

SREIS-D

Die deutschsprachige Version der Self-Rated Emotional Intelligence Scale

Matthias Vöhringer¹, Astrid Schütz¹, Sarah Gessler¹ und Michela Schröder-Abé²

¹Psychologie, Otto-Friedrich-Universität Bamberg

²Psychologie, Universität Potsdam

Zusammenfassung: Emotionale Intelligenz (EI) ist ein zentraler Prädiktor psychischer Gesundheit. Im deutschsprachigen Raum lag bislang keine am Vier-Facetten-Modell der EI orientierte Selbstbeschreibungsskala vor, die an klinischen und nicht-klinischen Gruppen getestet wurde. Die Self-Rated Emotional Intelligence Scale (SREIS) ist mit 19 Items ein ökonomisch einsetzbares Instrument. Die Skala wurde ins Deutsche übertragen und psychometrisch überprüft. Außerdem wurde die SREIS erstmals an einer klinischen Population getestet. Auch werden erstmals differenzierte Ergebnisse zu den vier EI-Facetten vorgelegt. Die Ergebnisse bestätigen die Faktorenstruktur der englischen Originalskala. Die Reliabilität der Gesamtskala ist als gut einzustufen. Validität wird durch erwartungskonforme Korrelationen mit anderen EI-Maßen sowie klinischen Parametern belegt. Durch Diskriminationsfähigkeit zwischen klinischer Stichprobe und nicht-klinischer Kontrollgruppe zeigt die Skala zusätzlich klinische Relevanz. Skalare Messinvarianz zwischen beiden Gruppen liegt vor. Die SREIS-D ist ein ökonomisch einsetzbares Selbstberichtsmaß zur Erfassung von Facetten der EI im klinischen und subklinischen Bereich.

Schlüsselwörter: Emotionale Intelligenz, Emotionsregulation, Emotionswahrnehmung, Skala, psychische Gesundheit

SREIS-D. German version of the Self-Rated Emotional Intelligence Scale (SREIS) in a clinical sample and a control group

Abstract: Emotional intelligence (EI) is significantly linked to mental health. However, many existing EI measures are not based on integrative theoretical approaches and they lack clinical testing. The present study presents the German version of a 19-item self-report scale based on the widely accepted four-branch model of EI. It is the first study to use the scale in a large clinical sample ($n = 338$) in addition to a nonclinical sample ($n = 218$) and to show specific relations with the four facets of EI. Factorial structure and psychometric criteria were evaluated in both samples. The results confirm the factor structure of the original scale. The reliability of the total scale measured with McDonald's omega is good. Validity is shown based on correlations with other EI measures and clinical indicators. Furthermore, the SREIS-D discriminates between clinical and nonclinical groups. Scalar measurement invariance was found between both groups. The scale can be considered useful and economic for use in clinical emotions and nonclinical assessment of overall EI and of the four facets of perceiving emotions, using emotions to facilitate thinking, understanding emotion and managing emotions.

Keywords: emotional intelligence, emotion regulation, emotion-perception, self-report, mental health

Emotionale Intelligenz (EI) ist ein Konstrukt, das nach dem Fähigkeitsmodell von Mayer und Salovey (1997) aus vier Facetten besteht: Emotionswahrnehmung, Emotionsnutzung, Emotionswissen und Emotionsregulation (ER). Parallel zum Fähigkeitsmodell entstanden andere Ansätze, die EI mit Persönlichkeitseigenschaften verwoben sahen, wie z. B. der Trait EI Ansatz (Petrides & Furnham, 2001) oder das Modell der Emotional-Social Intelligence (ESI; Bar-On, 2006). In diesen Ansätzen, die im Kontrast zum Fähigkeitsmodell als Mischmodelle bezeichnet werden, beinhaltet EI auch emotionsassoziierte Neigungen und Tendenzen, wie z. B. Wohlbefinden, Geselligkeit und Selbstbeherrschung. Allerdings wird letztere Konzeptualisierung häufig als zu unpräzise kritisiert (für einen Überblick vgl. Schütz & Koydemir, 2018). Aus diesem Grund halten auch

wir ein fähigkeitsbezogenes Verständnis von EI, analog zu Intelligenz, für zielführend. Im deutschsprachigen Raum liegt jedoch bisher noch keine Selbstbeschreibungsskala vor, die alle Facetten des Fähigkeitsmodells der EI erfasst und für die Normalbevölkerung sowie für klinische Gruppen teststatistisch überprüft wurde. Mit der vorliegenden Arbeit wird die am Vier-Facetten-Modell orientierte Self-Rated Emotional Intelligence Scale (SREIS; Brackett, Rivers, Shiffman, Lerner & Salovey, 2006) als deutschsprachige Version vorgestellt und an einer großen klinischen Stichprobe sowie einer nicht-klinischen Stichprobe erprobt.

