SSOAR

Open Access Repository
www.ssoar.info

Normierung und testtheoretische Überprüfung der deutschen Adaptation der Kurzform der Self-Control Scale (SCS-K-D)

Singh, Ranjit K.

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Gefördert durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) - Projektnummer 491156185 / Funded by the German Research Foundation (DFG) - Project number 491156185

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:
Singh, R. K. (2022). Normierung und testtheoretische Überprüfung der deutschen Adaptation der Kurzform der Self-Control Scale (SCS-K-D). *Diagnostica : Zeitschrift für psychologische Diagnostik und differentielle Psychologie*, *68*(2), 76-87. https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000284

Nutzungsbedingungen:
Dieser Text wird unter einer CC BY Lizenz (Namensnennung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier:
https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de

Terms of use:
This document is made available under a CC BY Licence (Attribution). For more Information see:
https://creativecommons.org/licenses/by/4.0

gesis Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Diese Version ist zitierbar unter / This version is citable under:
https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-85148-2

Originalarbeit

Normierung und testtheoretische Überprüfung der deutschen Adaptation der Kurzform der Self-Control Scale (SCS-K-D)

Ranjit K. Singh

GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, Mannheim

Zusammenfassung: Gegenstand dieses Artikels ist die deutsche Adaptation der Kurzform der Self-Control Scale (SCS-K-D; übersetzt von Bertrams und Dickhäuser). Es werden 3 Ziele verfolgt: (1) Die Dimensionalität der Skala formal zu prüfen, (2) die Skala auf Messinvarianz bezüglich Geschlecht, Bildung und Alter zu prüfen und (3) basierend auf einer Zufallsstichprobe der erwachsenen deutschen Bevölkerung (N = 4 038) Normwerte abzuleiten. Die theoretisch erwartete eindimensionale Struktur konnte empirisch nicht bestätigt werden. Wird der Einfluss invertierter Items mit einem Methodenfaktor kontrolliert, verbessert sich die Modellgüte. Für eine angemessene Modellgüte musste die 13-Item Skala jedoch zusätzlich durch Itemausschluss auf eine 8-Item Skala reduziert werden. Diese 8-Item Variante erreichte auch in einer zweiten, unabhängigen Stichprobe (N = 1 818) eine akzeptable Güte. Die Überprüfung der durch Messinvarianz erfolgte 8-Item Variante mit Methodenfaktor ergab skalare Messinvarianz für Geschlecht, konfigurale Messinvarianz für Bildung und deutliche Messinvarianzprobleme über Altersgruppen hinweg. Normwerte für die erwachsene, deutsche Bevölkerung werden sowohl für die 13-Item und die 8-Item Variante zur Verfügung gestellt und zudem differenziert nach Bildungsniveau und Alter dargeboten.

Schlüsselwörter: Selbstkontrolle, SCS, SCS-K-D, Self-Control Scale, Normierung

Test Norms and a Psychometric Examination of the German Adaption of the Brief Version of the Self-Control Scale (SCS-K-D)

Abstract: The article focuses on the German adaption of the Brief Self-Control Scale (SCS-K-D; translated by Betrams and Dickhäuser). It has three goals: (1) to formally examine the dimensionality of the scale; (2) to test the scale for measurement invariance across sex, education, and age; and (3) to derive norm values based on a probabilistic sample of the adult German population (N = 4,038). The theoretically expected one-dimensional structure had to be dismissed. Controlling the influence of inverted items with a method factor increased the model fit. To reach an acceptable model fit, however, it was necessary to exclude 5 of the 13 items. The resulting 8-item scale was then successfully validated in a second independent sample (N = 1,818). We then tested measurement invariance using the new 8-item scale including the method factor. The scale achieved scalar invariance across sex, configural invariance across education, and exhibited clear invariance problems across age. The norm values are provided for the German adult population. Values are listed for both the 13-item and the 8-item scales and are further differentiated by education level and age.

Keywords: Self-control, SCS, SCS-K-D, Self-Control Scale, test norms

Selbstkontrolle spielt eine wichtige Rolle in vielen Lebensbereichen, z. B. wenn Menschen Versuchungen widerstehen wollen oder ihr Handeln auf langfristige Ziele hin ausrichten möchten (de Ridder, Lensvelt-Mulders, Finkenauer, Stok & Baumeister, 2012). Bei Selbstkontrolle „übt das Selbst Kontrolle aus, um sich über eine vorherrschende Reaktion hinwegzusetzen, wobei angenommen wird, dass hier eine Reaktion mit einer anderen ersetzt wird, um Ziele zu erreichen oder Standards einzuhalten" (Vohs et al., 2008, S. 884; Übersetzung aus dem Englischen durch den Autor). Selbstkontrolle bezieht sich hierbei nicht nur auf die Regulation des Verhaltens, sondern auch der Gedanken, Emotionen (de Ridder et al., 2012), Aufmerksamkeit (Duckworth & Kern, 2011) und auf das Treffen von Entscheidungen (Vohs et al., 2008). Selbstkontrolle ist daher von großem Interesse für Forschende in verschiedenen Anwendungsbereichen wie der Bildungsforschung (Bertrams & Dickhäuser, 2009a) und der Gesundheitspsychologie (Hagger, Gucciardi, Turrell & Hamilton, 2019).

Der Selbstkontrollerfolg von Menschen variiert dabei von Situation zu Situation, zum Beispiel in Abhängigkeit der Stärke eines zu unterdrückenden Impulses (Inzlicht & Schmeichel, 2012) oder auch durch Störeinflüsse wie

https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000284
© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Schlafmangel (Banks & Dinges, 2007) oder Stress (Diamond, 2013). Menschen unterscheiden sich jedoch auch in ihrem durchschnittlichen Selbstkontrollerfolg über viele Situationen hinweg (de Ridder et al., 2012; Duckworth & Kern, 2011). Diese Beobachtung bildet die Grundlage für das Konzept der dispositionellen Selbstkontrollkapazität als zeitlich stabile Eigenschaft, welche den Selbstkontrollerfolg über Zeit, Situationen und Selbstkontrolldomänen hinweg beeinflusst (Tangney, Baumeister & Boone, 2004). Empirisch konnte der prädiktive Wert der Selbstkontrollkapazität wiederholt gezeigt werden. So führt eine höhere dispositionelle Selbstkontrollkapazität zu besseren akademischen Leistungen und adaptiverem Sozialverhalten. Zugleich reduziert sie negative suchtbezogene, maladaptive und delinquente Verhaltensausprägungen (de Ridder et al., 2012; Duckworth & Kern, 2011; Tangney et al., 2004).

Zur Messung der dispositionellen Selbstkontrollkapazität entwickelten Tangney et al. (2004) die Self-Control Scale (SCS). Das Maß erfreute sich bisher großer Beliebtheit und der Artikel, in dem die Skala publiziert wurde, wurde laut Web of Science bisher 2133 Mal zitiert (Clarivate Analytics, 2020). Die Skala liegt in einer Langform (36 Items) und einer Kurzform (13 Items) vor. Bertrams und Dickhäuser (2009b) übertrugen die Kurzform der englischen Skala als „Self-Control Scale Kurzversion Deutsch“ (SCS-K-D) ins Deutsche, lieferten Hinweise auf gute Konstrukt- und Kriteriumsvalidität der Skala und fanden zudem gute interne Konsistenzen. Auch diese Übersetzung wurde seitdem gut rezipiert und laut Web of Science bisher 92 Mal zitiert, mit deutlich ansteigender Tendenz von Jahr zu Jahr (Clarivate Analytics, 2020).

In der vorliegenden Studie konzentrierte ich mich auf die SCS-K-D. Spezifisch verfolgte ich drei Ziele: (1) die Dimensionalität der Skala formal zu prüfen, (2) die Skala auf Messinvarianz bezüglich Geschlecht, Bildung und Alter zu prüfen und (3), basierend auf einer Zufallsstichprobe der erwachsenen deutschen Bevölkerung (N = 4 038), Normwerte abzuleiten, sodass ForscherInnen ihre eigenen Erhebungen mit der SCS-K-D in der erwachsenen deutschen Bevölkerung verorten können.

