54***)	.59*** (.55***)
Favorable Construals	.28*** (.20**)	.20** (.13)
Positivity Embrace	.37*** (.27***)	.33*** (.39***)
Self-Integrity	.36*** (.33***)	.30*** (.22*)
Selbstwirksamkeit	.33*** (.29***)	.32*** (.31***)
Defensivität	.08 (.13*)	.04 (.09)

Anmerkungen: SAG = Self-Affirmation-Generalfaktor. In den Klammern befinden sich die Zusammenhänge aus Studie 2. * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$.

Reliabilität und Konstruktvalidität der DSAM: Studie 1 und Studie 2

Die Gesamtskala des DSAM erreichte sowohl in Studie 1 als auch in Studie 2 eine hohe Reliabilität ($\omega_{\text{Studie 1}} = .91$, $\omega_{\text{Studie 2}} = .92$).⁴

Aus Tabelle 2 lassen sich die Indikatoren für die Konstruktvalidität der Gesamtskala aus Studie 1 und 2 entnehmen. Es zeigt sich, dass entsprechend der eingangs formulierten Annahmen ein positiver und statistisch signifikant hoher manifester Zusammenhang zwischen dem DSAM und der Self-Affirming Reflections Subskala der SESP-Skala, $r_1 = .52$ und $r_2 = .54$ ($ps < .001$) besteht. Auch der latente Zusammenhang zwischen Self-Affirming Reflections und dem latenten Self-Affirmation-Generalfaktor des Bifaktor-S-1-Modells ist positiv, statistisch signifikant und hoch ausgeprägt, $\rho_1 = .59$ und $\rho_2 = .55$ ($ps < .001$).

Betrachtet man den Zusammenhang der zwei weiteren Self-Enhancement-Subskalen des SESP, so zeigt sich für Positivity Embrace ein statistisch signifikanter, moderater manifester Zusammenhang, $r_1 = .37$ ($p < .001$) in Studie 1 und ein kleiner Zusammenhang in Studie 2, $r_2 = .27$ ($p < .001$) sowie jeweils ein statistisch signifikanter, moderater latenter Zusammenhang mit dem Self-Affirmation-Generalfaktor des Bifaktor-S-1-Modells, $\rho_1 = .33$ und $\rho_2 = .39$ ($p < .001$). Für die Favorable Construals Subskala zeigt sich nur ein geringer manifester ($r_1 = .28$, $r_2 = .20$, $ps < .001$) sowie in Studie 1 gleichsam ein geringer latenter statistisch signifikanter Zusammenhang, $\rho_1 = .20$ ($p < .01$). In Studie 2 zeigt sich hingegen kein statistisch signifikanter latenter Zusammenhang ($p > .05$). Zudem zeigte sich in Studie 1 kein statistisch signifikanter manifester sowie in Studie 1 und 2 kein statistisch signifikanter latenter Zusammenhang mit der Defensiveness Subskala des SESP ($ps > .05$). Jedoch zeigte sich in Studie 2

ein kleiner statistisch signifikanter manifester Zusammenhang zwischen dem DSAM und Defensivität ($r_2 = .13$, $p < .05$)