Relevanz und Bedeutung des Konstruktes EI wurden durch Forschungsarbeiten in vielen Bereichen nachgewiesen. Verschiedene Studien zeigten, dass sich Personen mit einer höheren EI wohler fühlen (Koydemir & Schütz,

2012), somatisch gesünder sind (Mikolajczak et al., 2015), zufriedener mit ihrer Partnerschaft sind und zufriedener Partner haben (Malouff, Schutte & Thorsteinsson, 2014; Schröder-Abé & Schütz, 2011), weniger Aggressionen zeigen (García-Sancho, Salguero & Fernández-Berrocal, 2014) und eine bessere berufliche Leistung erbringen (O'Boyle, Humphrey, Pollack, Hawver & Story, 2011). Auch klinische Relevanz wurde in mehreren Studien bestätigt: Hertel, Schütz und Lammers (2009) stellten beispielsweise geringere EI-Werte bei Personen mit Depressionen, Suchterkrankungen und Borderline-Persönlichkeitsstörungen im Vergleich zu einer nicht-klinischen Kontrollgruppe fest. Neben dem Zusammenhang mit diesen psychischen Erkrankungen zeigte die Auswertung einer Metaanalyse insgesamt, dass höhere EI mit besserer psychischer Gesundheit einhergeht (Martins, Ramalho & Morin, 2010).

Bei der psychometrischen Erfassung Emotionaler Intelligenz kommen sowohl Fähigkeitstests als auch Selbstberichtsinstrumente zum Einsatz. Eine Systematisierung nach O'Boyle und Kollegen (2011) unterscheidet die folgenden drei Ansätze: (a) Fähigkeitsansätze mit Fähigkeitstests erfasst, (b) Fähigkeitsansätze mit Selbstbericht erfasst und (c) Mischmodelle mit Selbstbericht erfasst. Fähigkeitstests für Mischmodelle existieren dagegen bisher nicht (Joseph & Newman, 2010). Unabhängig von der Testart besteht das Problem, dass in vielen Forschungsarbeiten nur mit den Gesamtscores von EI-Skalen gearbeitet wurde bzw. die Ergebnisse von Unterskalen nicht berichtet wurden. Befunde zu einzelnen Unterskalen sind daher wenig untersucht, obwohl sich hier offensichtlich differenziertere Ergebnisse mit höherer praktischer Relevanz ergeben können (z. B. Herpertz, Schütz & Nezlak, 2016; Hertel et al., 2009).

Zur Messung von EI nach dem Vier-Facetten-Modell der EI besteht derzeit in deutscher Sprache nur die Möglichkeit, den Fähigkeitstest *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test* (MSCEIT, deutschsprachige Adaptation; Steinmayr, Schütz, Hertel & Schröder-Abé, 2011) einzusetzen. Dieser ist mit 30–40 Minuten Bearbeitungszeit aber sehr aufwändig. Als ökonomischer einsetzbares Selbstberichtsinstrument mit 16 Items und Orientierung am Vier-Facetten-Modell der EI steht noch die *Wong and Law Emotional Intelligence Scale* (WLEIS; Hertel, 2007; Wong & Law, 2002) zur Verfügung. Allerdings werden hier nur drei EI-Facetten erfasst, ohne die Facette Emotionswissen. Andere kurze EI-Tests in deutscher Sprache sind eher auf Emotionsregulationsstile statt auf die vier EI-Facetten ausgerichtet, wie z. B. der *Fragebogen zur Selbsteinschätzung Emotionaler Kompetenzen* (SEK-27; Berking & Znoj, 2008) oder der *Affective Style Questionnaire* (ASQ; Deutsche Adaption; Graser et al., 2012). Die Vergleichbarkeit der Ergebnisse ist deswegen erheblich eingeschränkt. Ein Erhebungsinstrument, das alle vier EI-Facetten nach

Mayer und Salovey (1997) erfasst und dabei nur eine kurze Bearbeitungszeit benötigt, war bislang nicht verfügbar.