Bezüglich der Dimensionalität gingen sowohl die ursprünglichen Autoren der Skala (Tangney et al., 2004) als auch die Autoren der deutschen Adaptation (Bertrams & Dickhäuser, 2009b) von einer eindimensionalen Struktur aus. Diese Sichtweise auf Selbstkontrolle als ein allgemeiner dispositioneller Faktor lässt sich in ein breiteres Literaturfeld einordnen, in dem Selbstkontrollkapazität als Prädiktor für Erfolg (und bei Mangel Misserfolg) in vielen Lebensbereichen propagiert wird (de Ridder et al., 2012). In Arbeiten von Baumeister (2013) wird Selbstkontrollkapazität mit Konzepten wie dem Generalfaktor der Intelligenz in Bezug gesetzt. Jedoch hatten Tangney et al. (2004) die Skala keiner konfirmatorischen Faktoranalyse unterzogen. Spätere Untersuchungen der englischen Originalversion verweisen derweil bereits auf eine potenzielle Mehrdimensionalität (Ferrari, Stevens & Jason, 2009), wobei eine aktuelle Studie eine eindimensionale Interpretation der englischen Skala weiterhin für vertretbar hält (Manapat, Edwards, MacKinnon, Poldrack & Marsch, 2021). Bezüglich der deutschen Übersetzung SCS-K-D präsentieren Bertrams und Dickhäuser (2009b) im Rahmen einer konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) ein eindimensionales Modell mit akzeptabler Modellgüte von $\chi^2(56, N = 303) = 86.71$, $p \geq .01$, RMSEA = .04, CFI = .95. Die Reliabilität lag bei α = .78 (Bertrams & Dickhäuser, 2009b). Hierzu mussten jedoch die Residuen verschiedener Items korreliert werden. Dies bedeutet, dass systematische, unerklärte Varianz jenseits des inhaltlichen Faktors in den Items verbleibt. Mit anderen Worten ausgedrückt, liegt ein weiterer unbekannter Einfluss vor, der sich auf einige der Items systematisch auswirkt. Denkbar sind beispielsweise weitere inhaltliche Faktoren oder Faktoren, die durch Methodenaspekte entstehen (Brown, 2015). Lindner, Nagy und Retelsdorf (2015) untersuchten, ob die Skala mit zwei inhaltlichen Faktoren (anstelle eines allgemeinen Selbstkontrollfaktors) besser modelliert werden kann. Es zeigte sich jedoch, dass die Berücksichtigung verschiedener möglicher inhaltlicher Teilfaktoren (wie z. B. Zurückhaltung vs. Impulsivität) zu keinem substanziell besseren Modell führt. Ein Modell mit nur einem Faktor und unkorrelierten Residuen zeigte jedoch auch in ihren Stichproben keine gute Modellpassung.

In der vorliegenden Studie wurde daher eine weitere mögliche Erklärung für die suboptimale Passung eines einfaktoriellen Modells untersucht. Es ist vorstellbar, dass die invertiert formulierten Items einen Methodenfaktor bilden. Invertierte Items sind so formuliert, dass eine hohe Merkmalsausprägung (hier hohe Selbstkontrolle) mit geringer Zustimmung zum Item einhergeht. Ein Beispiel aus der SCS-K-D-Skala ist „Ich bin faul“. Invertierte Items werden häufig verwendet, um Antworttendenzen wie Akquieszenz (die Neigung, zustimmende Antworten unabhängig vom Inhalt auszuwählen) zu verringern (Moosbrugger & Kelava, 2012). Es kann dabei jedoch passieren, dass die invertierten Items das Antwortverhalten systematisch beeinflussen, da sie gemeinsame Varianz teilen, die unabhängig vom inhaltlichen Konstrukt ist, das erfasst werden soll. Der Einfluss der invertierten Items stellt daher eine systematische Fehlervarianz dar, die mit einem eigenen Methodenfaktor explizit modelliert und somit kontrolliert werden kann (Moosbrugger & Kelava, 2012; Podsakoff, MacKenzie, Lee & Podsakoff, 2003; Weijters et al., 2013). Die Vermutung eines Methodenfaktors wird auch dadurch gestützt, dass auch in der englischen Variante Unterschiede zwischen negativ und positiv formu-

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article
under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

lierten Items auftraten (Ferrari et al., 2009, Manapat et al., 2021).

Bezüglich der Messinvarianz wurde in der vorliegenden Studie die Vergleichbarkeit der Skala über Geschlechtsgruppen, Bildungsabschlüsse und Alter hinweg untersucht. Messinvarianz testet dabei, ob die Skala das Zielkonstrukt über verschiedene Zielpopulationen hinweg vergleichbar abbildet. In der Forschungspraxis wird Messinvarianz in hierarchische Stufen der Messinvarianz aufgegliedert. Dabei wird zunächst die Vergleichbarkeit der Faktorstruktur (konfigurale Messinvarianz) geprüft, danach, falls diese gegeben ist, die der Faktorladungen (metrische Messinvarianz) und zuletzt die der Intercepts (skalare Messinvarianz; Putnick & Bornstein, 2016). Messinvarianz bezüglich des Alters und Geschlechts ist relevant, da in der Literatur über höhere Selbstkontrolle bei älteren Menschen sowie bei Frauen berichtet wird (de Ridder et al., 2012). Daher sollte eine Selbstkontrollskala Unterschiede zwischen Menschen verschiedenen Geschlechts und Alters verlässlich abbilden können. Darüber hinaus ist die Vergleichbarkeit über verschiedene Bildungsabschlüsse hinweg relevant, weil Selbstkontrolle oft in der Bildungsforschung Anwendung findet (Bertrams et al., 2010) und Selbstkontrolle mit schulischem Erfolg zusammenhängt (de Ridder et al., 2012).

Methoden

Teilnehmer

Die Studie stützte sich zunächst auf einer Umfrage des GESIS Panels (N = 4 038). Um jedoch ein neues Faktormodell (mit einigen ausgeschlossenen Items), das post hoc als Alternative zur vollständigen Skala vorgeschlagen wurde, validieren zu können, wurde im Anschluss eine zweite unabhängige Stichprobe (N = 1 818) herangezogen.

Teilnehmer der Hauptstudie (GESIS Panel). Die Hauptstudie wurde im GESIS Panel (Bosnjak et al., 2018) durchgeführt. Das GESIS Panel ist ein probabilistisches Mixed-Mode Access Panel, das zum Zeitpunkt der Studie über mehr als 5 000 Panelmitgliedern verfügte. Mixed-Mode bedeutet hier konkret, dass das GESIS Panel zwar überwiegend als Onlineumfrage durchgeführt wird (73 % der Teilnahmen), aber auch einen postalischen Offlinemodus hat (28 % der Teilnahmen), um auch diejenigen Menschen abzubilden und erreichen zu können, die nicht online teilnehmen können oder wollen. Das GESIS Panel basiert auf Zufallsstichproben der deutschsprechenden, dauerhaft in Deutschland wohnenden erwachsenen Bevölkerung (Bosnjak et al., 2018). Spezifisch wurde zur Initiation des Panels ein mehrstufiges Verfahren angewendet. Zunächst wurden 236 Gemeinden ausgewählt, dann Personen aus dem Einwohnermelderegister der Gemeinden ausgewählt. Danach erfolgte ein persönliches Rekrutierungsinterview. Teilnehmende, die ihre Bereitschaft erklärt haben, wurden dann Teil des GESIS Panels. Details zu diesem Prozess können Bosnjak et al. (2018) entnommen werden. Um Panelmortalität, also das Ausscheiden von Teilnehmern aus dem Panel, zu kompensieren, wurde das Panel zuletzt 2016 durch Teilnehmende der Allgemeine Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften (ALLBUS; Wasmer , Blohm, Walter, Jutz & Scholz 2017) aufgefrischt. Details zur Auffrischung können dem technischen Report des GESIS Panels entnommen werden (Schaurer & Weyandt, 2018). Das GESIS Panel führt pro Jahr sechs Wellen durch, wobei in jeder Welle drei fünfminütige Fragebogenplätze für externe Einreichungen vergeben werden. Die vorliegende Studie basierte auf einer erfolgreichen Bewerbung um einen solchen Fragebogenplatz im GESIS Panel und lief in der vierten Welle im Jahr 2017.