Für die Self-Integrity Skala zeigt sich in beiden Studien ein moderater, statistisch signifikanter manifester Zusammenhang, $r_1 = .36$, $r_2 = .33$ ($ps < .001$) und ein moderater latenter Zusammenhang in Studie 1, $\rho_1 = .30$ ($p < .001$) und ein kleiner, statistisch signifikanter latenter Zusammenhang in Studie 2, $\rho_2 = .22$ ($p < .05$). Zwischen dem DSAM und der Selbstwirksamkeitsskala zeigte sich zudem in Studie 1 ein statistisch signifikanter, moderater manifester, $r_1 = 0.33$ ($p < .001$), sowie latenter Zusammenhang, $\rho_1 = .32$ ($p < .001$) und in Studie 2 ein kleiner manifester, $r_2 = 0.29$ ($p < .001$), jedoch moderater latenter Zusammenhang, $\rho_2 = .31$ ($p < .001$). Auffällig ist, dass die latenten Korrelationen zwischen Favorable Construals sowie Self-Integrity und dem Self-Affirmation-Generalfaktor geringer sind als die manifesten. Inspiziert man die Interkorrelationen zwischen den latenten Faktoren im spezifizierten Modell genauer, so zeigt sich, dass der Generalfaktor zwar nur zu $\rho = .20$ mit dem latenten Konstrukt Favorable Construals und zu $\rho = .30$ mit dem latenten Konstrukt Self-Integrity zusammenhängt, dass aber der zum Generalfaktor orthogonale spezifische Faktor S1-Stärken jeweils höhere Zusammenhänge mit diesen Konstrukten aufweist (mit Favorable Construal, $\rho = .34$, $p < .001$; mit Self-Integrity, $\rho = .38$, $p < .001$).

⁴ Aufgrund der Multidimensionalität der Daten (da sich die Variabilität der Daten am ehesten anhand eines Bifaktor-S-1-Modells abbilden lässt) spricht dies gegen die Bestimmung von deskriptiven Kennwerten zur Itemanalyse wie der Trennschärfe, da diese Eindimensionalität voraussetzen (Kelava & Moosbrugger, 2020).

Gesamtdiskussion

Faktorstruktur und Evidenz zur Konstruktvalidität

Das Ziel der vorliegenden Studie bestand darin, ein psychometrisch valides und effizientes deutschsprachiges Maß zur Erfassung dispositionaler Selbstaffirmationen zu entwickeln und zu überprüfen. Dazu wurde die englischsprachige, bereits validierte SSAM-Skala (Harris et al., 2019) übersetzt und hinsichtlich Faktorenstruktur sowie Konstruktvalidität anhand zweier Stichproben geprüft. Die von den Originalautor_innen der englischen Skala postulierte zugrundeliegende Faktorstruktur ließ sich für das DSAM nicht replizieren. Zwar zeigte das Gesamtmodell einen guten Fit, jedoch zeigte sich ein inkonsistentes Ladungsmuster. So lud keines der Items des S-Werte-Subfaktors statistisch signifikant auf diesem und der Subfaktor wiederum lud nicht statistisch signifikant auf dem Self-Affirmation-Generalfaktor. Dieses Ergebnis ist vor allem aufgrund der moderaten bis hohen latenten Zusammenhänge, die sich zwischen den drei Subfaktoren in einem non-hierarchischen Dreifaktormodell zeigten, erklärungsbedürftig. Basierend auf theoretischen Überlegungen zu Selbstaffirmation überprüften wir entsprechend nachfolgend ein Einfaktorielles Modell sowie ein Bifaktor-S-1-Modell. Der Gesamtmodellfit sowie die einzelnen Fit-Indices sprachen alle für das Bifaktor-S-1-Modell, in welchem wir einen Self-Affirmation-Generalfaktor und zwei spezifische Inhaltsfaktoren (S1-Stärken, S2-Beziehungen) spezifizierten. Das Bifaktor-S-1-Modell erwies sich zudem als sehr reliabel und ließ sich auch in einer zweiten unabhängigen Stichprobe replizieren.