Die Self-Rated Emotional Intelligence Scale (SREIS) wurde von Brackett et al. (2006) mit dem Ziel entwickelt, analog zum Fähigkeitstest *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test* (MSCEIT™; Mayer, Salovey & Caruso, 2002), ein Selbstberichtsinstrument zur Erfassung von EI als Fähigkeit zu etablieren. Die englische Originalversion besteht aus den folgenden fünf Unterskalen mit insgesamt 19 Items: (a) *Emotionswahrnehmung*, (b) *Emotionsnutzung*, (c) *Emotionswissen*, (d) *ER intrapersonal* und (e) *ER interpersonal*. Als Antwortformat wird eine fünfstufige Skala mit Werten von 1 = *unzutreffend* bis 5 = *zutreffend* eingesetzt. Die Reliabilität der Gesamtskala wird von Brackett et al. (2006) in drei Studien mit Cronbachs $\alpha = .66$, $\alpha = .77$ und $\alpha = .84$ berichtet. Von Brackett und Geher (2006) wird auf Basis einer explorativen Faktorenanalyse bei der SREIS eine Vierfaktorstruktur analog zum Vier-Facetten-Modell der EI berichtet. In einer anschließenden konfirmatorischen Faktorenanalyse (KFA) zeigte sich jedoch ein guter Modell-Fit für eine Lösung mit fünf Faktoren (vier Facetten des EI mit Aufteilung der Unterskala *ER* in die beiden Subkomponenten intra- und interpersonal), weshalb die publizierte englischsprachige Gesamtskala fünf Unterskalen besitzt (siehe elektronisches Supplement ESM 1). Die Reliabilitäten der Unterskalen liegen bei $\alpha = .64$ – $.84$ (Brackett & Geher, 2006).

Zur Validität der SREIS ergaben sich die nachfolgenden Ergebnisse. Zum Fähigkeitstest MSCEIT™ (Mayer, Salovey & Caruso, 2002) bestanden in zwei Untersuchungen von Brackett et al. (2006) ebenso wie in einer Studie von Choi und Kluemper (2012) keine signifikanten Zusammenhänge. Das entspricht bisherigen Befunden zum geringen Zusammenhang von Fähigkeitstests und Selbstberichtsverfahren im Bereich EI (Joseph & Newman, 2010). Die Verbindungen zwischen der SREIS und anderen EI-Selbstberichtsverfahren lagen dagegen im mittleren Bereich, z. B. zur WLEIS (Wong & Law, 2002) mit $r = .66$ (Groves, McEnrue & Shen, 2008), was für die konvergente Validität der SREIS spricht. Kriteriumsvalidität wurde in einer Arbeit von Webb et al. (2013) untersucht. Dort zeigte sich zwischen der SREIS und dem *Beck Depressionsinventar* (BDI; Beck & Steer, 1987) eine Korrelation von $r = -.39$ nach Kontrolle von IQ und den Big Five. Brackett et al. (2006) berichten über signifikante Zusammenhänge mit Empathie ($r = .31$), psychischem Wohlbefinden ($r = .46$) und Lebenszufriedenheit ($r = .22$). Weiterhin zeigten sich positive Zusammenhänge ($r = .59$) mit Selbstwirksamkeit (Tsarenko & Strizhakova, 2013). Die Befunde sprechen für die klinische Relevanz und inkrementelle Validität der SREIS. Mit Alter und Geschlecht fanden sich keine Zusammenhänge bis auf eine Ausnahme bei Webb et al. (2013), die über eine Korrelation der

SREIS mit dem Alter, $r = -.39$, berichteten. Problematisch ist, dass alle bisherigen Studien unter Einbezug der SREIS nur mit Studierenden oder Personen aus der Normalbevölkerung durchgeführt wurden. Eine Anwendung und teststatistische Überprüfung der SREIS an einer klinischen Population steht dagegen noch aus.

Zielsetzung und Fragestellungen

Mit der vorliegenden Arbeit soll die SREIS als kurzes, ökonomisch einsetzbares Selbstberichtsinstrument zur Erfassung von EI auf der Basis des Vier-Facetten-Modells der EI im deutschsprachigen Raum zur Verfügung gestellt werden. Wegen hoher Relevanz von EI im Bereich psychischer Gesundheit und Erkrankungen wird neben einer nicht-klinischen Stichprobe hier auch eine große klinische Stichprobe untersucht. Zunächst besteht dabei die Frage, ob mit der deutschen Adaptation der SREIS die Faktorenstruktur des englischsprachigen Originals repliziert werden kann: Erwartet wird eine Vier-Facetten-Struktur mit zusätzlicher Aufteilung der Skala ER in eine intra- und interpersonale Subfacette. Außerdem werden Reliabilität und Validität geprüft. Für die Prüfung der Konstrukt- und Kriteriumsvalidität werden folgende Hypothesen getestet: Zum Fähigkeitstest MSCEIT werden basierend auf Befunden mit der englischsprachigen Skala maximal geringe Zusammenhänge erwartet. Zu verwandten Selbstberichtsskalen werden dagegen mittelgroße Korrelationen erwartet. Die Korrelationen mit der adaptiven Emotionsregulationsstrategie der Neubewertung sollten dabei positiv ausfallen, mit der eher maladaptiven Strategie der Unterdrückung hingegen negativ (vgl. Gross & John, 2003). Hinsichtlich der klinischen Relevanz (Diskriminationsfähigkeit) wird davon ausgegangen, dass die EI-Werte der klinischen Stichprobe niedriger ausfallen als bei der nicht-klinischen Stichprobe. Weiter wird erwartet, dass mittelgroße negative Korrelationen zu verwendeten Skalen zur Erfassung psychopathologischer Symptomatik vorliegen.