Die Zufallsstichprobe des GESIS Panels bietet sich dazu an, Normwerte der SCS-K-D Skala für die erwachsene deutsche Allgemeinbevölkerung abzuleiten. Die Qualität der Rekrutierungsstichprobe ist vergleichbar mit dem State of the Art probabilistischer Umfrageprogramme wie dem ALLBUS (Bosnjak et al., 2018). Die Geschlechtsverteilung im GESIS Panel mit 50 % Frauen und 50 % Männern stimmt mit Abweichungen von 0.2 % bei Frauen und 0.3 % bei Männern fast perfekt mit der Amtlichen Statistik überein (Statistisches Bundesamt, 2020a). Die Geschlechtsverteilung ist hier nur binär, weil das GESIS Panel Geschlecht 2017 nur binär abgefragt hat. Auch das Statistische Bundesamt weist die Bevölkerungsfortschreibung noch binär aus, weil sie auf dem Zensus von 2011 besteht. Es gilt jedoch zu bedenken, dass das GESIS Panel, insbesondere durch Panelmortalität, die soziodemografische Verteilung in Deutschland nicht in allen Aspekten originalgetreu abbildet. Das Durchschnittsalter im GESIS Panel liegt mit 52.95 Jahren etwas höher als das vom Statistischen Bundesamt ausgewiesene Durchschnittsalter der erwachsenen Bevölkerung (50.76; interpoliert aus klassierten Daten von 20–80-Jährigen; Statistisches Bundesamt, 2020b). Besonders stark macht sich die Panelmortalität jedoch bei der Bildung bemerkbar. Menschen mit maximal einer Berufsausbildung oder nur mit Abitur sind im Vergleich zur amtlichen Statistik um 13.1 Prozentpunkte unterrepräsentiert (44.5 % im GESIS Panel statt 58 %). Menschen mit mindestens Bachelorabschluss oder Meisterausbildung sind hingegen um 13.6 Prozentpunkte überrepräsentiert (43 % im GESIS Panel statt 29.3 %; Statistisches Bundesamt, 2020c). Die Stichprobe ist dennoch geeignet, um Bevölkerungsreferenzwerte für die SCS-K-D Skala abzuleiten, da die SCS-K-D Werte

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

nicht substanziell mit Bildung korreliert sind. Zur Illustration werden die SCS-K-D Skalenwerte im Ergebnisteil auch getrennt nach Bildungsniveaus ausgewiesen.

Teilnehmer der Zusatzstichprobe (WisoPanel). Im Ergebnisteil wird ein neues Modell vorgeschlagen, das nur 8 statt 13 Items umfasst. Da dieses Modell basierend auf den Ergebnissen aus den GESIS-Panel-Daten gebildet wurde, musste es in einer unabhängigen Stichprobe validiert werden. Dazu werden Daten aus einem vorangegangenen Onlineexperiment, in dem die SCS-K-D zum Einsatz kam, herangezogen (Singh & Göritz, 2018). Das Experiment wurde im WisoPanel durchgeführt, einem nichtprobabilistischen akademischen Online-Access-Panel. Es standen $N = 1\,818$ Teilnehmer zur Verfügung, die die acht relevanten Items der SCS-K-D-Skala ausgefüllt hatten. Das Durchschnittsalter war 49.8 Jahre, 57.5 % der Befragten waren weiblich und 32.3 % hatten einen Universitätsabschluss.

Materialien

SCS-K-D. Die deutsche Kurzversion der Self-Control Scale (SCS-K-D; Bertrams & Dickhäuser, 2009) basiert auf der englischen Self-Control Scale von Tangney et al. (2004). Die SCS-K-D umfasst 13 Items, die in Tabelle 1 (im Ergebnisteil) dargestellt sind. 9 von 13 Items sind invertiert. Das heißt, eine hohe Zustimmung zu diesen Items bedeutet eine gering ausgeprägte Selbstkontrollkapazität. Ein Beispiel ist das invertierte Item „Ich sage unangemessene Dinge". Teilnehmende konnten auf einer fünfstufigen Likertskala von 1 (*völlig unzutreffend*) bis 5 (*trifft ganz genau zu*) antworten. Das Testergebnis wird als Summenwert aller Itemantworten berechnet, nachdem die Antworten auf invertierte Items rekodiert worden sind.

Ordinale Kategorisierung von Bildung nach der International Standard Classification of Education (ISCED 2011). Die Bildungsmessung im GESIS Panel erfolgte anhand von vier Fragen mit komplexer Filterführung. Abgefragt wurden die folgenden Abschlussarten: Allgemeinbildender Schulabschluss (9 Optionen), Berufsabschluss (13 Optionen), Universitätsabschluss (6 Optionen) und Art des Universitätsabschlusses (7 Optionen; Weyandt, 2020). Da alle möglichen Bildungsabschlüsse (und Abschlusskombinationen) zu kleinteilig wären, wurde eine international etablierte Klassifikation von Bildungsabschlüssen der UNESCO herangezogen: die International Standard Classification of Education ISCED 2011 (UNESCO Institute for Statistics, 2012). ISCED 2011 erlaubt eine sehr differenzierte Aufschlüsslung. Für die aktuelle Studie war die oberste Ebene an Bildungscodes am besten geeignet, die Bildungsabschlüsse (und deren Kombinationen) in acht Stufen unterteilt von 1 *Primarbereich* (Grundschule) bis 8 *Promotion.* Diese Stufen reduzieren die Komplexität auf ein bewältigbares Niveau und erlauben eine ordinale Interpretation der Bildungsniveaus. Die genaue Zuordnung aller deutschen Abschlüsse zu den ISCED-Werten stellt das Statistische Bundesamt bereit (Statistisches Bundesamt, 2020c).

Verwendete Software

Alle Analysen wurden mit R (The R Foundation, 2019) in RStudio (RStudio Team, 2019) durchgeführt. Die GESIS-Panel-Daten, die in einem SPSS-Datenformat zur Verfügung gestellt werden, wurden mit dem Packet haven (Wickham & Miller, 2018) importiert. Der Datensatz wurde mit dplyr and magrittr aus der Tidyverse-Paketsammlung (Wickham, 2017) bereinigt und strukturiert. Basale statistische Analysen wie t-Tests, bivariate Korrelationen und lineare Regressionen wurden mit den nativen R-Funktionen durchgeführt. CFAs und die Untersuchung der Messinvarianz wurde mit lavaan durchgeführt (Rosseel, 2012). Für das lokale Strukturgleichungsmodell zur Untersuchung der Messinvarianz über Alter hinweg wurde mit dem sirt Paket durchgeführt (Hildebrandt, Lüdtke, Robitzsch, Sommer & Wilhelm, 2016). Die Ergebnisse wurden via knitr (Xie, 2018) und kableExtra (Zhu, 2018) aufbereitet und ausgegeben. Diagramme wurden in ggplot2 (Wickham, 2016) realisiert und mit Cairo (Urbanek & Horner, 2019) als hochauflösende Bilder mit Kantenglättung ausgegeben.

Ergebnisse

Zunächst wurde die interne Konsistenz der SCS-K-D aus Sicht der klassischen Testtheorie bewertet und einer deskriptive Itemanalyse unterzogen (Moosbrugger & Kelava, 2012). Es zeigte sich, dass die Skala eine zufriedenstellende interne Konsistenz von $\alpha = .83$ vorzuweisen hat. Damit konnte die Reliabilitätsschätzung aus den beiden ursprünglichen Validierungsstichproben repliziert und sogar übertroffen werden ($\alpha = .79$ & $\alpha = .80$; Bertrams & Dickhäuser, 2009). Tabelle 1 zeigt die deskriptiven Itemkennwerte sowie die Faktorladungen der späteren CFAs. Die Inspektion der Mittelwerte und Itemschwierigkeiten zeigte, dass sich die meisten Teilnehmenden eher in der oberen Hälfte der Skala verortet hatten. Dennoch bildet die Skala die gesamte Breite der Verteilung in der Bevölkerung ab: Die Trennschärfen sind überwiegend gut, also über .40 (Moosbrugger & Kelava, 2012). Nur die Items 4, 9, und 12 liegen leicht unter dem empfohlenen Grenzwert. Bei keinem Item würde sich die interne Konsistenz verbessern, wenn man das Item weglässt.