Die erhaltene Faktorstruktur – und vor allem die Verankerung des Generalfaktors anhand der Items, die Affirmation durch Wertebestärkung erfassen – erscheint theoretisch naheliegend. Es ist plausibel, dass die Bestärkung durch Werte primär eine übergeordnete Selbstaffirmationstendenz widerspiegelt. Items, die Affirmation durch Stärken oder soziale Beziehungen erfassen, weisen hingegen neben der generellen Affirmationstendenz noch spezifische (statistisch gesprochen residuale) inhaltliche Bestandteile auf. Mit Hinblick auf die Verwendbarkeit und Interpretation der Werte sprechen die vorliegenden Befunde zur Faktorstruktur des DSAM für die primäre Nutzung eines Selbstaffirmationssummscores. Von der separaten inhaltlichen Interpretation von Subskalenscores zur Affirmation durch Werte oder Stärken ist auf Basis der vorliegenden Ergebnisse jedoch abzuraten. Der FD-Wert spricht zwar dafür, dass die Nutzung des Subskalenscores zur Affirmation durch soziale Beziehungen sich rechtfertigen lässt, jedoch liegen für diesen Subskalenwert bislang

keine weiteren Belege im Sinne konvergenter oder divergenter Validität vor.

Nach der Analyse der zugrundeliegenden Faktorstruktur untersuchten wir die Konstruktvalidität des DSAM. Es zeigten sich in Studie 1 und 2 ein positiver latenter Zusammenhang des Self-Affirmation-Generalfaktors mit der Self-Affirming Reflections Subskala des SESP (hoher Zusammenhang), der Positivity Embrace Subskala (moderat), mit Selbstintegrität (moderat in Studie 1 und niedrig in Studie 2) sowie Selbstwirksamkeit (moderat) und ein geringer latenter Zusammenhang mit Favorable Construals in Studie 1, der sich jedoch in Studie 2 nicht replizieren ließ. Zudem zeigte sich entgegen den Erwartungen kein negativer latenter Zusammenhang zwischen dem Self-Affirmation-Generalfaktor und Defensivität.

Entgegen den Befunden von Harris et al. (2019), welche die englischsprachige Originalskala validierten, zeigte sich in Studie 1 nur ein kleiner latenter positiver Zusammenhang zwischen Favorable Construals und dem SAG. In Studie 2 war dieser Zusammenhang nicht signifikant. Harris et al. (2019) wiederum berichten einen hohen positiven Zusammenhang zwischen einem Self-Affirmation-Generalfaktor in einem hierarchischen Faktormodell mit drei Subfaktoren (Affirmation durch Stärken, Affirmation durch Werte, Affirmation durch soziale Beziehungen). Ein möglicher Grund für die geringeren Zusammenhänge zwischen dem SAG und Favorable Construals in unseren Studien könnte in der eingeschränkten Reliabilität der Favorable Construal Subskala (Studie 1: $\alpha = .75$, Studie 2 $\alpha = .62$) liegen. Ein weitaus substanziellerer Grund könnte in der unterschiedlichen Zusammensetzung des SAG-Faktors zu finden sein. Inspiziert man die Interkorrelationen der Subfaktoren bei Harris et al. (2019, Supplement 3 zu Studie 1), so zeigt sich, dass der latente Zusammenhang zwischen Favorable Construals und dem Werte-Subfaktor nur moderat und dem Soziale Beziehungen-Subfaktor nur gering ist, wohingegen der Zusammenhang zwischen Favorable Construals und dem Stärken-Subfaktor hoch ausgeprägt ist. In unserem Modell fließen diejenigen Items, die sich dem Stärken-Faktor zuordnen lassen (Item 1 bis 4), vergleichsweise geringer in den SAG-Faktor ein (Range der Ladungen in Studie 2: .44–.55) als beispielsweise die Items, die Affirmation durch Werte erfassen (Range der Ladungen in Studie 2: .56–.82). Bei Harris et al. (2019) wiederum nehmen eben diese Items (1 bis 4) eine zentralere Rolle ein (Range der Ladungen, Harris et al., 2019, Studie 1: .77–.90). Es lässt sich vermuten, dass sich die unterschiedliche Höhe des latenten Zusammenhangs auf den ungleichen Einfluss der Items 1 bis 4 (dem Stärke-Subfaktor zugehörig) für den Generalfaktor in unserem Bifaktor-S-1-Modell und dem hierarchischen dreifaktoriellen Modell von Harris et al. (2019) zurückführen lässt.