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article
under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Tabelle 1. SCS-K-D: Itemformulierung und Kennwerte

Item			$\bar{X}$	*SD*	r_{it}	$\lambda_{13\ \text{Items}}$	$\lambda_{8\ \text{Items}}$
	1.	Ich bin gut darin, Versuchungen zu widerstehen.	3.24	0.86	.45	.49	.60
*	2.	Es fällt mir schwer, schlechte Gewohnheiten abzulegen.	2.97	0.89	.49	.56	.50
*	3.	Ich bin faul.	3.97	0.96	.53	.59	.46
*	4.	Ich sage unangemessene Dinge.	3.83	0.90	.40	.44	
*	5.	Ich tue manchmal Dinge, die schlecht für mich sind, wenn sie mir Spaß machen.	3.30	0.98	.52	.59	
*	6.	Ich wünschte, ich hätte mehr Selbstdisziplin.	3.16	1.08	.63	.70	.67
*	7.	Angenehme Aktivitäten und Vergnügen hindern mich manchmal daran, meine Arbeit zu machen.	3.69	0.95	.53	.59	.40
*	8.	Es fällt mir schwer, mich zu konzentrieren.	3.83	0.82	.44	.47	
	9.	Ich kann effektiv auf langfristige Ziele hinarbeiten.	3.66	0.87	.34	.36	.39
*	10.	Manchmal kann ich mich selbst nicht daran hindern, etwas zu tun, obwohl ich weiß, dass es falsch ist.	3.55	0.90	.56	.61	.42
*	11.	Ich handle oft, ohne alle Alternativen durchdacht zu haben.	3.72	0.85	.45	.49	
	12.	Ich lehne Dinge ab, die schlecht für mich sind.	3.58	0.88	.32	.34	
	13.	Andere würden sagen, dass ich eine eiserne Selbstdisziplin habe.	2.94	0.96	.49	.53	.65

Anmerkungen: * invertiertes Item; r_{it} = part-whole korrigierte Trennschärfe; $\lambda_{13\ \text{Items}}$ Faktorladungen für das τ-kongenerische Modell über alle 13 Items; $\lambda_{8\ \text{Items}}$ Faktorladungen für den Faktor Selbstkontrolle im Methodenfaktor-Modell über 8 Items. Analysen basieren auf den GESIS Panel Daten mit *N* = 4 038 (13 Items) und *N* = 4 132 (8 Items).

Dimensionalität

τ-kongenerisches Modell. Zur Prüfung der Dimensionalität der SCS-K-D wurde als erstes ein τ-kongenerisches Modell über alle 13 Items geschätzt. Dieses Modell untersucht die Annahme, dass die Skala einen einzigen Faktor (Selbstkontrollkapazität) abbildet. Dafür wurde in einer CFA ein Modell spezifiziert, bei dem jedes Item auf einem Faktor lädt, die Residuen unkorreliert waren und die Faktorladungen frei variieren durften. Um das Modell identifizieren zu können, wurde die Varianz des Faktors auf 1 fixiert (Raykov & Marcoulides, 2011). Die genaue Modellspezifikationen sowie der verwendete R Syntax der verwendeten Modelle können dem elektronischen Supplement 1 entnommen werden. Im elektronischen Supplement 2 findet sich zudem die Item-Interkorrelationsmatrix der SCS-K-D Items. Ein τ-kongenerisches Modell testet zunächst grundlegend, ob alle Items mit einem Faktor erklärbar sind, und verzichtet dabei auf strengere testtheoretische Annahmen, wie z. B. identische Faktorladungen in essentiell τ-äquivalenten Modellen (Raykov & Marcoulides, 2011). Das τ-kongenerische Modell verfehlte dabei die Kriterien eines akzeptablen Modells: $\chi^2(65) = 2\,020.80$, $\chi^2/df = 31.08$, RMSEA = .086, CFI = .839. Akzeptabel wären nach Schermelleh-Engel, Moosbrugger und Müller (2003) ein CFI-Wert über .95 und ein RMSEA-Wert kleiner .08. Die Faktorladungen sind im Tabelle 1 unter $\lambda_{13\ \text{Items}}$ ausgewiesen. Die Annahme einer einfachen unidimensionalen Struktur der Skala konnte damit nicht bestätigt werden.

Methodenfaktor-Modell. Als nächstes wurde daher getestet, ob sich ein einzelner inhaltlicher Faktor isolieren lässt, wenn der Einfluss der invertierten Items durch einen zusätzlichen Methodenfaktor kontrolliert wird. Dazu wurde ein Bifaktor-Modell geschätzt, welches eine Erweiterung des τ-kongenerischem Modells ist. Alle Items luden weiterhin auf einem inhaltlichen Faktor (Selbstkontrollkapazität). Die invertierten Items luden aber zusätzlich auf einen zweiten Faktor, dem Methodenfaktor. Da die Methodenvarianz unabhängig von der inhaltlichen Varianz abgebildet werden sollte, wurde die Korrelation der beiden Faktoren auf 0 fixiert. Wie schon beim Modell zuvor waren die Residuen unkorreliert, wurden alle Faktorladungen frei geschätzt und die Varianzen der Faktoren auf 1 fixiert (Raykov & Marcoulides, 2011). Auch das Methodenfaktor-Modell verfehlte jedoch eine akzeptable Güte: $\chi^2(56) = 1\,294.28$, $\chi^2/df = 23.11$, RMSEA = .074, CFI = .898. Dennoch ist festzuhalten, dass sich die Modellpassung im Vergleich zum unidimensionalen Modell ohne Methodenfaktor verbessert hat. Mit der Verbesserung von ΔRMSEA = -.012 ist der RMSEA-Wert nun akzeptabel. Der CFI-Wert hat sich ebenso verbessert (ΔCFI = .059), aber verbleibt unter den angestrebten .95 (Schermelleh-Engel et al., 2003).

Itemausschluss. Da die Kontrolle der invertierten Items die Güte des Modells zwar verbesserten, sie aber noch nicht akzeptabel machten, stellte sich die Frage, ob ggf. ein Ausschluss einzelner Items eine ausreichende Verbesserung erzielen kann. Hierzu wurden in beiden Modellen (ohne bzw. mit Methodenfaktor) schrittweise die

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

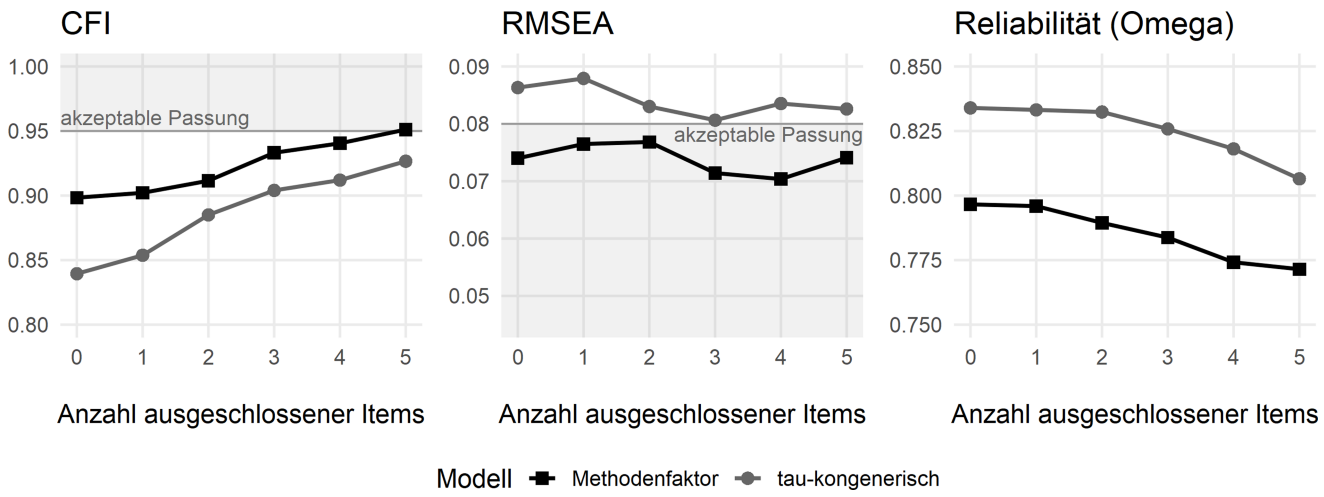

Abbildung 1. Modellgüte nach Anzahl ausgeschlossener Items und Modelltyp.

Items mit den geringsten Ladungen ausgeschlossen. Im Falle des τ-kongenerischen Modells ohne Methodenfaktor wurden daher Item 12 (λ = 0.34), Item 9 (λ = 0.36), Item 4 (λ = 0.44), Item 8 (λ = 0.47) und Item 01 (λ = 0.50) jeweils nacheinander ausgeschlossen. Im Falle des Bifaktor-Modells mit Methodenfaktor wurden Items nach ihren Ladungen auf dem inhaltlichen Faktor ausgeschlossen: zunächst Item 4 (λ = 0.21), dann Item 11 (λ = 0.33), Item 8 (λ = 0.37), Item 5 (λ = 0.37) und Item 12 (λ = 0.39). Abbildung 1 zeigt die Entwicklung der Modellgüte und die Reliabilität mit jedem ausgeschlossenem Item. Es wird ersichtlich, dass das Methodenfaktor-Modell konsistent bessere Anpassungswerte als das Modell ohne Methodenfaktor hat. Es gab zwar einen gewissen Nachteil bei der Reliabilität, der aber mit Δω = .04 bei dem Modell mit fünf ausgeschlossenen Items nicht zu sehr ins Gewicht fiel. Nach Ausschluss von fünf Items erreichte das Methodenfaktor-Modell eine akzeptable Modellgüte.

Methodenfaktor-Modell mit einer 8-Item Skala

Nach dem Ausschluss verblieben acht Items; davon drei positiv formulierte (1, 9 und 13) und fünf invertierte (2, 3, 6, 7 und 10). Abbildung 2 zeigt das dazugehörige Modell. Es ist baugleich mit dem Methodenfaktor-Modell. Ausgeschlossen wurden die Items 4, 5, 8, 11 und 12. Tabelle 1 zeigt die Faktorladungen auf dem inhaltlichen Selbstkontrollkapazitätsfaktor. Die Modellpassung erreicht nun ein akzeptables Niveau: $\chi^2(15) = 355.34$, $\chi^2 / df = 23.69$, RMSEA = .074, CFI = .951. Um sicherzustellen, dass das Modell nicht nur in dieser Stichprobe Bestand hat, sondern sich als stabil erweist, wurde es in einer zweiten Stichprobe validiert. Auch mit den Daten aus dem Wiso-Panel (N = 1 818) bestätigte sich das Modell und zeigte sogar eine noch bessere Modellpassung als in der Stichprobe des GESIS Panels: $\chi^2(15) = 135.13$, $\chi^2 / df = 9.01$, RMSEA = .066, CFI = .965.

Messinvarianzprüfung

Im Folgenden wird die Prüfung der Messinvarianz der verkürzten 8-Item Skala über Geschlechtsgruppen, Bildungsabschlüsse und Altersgruppen hinweg präsentiert. Als Modell diente dabei das Methodenfaktor-Modell mit 8 Items, das in Abbildung 2 dargestellt ist. Eine Überprüfung der Gesamtskala mit allen 13 Items erübrigte sich derweil, weil die Messinvarianzprüfung eine akzeptable Modellgüte des Modells ohne Gruppenunterscheidung voraussetzt (Putnick & Bornstein, 2016). Wir nutzten im Folgenden die Kriterien von Chen (2007), wonach sich der CFI-Wert nicht stärker als ΔCFI ≤ -.010 und der RMSEA-Wert nicht stärker als ΔRMSEA ≥ .015 verschlechtern dürfen. Es sei angemerkt, dass bei einer Verschlechterung der Modellgüte die CFI-Werte verringern, sich die RMSEA-Werte hingegen erhöhen.

Geschlecht und Bildungsabschluss. Zunächst folgen die Ergebnisse für Geschlecht und Bildungsabschluss. Das Geschlecht wurde hierbei unterteilt in die Selbsteinordnung als „männlich“ oder „weiblich“. Der Bildungsabschluss bezieht sich auf die vormals genannten ISCED-Gruppen. Um angemessene und vergleichbare Gruppengrößen zu erhalten und weil aufgrund der Schulpflicht in Deutschland nahezu kein Erwachsener unter dem Level ISCED 200 verbleibt, welches bereits mit Vollendung der Hauptschule erreicht wird, wurden die ISCED-Stufen 000 bis 200 in einer Gruppe zusammengefasst. Ebenso zusammengefasst wurden die ISCED-Stufen 700 und

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article
under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

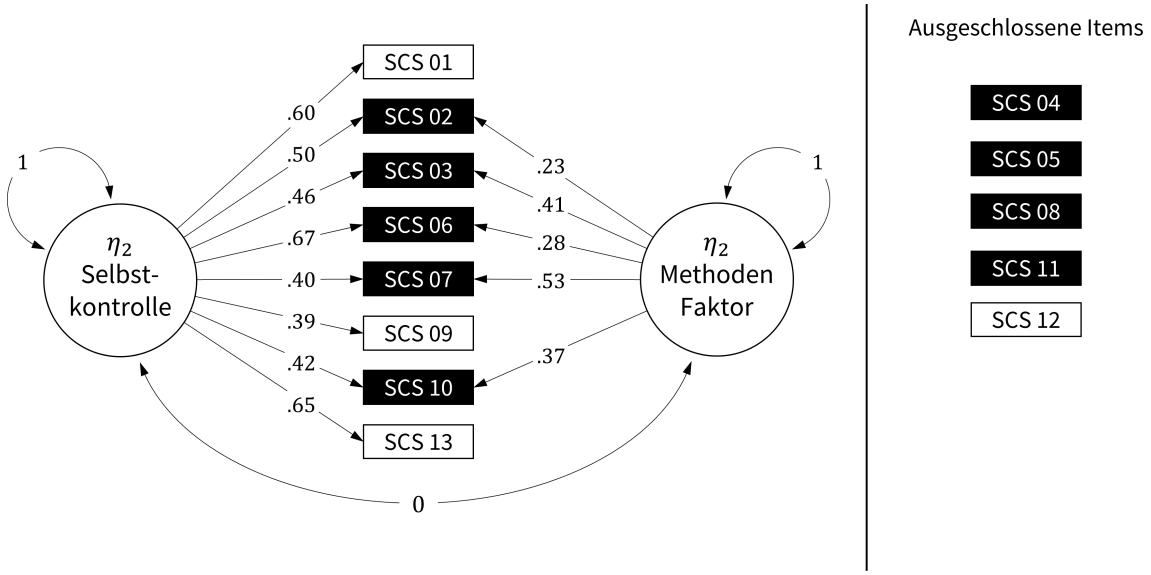

Abbildung 2. Methodenfaktor-Modell mit acht verbleibenden Items. (Invertierte Items sind mit schwarzem Hintergrund abgebildet. Jedes Item geht mit einem eigenen, unabhängigen Residuum einher, das aus Gründen der Übersichtlichkeit nicht eingezeichnet ist.)

Tabelle 2. Messinvarianzprüfung bezüglich Geschlecht und Bildungsabschluss

Gruppen	Modell	χ^2	df	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA	MI
Geschlecht	Konfigural	343.06	30	.951	.074	–	–	Ja
	Metrisch	369.73	41	.949	.065	-.002	.009	Ja
	Skalar	402.48	47	.945	.063	-.004	.002	Ja
Bildung	Konfigural	365.33	75	.955	.071	–	–	Ja
	Metrisch	488.21	119	.943	.064	-.012	.007	Nein
	Skalar	592.71	143	.930	.064	-.012	.000	Nein

Anmerkungen: Die Spalte „MI" gibt an, ob das jeweilige Messinvarianzniveau erreicht wurde. Negative Delta-Werte bedeuten Verschlechterungen der Modellgüte, positive Delta-Werte Verbesserungen der Modellgüte. Beide Analysen basieren auf den GESIS Panel Daten, mit *N* = 3 833 (Geschlecht) und *N* = 3 820 (Bildung).

800, weil die Gruppe der Promovierten (ISCED-Stufe 800) sonst im Vergleich zu den anderen Stufen zu spärlich besetzt gewesen wäre (*n* = 99). Die resultierende Gruppe stellte somit Menschen mit Masterabschluss (o. Ä.) oder höherem Abschluss dar. Tabelle 2 zeigt das Ergebnis der Messinvarianzprüfung bezüglich des Geschlechtes und Bildungsabschlusses. Das Methodenfaktor-Modell mit der 8-Item Skala ist somit skalar messinvariant über Männer und Frauen. Es lassen sich also latente Mittelwertsunterschiede zwischen den Geschlechtsgruppen inhaltlich interpretieren. Bezüglich des Bildungsabschlusses wird hingegen nur konfigurale Messinvarianz erreicht. Somit liegt zwar die gleiche Faktorstruktur über Bildungsgruppen hinweg vor, aber Testergebnissee können nicht ohne weiteres zwischen Bildungsniveaus verglichen werden.