Der nicht statistisch signifikante Zusammenhang mit Defensivität ist zudem zunächst erstaunlich, da vorhergehende Forschung zeigt, dass die Affirmation eigener Werte zu einer geringeren Defensivität gegenüber selbstbedrohenden Gesundheitsinformationen führt (Crocker et al., 2008; Van Koningsbruggen et al., 2009). Inspiziert man diese Studien jedoch etwas genauer, um Anhaltspunkte für mögliche Erklärungen zu finden, so zeigt sich, dass sich Defensivität nur für diejenigen Studienteilnehmenden reduziert, für welche die erhaltenen Informationen sehr relevant sind. Möglicherweise ist demnach nur ein kontextspezifischer negativer Zusammenhang zwischen Defensivität und Selbstaffirmation zu erwarten.

Unabhängig von den zukünftig besser zu klärenden Beziehungen zwischen Selbstaffirmationstendenzen und Defensivität sowie Favorable Construals weisen die ermittelten Zusammenhänge in der Summe auf die Konstruktvalidität des DSAM hin.

Limitationen

Die hier berichteten Befunde zur Faktorstruktur des DSAM werfen die Frage auf, ob potenziell die Entwicklung einer rein eindimensionalen Selbstaffirmationsskala gewinnbringend sein könnte. Aus theoretischer Perspektive ist das Konstrukt der Selbstaffirmation primär eindimensional definiert (siehe Steele, 1988). Die vorliegenden Ergebnisse der Faktorenanalyse deuten jedoch darauf hin, dass die spezifischen inhaltlichen Dimensionen (Affirmation durch soziale Beziehungen und Affirmation durch Stärken) über den Selbstaffirmationsgeneralfaktor hinaus zu einem substanziellen Anteil zur Varianzaufklärung der DSAM-Summenscores beitragen (ca. 33%).

Darüber hinaus bieten die hier berichteten Befunde keinen Aufschluss über den Dispositionscharakter von Selbstaffirmation sowie keine Prüfung der Kriteriumsvalidität. Nachfolgende Studien sollten sich dementsprechend einerseits der Frage nach der (zeitlichen) Stabilität von Selbstaffirmation widmen und andererseits untersuchen, inwiefern sich durch das DSAM theoretisch anzunehmende Außenkriterien vorhersagen lassen. Harris et al. (2023, Studie 2) berichten zwar, dass sich anhand des SSAM auf Verhaltensebene non-avoidant Coping und Wohlbefinden vorhersagen lassen, jedoch untersuchten sie die Vorhersagekraft der einzelnen Subfacetten und berichten nicht den prädiktiven Zusammenhang mit der Gesamtskala. Darüber hinaus widmet sich ein großer Bereich der Selbstaffirmationsforschung der Frage nach dem Einfluss von Selbstaffirmationsinterventionen im Leistungskontext (für einen Überblick siehe Easterbrook, Harris & Sherman, 2021). Ein zentrales Kriterium, was dementsprechend in nachfolgender Forschung betrach-

tet werden sollte, ist der Zusammenhang unterschiedlicher DSAM-Ausprägungen mit nachfolgender Leistungsentwicklung.

Weiterhin ist anzumerken, dass die im Rahmen der Validierung des DSAM herangezogene SESP-Skala von uns übersetzt wurde und in beiden Studien einen wenig zufriedenstellenden Gesamtmodellfit aufwies (siehe ESM 4). Zwar zeigt sich bereits bei Hepper et al. (2010) in ihrer Validierung der Originalskala nur ein moderater Modellfit, dennoch sollte diesem Umstand bei der Bewertung der vorliegenden Ergebnisse Beachtung geschenkt werden.