Alter. Als nächstes wurde die Messinvarianz bezüglich des Alters geprüft. Zuerst wird die Messinvarianzprüfung nach künstlichen Altersgruppen (Dekaden) berichtet. Die jüngste Dekade war von 20 bis 29, die älteste von 70 bis 79. Die Messinvarianzprüfung nach (künstlichen) Altersgruppen wirft Zweifel an der Messinvarianz über das Alter hinweg auf. Selbst die konfigurale Messinvarianz wird mit CFI = .948 (kritischer Wert .95) knapp verfehlt, wie Tabelle 3 zeigt.

Da das Alter jedoch eine kontinuierliche Variable ist, wurde in einem nächsten Schritt die Messinvarianz mit einem Lokalen Strukturgleichungsmodell (LSEM) untersucht. Während Mehrgruppenanalysen getrennte CFA-Analysen für diskrete Gruppen schätzen, geht der LSEM-Ansatz feiner abgestuft vor. Schritt für Schritt wird ein gewisses Alter als Fokuspunkt gewählt. Fälle mit exakt diesem Alter gehen voll gewichtet in die Analyse mit ein. Je weiter das Alter anderer Fälle vom Fokusalter abweicht, desto geringer gewichtet gehen die Werte dieser Fälle in die Analyse mit ein. Es wird also für jedes Fokusalter ein gewichtetes Subset der Daten ausgewählt und

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Tabelle 3. Messinvarianzprüfung bezüglich des Alters eingeteilt in Dekaden

	Altersgruppen (Dekaden)						
Modell	χ^2	df	CFI	RMSEA	ΔCFI	ΔRMSEA	MI
Konfigural	391.83	90	.948	.073	–	–	Nein
Metrisch	528.72	145	.934	.065	-.014	.008	Nein
Skalar	678.02	175	.914	.067	-.020	-.003	Nein

Anmerkungen: Die Spalte „MI" gibt an, ob das jeweilige Messinvarianzniveau erreicht wurde. Negative Delta-Werte bedeuten Verschlechterungen der Modellgüte, positive Delta-Werte Verbesserungen der Modellgüte. Die Analyse basiert auf den GESIS Panel Daten mit N = 3801.

jeweils ein CFA Modell gerechnet. Der Vorzug von LSEM ist, dass so die Modellgüte sowie die Modellparameter für jedes Lebensjahr und in ihrem Verlauf über die Altersverteilung hinweg geschätzt werden können (Hildebrandt et al., 2016). Die Analyse konnte über die kontinuierliche Altersverteilung hinweg einen etwas näheren Aufschluss über die Messinvarianz geben. Geschätzt wurde ein LSEM Modell mit einer Bandbreite von 2.5 und einer durchschnittlichen effektiven Stichprobengröße $\bar{N}_{effektiv} = 1\,109$ (SD = 362). Bei der LSEM Analyse sank bei sieben von acht Items die Faktorladung, je älter die Befragten waren, im Schnitt um .0025 pro Lebensjahr. Das entspricht einem Sinken der Faktorladung um .13 zwischen den jüngsten Befragten (22 Jahre) und den ältesten (74 Jahre oder älter). Die Modellgüte des konfiguralen Modells wird jedoch nicht linear schlechter mit steigendem Alter. Betrachtet man jedoch die Veränderung nichtlinearer Natur, so zeigte sich, dass sich die Modellgüte kurvilinear über das Alter hinweg verhält. Das Modell passte bei jüngeren und älteren Befragten gut, es war aber suboptimal bei Teilnehmern mittleren Alters. Die Modellpassung war bei einem Alter von 38 Jahren am schlechtesten (CFI = .927, RMSEA = .093). Nach dem CFI-Wert erzielte das Modell eine akzeptable Güte unter 27 Jahren und über 62 Jahren. Nach dem RMSEA-Wert wurde eine akzeptable Modellgüte unter 30 Jahren und über 50 Jahren erzielt. Im elektronischen Supplement 3 findet sich der Verlauf im Detail.

Normwerte für die erwachsene deutsche Bevölkerung

Basierend auf der Zufallsstichprobe des GESIS Panels werden im Folgenden Normwerte für die erwachsene deutsche Bevölkerung präsentiert, und zwar sowohl für die vollständige Skala (13 Items) als auch für die kürzere Skala (8 Items). Zwar empfiehlt sich basierend auf der Modellgüte nur die Nutzung der 8-Item Lösung, aber da die 13-Item Lösung bereits häufig verwendet wurde, sind zu deren Einordnung Normwerte hilfreich. Aufgrund der Messinvarianzeinschränkungen bei der Bildung und dem Alter werden die Normwerte zusätzlich nach dem Bildungsniveau und den Altersdekaden aufgeschlüsselt. Die Normwerte werden als Mittelwert und Standardabweichung angegeben. Diese beiden Parameter sind ausreichend, da sowohl die Werte der 13 Items als auch die der acht Items normalverteilt sind. Der Shapiro-Wilk-Test auf Normalität zeigte, dass die beiden Skalen einen Wert von W = .996 (13 Items) und W = .994 (8 Items) aufwiesen. Perfekte Normalität läge bei einem Wert von 1. Der Signifikanztest ist hier nicht aussagekräftig, da bei N = 4 038 selbst winzige Zufallsabweichungen signifikant werden würden. Auch die Schiefe ist mit -0.15 (13 Items) und -0.17 (8 Items) völlig vertretbar. Gebildet werden die Skalenwerte beider Varianten (8 und 13 Items) als Summe der Antworten (1–5) aller Items geteilt durch die Zahl der Items. Items, die invertiert formuliert waren, wurden vorab entsprechend rekodiert. Die Skalenwerte könne somit Werte zwischen 1 (*geringste Selbstkontrollkapazität*) und 5 (*höchste Selbstkontrollkapazität*) annehmen.

Diskussion

In der Studie wurde die SCS-K-D als Skala zur Messung dispositioneller Selbstkontrollkapazität untersucht. Das Ziel war es, die Dimensionalität der Skala zu überprüfen, die Skala auf Messinvarianz bezüglich Geschlecht, Bildung und Alter zu untersuchen und basierend auf einer Zufallsstichprobe der erwachsenen deutschen Bevölkerung Normwerte abzuleiten, sodass ForscherInnen ihre jeweiligen Erhebungen mit der SCS-K-D in der erwachsenen deutschen Bevölkerung verorten können.

Dimensionalität

Die SCS-K-D-Skala ist, wie auch ihr englisches Original, als eindimensionales Maß konzipiert. Bereits in der Validierungsstudie der deutschen Übersetzung (SCS-K-D) von Bertrams und Dickhäuser (2009b) konnte in einer CFA jedoch nur eine angemessene Modellgüte durch das Zulassen von Korrelation einiger Residuen erreicht werden.

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article
under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Tabelle 4. Normwerte für die erwachsene deutsche Bevölkerung

		13 Items			*8 Items*		
Gruppierung	Gruppe	n	M	SD	n	M	SD
Gesamt	–	4038	3.50	0.53	4132	3.40	0.60
Bildung	ISCED 000 bis 200	313	3.52	0.52	320	3.43	0.56
Bildung	ISCED 300	1348	3.51	0.54	1377	3.41	0.59
Bildung	ISCED 400	464	3.41	0.55	477	3.30	0.64
Bildung	ISCED 600	878	3.51	0.53	899	3.40	0.59
Bildung	ISCED 700	633	3.54	0.51	648	3.45	0.58
Bildung	ISCED 800	95	3.62	0.49	99	3.53	0.58
Alter	20 – 29 Jahre	327	3.18	0.59	334	3.03	0.67
Alter	30 – 39 Jahre	469	3.39	0.54	477	3.30	0.61
Alter	40 – 49 Jahre	644	3.43	0.52	660	3.32	0.59
Alter	50 – 59 Jahre	981	3.51	0.49	1006	3.42	0.54
Alter	60 – 69 Jahre	856	3.63	0.48	880	3.54	0.53
Alter	70 Jahre und älter	435	3.67	0.50	444	3.60	0.56

Anmerkungen: Um mit der Tabelle Z-Werte abzuleiten, muss zunächst der Skalenwert als Summe aller Antworten geteilt durch die Zahl der Items berechnet werden. Dann wird von diesem Wert der entsprechende Norm-Mittelwert abgezogen und danach durch die Norm-Standardabweichung geteilt.

Formal wurde somit keine Eindimensionalität im Sinne eines τ-kongenerischen Modells demonstriert. Dieses Problem konnte auch nicht durch Modelle erklärt werden, die mehrere inhaltliche Faktoren annehmen (Lindner et al., 2015). In der vorliegenden Studie konnte gezeigt werden, dass eine bessere Modellgüte erreicht werden kann, wenn der Einfluss invertierter Items, also Items, bei denen eine hohe Zustimmung eine geringe Selbstkontrollkapazität darstellt, explizit modelliert wird. Jedoch führte auch diese methodische Korrektur nicht zu einer völlig zufriedenstellenden Modellgüte. Daher wurden Items systematisch ausgeschlossen. Eine akzeptable Modellgüte konnte schließlich bei einer 8-Item Skala erreicht werden. Diese Reduktion auf 8 Items erreichte auch in einer zweiten unabhängigen Stichprobe eine akzeptable Modellgüte. Zusammenfassend empfiehlt es sich also, bei der Verwendung der SCS-K-D-Skala die invertierten Items mit einem Methodenfaktor zu modellieren und so deren Effekt abzuschwächen. Dies ist aber nur ratsam, falls die Studie eine für Faktorenanalysen angemessene Stichprobengröße besitzt. Ebenso bietet sich die Beschränkung auf die 8-Item Variante an. Beide Maßnahmen gemeinsam gingen in der vorliegenden Studie mit einer leichten Verschlechterung der Reliabilität von $\Delta\omega = .06$ einher, wobei die verbliebene Reliabilität von $\omega = .77$ für eine Kurzskala ausreichend ist.

Messinvarianz

Die Überprüfung der Messinvarianz fand anhand der 8-Item Variante mit explizit modelliertem Methodenfaktor statt. Die Skala erreichte skalare Messinvarianz über (binäre) Geschlechtsgruppen hinweg. Bezüglich der Bildung konnte nur konfigurale Messinvarianz erreicht werden. Bezüglich des Alters wurde sogar die konfigurale Messinvarianz knapp verfehlt. Eine genauere Betrachtung des Alters mit LSEM zeigte, dass die Skala hauptsächlich in der Mitte der Altersverteilung eindimensional nicht gut funktioniert. Anwendungen der Skala bei Schülerinnen und Schülern oder Studierenden sind davon aber weniger betroffen, da sich Modellgüteprobleme zumindest deskriptiv erst ab 27 Jahren einstellten. Anwendungen in beruflichen Kontexten könnten hingegen problematisch sein. Weitere Forschung ist nötig, um die Gründe für die altersabhängigkeit der Skala zu ergründen. Zusammenfassend ist die 8-Item Variante (unter Beachtung der invertierten Items) problemlos für geschlechtsgemischte Populationen verwendbar. Studien, die hingegen sehr alters- oder bildungsheterogen sind, sollten die Skala nur mit Vorsicht nutzen. Insbesondere Vergleiche der Selbstkontrollkapazität über Bildungs- oder Altersgruppen hinweg sind mit Vorsicht zu genießen.

Kürzung auf 8 Items

Die Kürzung der SCS-K-D von 13 auf 8 Items führte zu einer besseren Modellgüte, die nun auch gängigen Kriterien genügt (Schermelleh-Engel et al., 2003). Zudem verbessert die 8-Item Variante deutlich die Testökonomie mit einer Reduktion der Testlänge um 38 %. Dennoch sollten einige Nachteile der 8-Item Variante nicht unerwähnt bleiben. So entsteht durch die neue Variante in

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Bruch zu bisheriger Forschung, sowohl im deutschen wie im englischen Sprachraum. Zudem reduziert sich die Reliabilität durch den Ausschluss der Items. Wobei die Reliabilität durch die 8-Item Variante lediglich um $\Delta\omega$ = -0.03 sinkt; sowohl in Modellen mit und ohne Methodenfaktor. Zuletzt besteht die Sorge, dass der Itemausschluss die Inhaltsvalidität geschmälert hat, weil mögliche Ausprägungen des facettenreichen Konstrukts Selbstkontrollkapazität vielleicht nicht mehr abgebildet werden. Jedoch korrelieren beide Varianten weiterhin zu r = 0.95 miteinander, was darauf hinweist, dass die 8-Item Variante weiterhin ähnliches misst. Dennoch gilt festzuhalten, man mit der Nutzung der SCS-K-D auch eine theoretische Position bezieht: Nämlich der Idee, dass die Selbstkontrollkapazität auf einem allgemeinen Faktor beruht, der über viele Lebensdomänen hinweg wirksam ist (Tangney et al., 2004; de Ridder et al., 2012). Derweil wird die Eindimensionalität des Konstruktes (und nicht nur der Skala) weiterhin kontrovers diskutiert (Ferrari et al., 2009; Lindner et al., 2015; Manapat et al., 2021). Mit Verwendung der 8-Item Variante spitzt man daher diese theoretische Entscheidung für eine einfaktorielle Perspektive weiter zu. Falls man die Idee eines allgemeinen Faktors jedoch ablehnt, dann ist dies weniger die Entscheidung zwischen SCS-K-D oder der 8-Item Variante. Eher sollte man dann ein Maß finden, das explizit entwickelt wurde, die theoretisch angenommenen Selbstkontrollfacetten abzubilden.

Abschließende Bewertung

Zusammenfassend muss die psychometrische Qualität der SCS-K-D differenziert betrachtet werden. Trotz der Probleme bei Dimensionalität und Messinvarianz sollten die positiven Befunde zur Validität der Skala sowohl bei der englischen Originalskala (Tangney et al., 2004) als auch der deutschen Übersetzung (Bertrams & Dickhäuser, 2009b) nicht ausgeblendet werden. Tangney et al. (2004) demonstrieren die Erklärungskraft der Skala in vielen verschiedenen Domänen wie z. B. Essverhalten, Alkoholkonsum, Beziehungserfolg und akademischem Erfolg. Bertrams und Dickhäuser (2009b) konzentrierten sich auf den akademischen Bereich, aber fanden hier Erklärungskraft in Bereichen akademischer Leistung, geringere Prokrastination und gelungener Emotionsregulation. Auch ist die Modellgüte der einfaktoriellen Lösung zwar unterhalb gängiger Kriterien, aber solche Grenzwertempfehlungen müssen nicht strikt befolgt werden (Hopwood & Donnellan, 2010).

Für zukünftige Forschung sollte jedoch die Verwendung der 8-Item Variante erwogen werden. Allein schon deshalb, weil die Skala ökonomischer ist, ohne stark an Reliabilität einzubüßen. Auf jeden Fall sollte eine Modellierung des Methodenfaktors in Betracht gezogen werden. Bezüglich der Messinvarianz ist der Einsatz in eher bildungs- und altershomogenen Studien unbedenklich. Von Vergleichen über unterschiedliche Bildungsniveaus oder Altersgruppen hinweg wird jedoch abgeraten.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000284

ESM 1. Pfaddiagramme und lavaan Syntax der verwendeten Modelle

ESM 2. Item-Interkorrelationsmatrix der SCS-K-D Items

ESM 3. LSEM Ergebnisse mit Alter als Moderator

Literatur

Banks, S. & Dinges, D. F. (2007). Behavioral and physiological consequences of sleep restriction. *Journal of Clinical Sleep Medicine, 3*, 519 – 528. https://doi.org/10.5664/jcsm.26918

Baumeister, R.F. (2013), Self-control, fluctuating willpower, and forensic practice. *The Journal of Forensic Practice, 15*(2), 85 – 96. https://doi.org/10.1108/14636641311322278

Bertrams, A. & Dickhäuser, O. (2009a). High-school students' need for cognition, self-control capacity, and school achievement: Testing a mediation hypothesis. *Learning and Individual Differences, 19*(1), 135 – 138. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2008.06.005

Bertrams, A. & Dickhäuser, O. (2009b). Messung dispositioneller Selbstkontroll-Kapazität: Eine deutsche Adaptation der Kurzform der Self-Control Scale (SCS-K-D). *Diagnostica, 55*, 2 – 10. https://doi.org/10.1026/0012-1924.55.1.2

Bertrams, A., & Dickhäuser, O. (2010). University and school students' motivation for effortful thinking. *European Journal of Psychological Assessment, 26*, 263 – 268. https://doi.org/10.1027/1015-5759/a000035