Konklusion und Stärken

Trotz der Limitationen der Studien deuten die vorgestellten Befunde darauf hin, dass das DSAM ein valides Messinstrument zur Erfassung der Disposition zur Selbstaffirmation ist. Da ein Konstrukt nur untersucht werden kann, wenn es messbar ist (Eid & Schmidt, 2014), besteht die Stärke dieser Arbeit vor allem darin, dass sie erstmalig ein Instrument für die Messung der Disposition zur Selbstaffirmation im deutschen Sprachraum bereitstellt. Hierauf kann nachfolgende Forschung aufbauen, insbesondere wenn es darum geht, den dispositionalen Charakter von Selbstaffirmationstendenzen genauer zu beleuchten.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000335>

- ESM 1.** Automatisierter Ausschluss von Teilnehmenden.
- ESM 2.** A Priori Poweranalyse zu Studie 1 und Studie 2.
- ESM 3.** Zusammenhänge des DSAM mit Misserfolgsattributionen und der Durchschnittsnote.
- ESM 4.** SESP Globaler Modellfit und Itemladungen.
- ESM 5.** Studie 2: Modellfit Hierarchisches- und Einfaktormodell.
- ESM 6.** Interkorrelation: Inhaltsfaktoren im Dreifaktoriellen- und im Bifaktor-S-1-Modell.
- ESM 7.** Einfaktorielles Modell: Itemladungen.

Literatur

Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: W.H. Freeman.