Bosnjak, M., Dannwolf, T., Enderle, T., Schaurer, I., Struminskaya, B., Tanner, A. & Weyandt, K. W. (2018). Establishing an open probability-based mixed-mode panel of the general population in Germany. *Social Science Computer Review, 36*(1), 103 – 115. https://doi.org/10.1177/0894439317697949

Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research* (second edition). New York: Guilford Press.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, *14*, 464 – 504. https://doi.org/10.1080/10705510701301834

Clarivate Analytics. (2020). Web of Science [v.5.34] – *Web of Science Core Collection Basic Search.* https://apps.webofknowledge.com/

de Ridder, D. T. D., Lensvelt-Mulders, G., Finkenauer, C., Stok, F. M. & Baumeister, R. F. (2012). Taking stock of self-control. *Personality and Social Psychology Review*, *16*(1), 76 – 99. https://doi.org/10.1177/1088868311418749

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Diamond, A. (2013). Executive functions. *Annual Review of Psychology*, *64*(1), 135 – 168. https://doi.org/10.1146/annurev-psych-113011-143750

Duckworth, A. L. & Kern, M. L. (2011). A meta-analysis of the convergent validity of self-control measures. *Journal of Research in Personality*, *45*, 259 – 268. https://doi.org/10.1016/j.jrp.2011.02.004

Ferrari, J. R., Stevens, E.B. & Jason, L. A. (2009). The relationship of self-control and abstinence maintenance: An exploratory analysis of self-regulation. *Journal of Groups in Addiction and Recovery, 4*, 32 – 41. https://doi.org/10.1080/15560350802712371

Hagger, M. S., Gucciardi, D. F., Turrell, A. S. & Hamilton, K. (2019). Self-control and health-related behaviour: The role of implicit self-control, trait self-control, and lay beliefs in self-control. *British Journal of Health Psychology*, *24*, 764 – 786. https://doi.org/10.1111/bjhp.12378

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

Hopwood, C. J. & Donnellan, M. B. (2010). How should the internal structure of personality inventories be evaluated? *Personality and Social Psychology Review*, 14, 332 – 346. https://doi.org/10.1177/1088868310361240

Inzlicht, M. & Schmeichel, B. J. (2012). What is ego depletion? Toward a mechanistic revision of the resource model of self-control. *Perspectives on Psychological Science*, *7*, 450 – 463. https://doi.org/10.1177/1745691612454134

Lindner, C., Nagy, G. & Retelsdorf, J. (2015). The dimensionality of the Brief Self-Control Scale-An evaluation of unidimensional and multidimensional applications. *Personality and Individual Differences*, *86*, 465 – 473. https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.07.006

Manapat, P. D., Edwards, M. C., MacKinnon, D. P., Poldrack, R. A. & Marsch, L. A. (2021). A psychometric analysis of the Brief Self-Control Scale. *Assessment*, *28*, 395 – 412. https://doi.org/10.1177/1073191119890021

Moosbrugger, H. & Kelava, A. (2012). *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (2nd Edition). Berlin, Heidelberg: Springer

Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J. & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: A critical review of the literature and recommended remedies. *Journal of Applied Psychology*, *88*, 879 – 903. https://doi.org/10.1037/0021-9010.88.5.879

Putnick, D. L. & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, *41*, 71 – 90. https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004.Measurement

Raykov, T. & Marcoulides, G. A. (2011). *Introduction to psychometric theory.* New York: Routledge.

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

RStudio Team. (2019). *RStudio: Integrated development for R.* http://www.rstudio.com/

Schaurer, I. & Weyandt (2018). *GESIS Panel technical report: Recruitment 2016* (Wave d11 and d12). https://dbk.gesis.org/dbksearch/download.asp?db=D&id=63525

Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. & Müller, H. H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online, 8*(2), 23 – 74.

Singh, R. K. & Göritz, A. S. (2018). Ego depletion does not interfere with working memory performance. *Frontiers in Psychology*, *9*, 538. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00538

Statistisches Bundesamt. (2020a). *Bevölkerung auf Grundlage des Zensus 2011 nach Geschlecht und Staatsangehörigkeit im Zeitverlauf.* https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Tabellen/liste-zensus-geschlecht-staatsangehoerigkeit.html

Statistisches Bundesamt. (2020b). *Bevölkerung nach Altersgruppen (ab 1950).* https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bevoelkerung/Bevoelkerungsstand/Tabellen/liste-altersgruppen.html

Statistisches Bundesamt. (2020c). *Internationale Bildungsindikatoren im Ländervergleich – Ausgabe 2020 – Tabellenband.* https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Bildung-Forschung-Kultur/Bildungsstand/Publikationen/Downloads-Bildungsstand/bildungsindikatoren-1023017207004.html

Tangney, J. P., Baumeister, R. F. & Boone, A. L. (2004). High self-control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success. *Journal of Personality*, *72*(2), 271 – 324. https://doi.org/10.1111/j.0022-3506.2004.00263.x

The R Foundation. (2019). *R: A language and environment for statistical computing.* https://www.r-project.org/

UNESCO Institute for Statistics. (2012). *International standard classification of education: ISCED 2011.* UNESCO Institute for Statistics.

Urbanek, S. & Horner, J. (2019). *Cairo: R graphics device using cairo graphics library for creating high-quality Bitmap (PNG, JPEG, TIFF), Vector (PDF, SVG, PostScript) and Display (X11 and Win32) Output.* https://cran.r-project.org/package=Cairo

Vohs, K. D., Baumeister, R. F., Schmeichel, B. J., Twenge, J. M., Nelson, N. M. & Tice, D. M. (2008). Making choices impairs subsequent self-control: A limited-resource account of decision making, self-regulation, and active initiative. *Journal of Personality and Social Psychology*, *94*, 883 – 898. https://doi.org/10.1037/0022-3514.94.5.883

Wasmer, M., Blohm, M., Walter, J., Jutz, R. & Scholz, E. (2017). Konzeption und Durchführung der „Allgemeinen Bevölkerungsumfrage der Sozialwissenschaften“ (ALLBUS) 2014. *GESIS Papers.* https://doi.org/10.21241/SSOAR.53370

Weijters, B., Baumgartner, H. & Schillewaert, N. (2013). Reversed item bias: An integrative model. *Psychological Methods, 18*, 320 – 334. https://doi.org/10.1037/a0032121

Weyandt, K. W. (2020). *GESIS Panel CodebookRelated to ZA5664 and ZA5665Wave gf (December 2019 / January 2020) Version 37-0-0.* https://dbk.gesis.org/dbksearch/download.asp?id=68672

Wickham, H. & Miller, E. (2018). *haven: Import and Export "SPSS", "Stata" and "SAS" Files. R package version 1.1.2.* https://cran.r-project.org/package=haven

Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis.* New York: Springer.

Wickham, H. (2017). *tidyverse: Easily install and load the "Tidyverse". R package version 1.2.1.* https://cran.r-project.org/package=tidyverse

Xie, Y. (2018). *knitr: A general-purpose package for dynamic report generation in R. R package version 1.20.* https://cran.r-project.org/web/packages/knitr/

Zhu, H. (2018). *kableExtra: Construct Complex Table with "kable" and Pipe Syntax.* R package version 0.9.0. https://cran.r-project.org/package=kableExtra

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)

Danksagung
Ich danke Verena Ortmanns für die Unterstützung bei der Kodierung nach ISCED 2011, Nivedita Bhaktha für die statistische Beratung zum LSEM Verfahren, sowie Désirée Nießen für das detaillierte Manuskriptfeedback.

Open Data
Die Daten des GESIS Panels, auf denen unsere Studie beruht, können von Forschenden jederzeit kostenlos beantragt werden. Es muss jedoch ein Data Use Agreement unterzeichnet werden. https://www.gesis.org/gesis-panel/data

Förderung
Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch GESIS Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften, gefördert durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) – Projektnummer 491156185.

ORCID
Ranjit Konrad Singh
https://oricd.org/0000-0003-2205-1397

Dr. Ranjit Konrad Singh
GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften,
Survey Design and Methodology
B2, 15
68159 Mannheim
ranjit.singh@gesis.org

© 2022 The Author(s). Distributed as a Hogrefe OpenMind article
under the license CC BY 4.0 (https://creativecommons.org/licenses/by/4.0)