- Bartimote-Aufflick, K., Bridgeman, A., Walker, R., Sharma, M. & Smith, L. (2016). The study, evaluation, and improvement of university student self-efficacy. *Studies in Higher Education*, 41(11), 1918–1942. <https://doi.org/10.1080/03075079.2014.999319>
- Bühner, M. (2021). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (4. Aufl.). München: Pearson.
- Cohen, G. L. & Sherman, D. K. (2014). The psychology of change: Self-affirmation and social psychological intervention. *Annual Review of Psychology*, 65(1), 333–371. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010213-115137>
- Crocker, J., Niiya, Y. & Mischkowski, D. (2008). Why does writing about important values reduce defensiveness? Self-affirmation and the role of positive other-directed feelings. *Psychological Science*, 19(7), 740–747. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2008.02150.x>
- Dueber, D. M. (2017). *Bifactor Indices Calculator* [Software]. University of Kentucky Libraries. <https://github.com/ddueber/BifactorIndicesCalculator>
- Easterbrook, M. J., Harris, P. R. & Sherman, D. K. (2021). Self-affirmation theory in educational contexts. *Journal of Social Issues*, 77(3), 683–701. <https://doi.org/10.1111/josi.12459>
- 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>
- Eid, M. & Schmidt, K. (2014). *Testtheorie und Testkonstruktion*. Göttingen: Hogrefe.
- Emanuel, A. S., Howell, J. L., Taber, J. M., Ferrer, R. A., Klein, W. M. & Harris, P. R. (2018). Spontaneous self-affirmation is associated with psychological well-being: Evidence from a US national adult survey sample. *Journal of Health Psychology*, 23(1), 95–102. <https://doi.org/10.1177/1359105316643595>
- Epton, T. & Harris, P. R. (2008). Self-affirmation promotes health behavior change. *Health Psychology*, 27(6), 746–752. <https://doi.org/10.1037/0278-6133.27.6.746>
- Gäde, J. C., Schermelleh-Engel, K. & Brandt, H. (2020). Konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA). In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (S. 615–659). Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-662-61532-4_24
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66(6), 930–944. <https://doi.org/10.1177/0013164406288165>
- Hancock, G. R. & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudeck, S. du Toit & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future—A Festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 195–216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.
- Harris, P. R., Griffin, D. W., Napper, L. E., Bond, R., Schüz, B., Stride, C. & Brearley, I. (2019). Individual differences in self-affirmation: Distinguishing self-affirmation from positive self-regard. *Self and Identity*, 18(6), 589–630. <https://doi.org/10.1080/15298868.2018.1504819>
- Harris, P. R., Richards, A. & Bond, R. (2023). Individual differences in spontaneous self-affirmation and mental health: Relationships with self-esteem, dispositional optimism and coping. *Self and Identity*, 22(3), 351–378. <https://doi.org/10.1080/15298868.2022.2099455>
- Hepper, E. G., Gramzow, R. H. & Sedikides, C. (2010). Individual differences in self-enhancement and self-protection strategies: An integrative analysis. *Journal of Personality*, 78(2), 781–814. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2010.00633.x>
- Jerusalem, M. & Schwarzer, R. (2003). *SWE – Skala zur Allgemeinen Selbstwirksamkeitserwartung*. ZPID (Leibniz Institute for Psychology Information) – Testarchiv. <https://www.testarchiv.eu/de/test/9001003>
- Kelava, A. & Moosbrugger, H. (2020). Deskriptivstatistische Itemanalyse und Testwertbestimmung. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (S. 143–158). Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-662-61532-4_7
- Morgan, J. I. & Harris, P. R. (2015). Evidence that brief self-affirming implementation intentions can reduce work-related anxiety in downsized survivors. *Anxiety, Stress, & Coping*, 28(5), 563–575. <https://doi.org/10.1080/10615806.2015.1004665>
- Moshagen, M. & Erdfelder, E. (2016). A new strategy for testing structural equation models. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 23(1), 54–60. <https://doi.org/10.1080/10705511.2014.950896>
- Reise, S. P., Bonifay, W. E. & Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129–140. <https://doi.org/10.1080/00223891.2012.725437>
- Rodriguez, A., Reise, S. P. & Haviland, M. G. (2016). Evaluating bifactor models: Calculating and interpreting statistical indices. *Psychological Methods*, 21(2), 137–150. <https://doi.org/10.1037/met0000045>
- Rossee, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2). <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schermelleh-Engel, K. & Gäde, J. C. (2020). Modellbasierte Methoden der Reliabilitätsschätzung. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (S. 335–368). Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-662-61532-4_15
- Sherman, D. K. & Cohen, G. L. (2006). The psychology of self-defense: Self-affirmation theory. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 38, pp. 183–242). San Diego, CA: Elsevier Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(06\)38004-5](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(06)38004-5)
- Sherman, D. K., Cohen, G. L., Nelson, L. D., Nussbaum, A. D., Bunyan, D. P. & Garcia, J. (2009). Affirmed yet unaware: Exploring the role of awareness in the process of self-affirmation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 97(5), 745–764. <https://doi.org/10.1037/a0015451>
- Steele, C. M. (1988). The psychology of self-affirmation: Sustaining the integrity of the self. In L. Berkowitz (Eds.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 21, pp. 261–302). San Diego, CA: Elsevier Academic Press. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60229-4](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60229-4)
- Van Koningsbruggen, G. M., Das, E. & Roskos-Ewoldsen, D. R. (2009). How self-affirmation reduces defensive processing of threatening health information: Evidence at the implicit level. *Health Psychology*, 28(5), 563–568. <https://doi.org/10.1037/a0015610>

Onlineveröffentlichung: 31.07.2024

Danksagung

Besonderer Dank geht an Gabi Atkinson, die uns mit ihrer sprachlichen Expertise bei der Übersetzung der Items des SSAM und des SESP unterstützt hat.

Förderung


Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch die Universität Mannheim.

ORCID


Melissa Montagna

 <https://orcid.org/0009-0007-4539-9421>

Theresa Wenker

 <https://orcid.org/0000-0002-8764-7215>

Oliver Dickhäuser

 <https://orcid.org/0000-0002-3126-8398>

Prof. Dr. Oliver Dickhäuser

Lehrstuhl für Pädagogische Psychologie

Universität Mannheim

68131 Mannheim

Deutschland

oliver.dickhaeuser@uni-mannheim.de