Methode

Stichproben

Klinische Stichprobe. Teilnehmende waren stationär aufgenommene Patientinnen und Patienten einer psychosomatischen Klinik. Von 476 angefragten Patientinnen und Patienten nahmen 138 Personen nicht teil. Die klinische Stichprobe bestand damit aus $n = 338$ Patientinnen und Patienten. Multivariate Ausreißerwerte wurden mittels Mahalanobis-Distanz nicht festgestellt (Weiber & Mühl-

haus, 2014). Die teilnehmenden 251 (74.26 %) Frauen und 87 (25.74 %) Männer waren im Durchschnitt für 41.82 ($SD = 11.19$) Tage in stationärer Behandlung. Das Alter betrug durchschnittlich 45.43 Jahre ($SD = 10.30$). Als höchste Schulbildung nannten 148 (43.79 %) Teilnehmende Hochschulreife, 126 (37.28 %) Realschule / Mittlere Reife, 29 (8.58 %) Hauptschule, 11 (3.25 %) machten andere Angaben und 24 (7.10 %) machten keine Angaben. Hauptdiagnosen waren bei 225 (66.57 %) Teilnehmenden Affektive Störungen, bei 45 (13.31 %) Belastungsstörungen, bei 25 (7.40 %) Essstörungen, bei 12 (3.55 %) Angststörungen, bei 12 (3.55 %) Somatoforme Störungen und bei 19 (5.62 %) andere Störungen. Der Durchschnittswert beim BDI II lag bei $M = 20.74$ ($SD = 10.22$), was einer mittelgradigen depressiven Symptomatik entspricht.

Nicht-klinische Kontrollgruppe. Es handelt sich um eine gemischte Gelegenheitsstichprobe aus Mitarbeiterinnen und Mitarbeitern einer psychosomatischen Klinik (vorwiegend aus nichttherapeutischen Bereichen) sowie deren Angehörigen und Bekannten. Zusätzlich nahmen Psychologiestudierende sowie deren Angehörige und Bekannte teil. Angefragt wurden 254 Personen. Ausschlusskriterium waren klinisch auffällige Werte beim BDI II von > 13 (vgl. Kühner, Bürger, Keller & Hautzinger, 2007), was auf 31 Personen zutraf. Diese Daten wurden nicht in die Auswertung einbezogen. Über die Mahalanobis-Distanz wurden zusätzlich fünf Personen mit multivariaten Ausreißerwerten ermittelt (Weiber & Mühlhaus, 2014) und ebenfalls von den Berechnungen ausgeschlossen. Das durchschnittliche Alter der verbleibenden 218 Personen, 141 (64.68 %) Frauen und 77 (35.32 %) Männer, betrug 38.89 ($SD = 14.39$) Jahre. Das Schulbildungsniveau zeigte die nachfolgende Verteilung: 152 (69.72 %) Personen Hochschulreife, 47 (21.56 %) Realschule / Mittlere Reife, 16 (7.34 %) Hauptschule und 3 (1.38 %) sonstige Abschlüsse. Die BDI II Werte der Teilnehmenden lagen im Mittel bei einem Wert von 5.36 ($SD = 3.82$), was weit unter dem Cut-Off für klinische Auffälligkeit (> 13) liegt.

Datenerhebung

Es wurde ein quasi-experimentelles, querschnittliches Untersuchungsdesign realisiert, bei dem eine klinische Stichprobe und eine nicht-klinische Kontrollgruppe miteinander verglichen wurden. Zur Bestimmung der Retest-Reliabilität wurde der klinischen Stichprobe die SREIS-D zusätzlich am Therapieende (T1) und bei einer Ein-Jahres-Katamnese (T2) vorgegeben. Die Daten für die klinische Stichprobe wurden von September 2011 bis Juni 2012 erhoben. Zu Behandlungsbeginn (T0) füllten die teilnehmenden Personen Fragebögen zur Datenerhebung aus. Soziodemographische Informationen wurden aus der Ba-

sisdokumentation der Klinik entnommen. Die Daten der nicht-klinischen Kontrollgruppe wurden von Oktober 2013 bis Mai 2014 erhoben. Die Teilnahme an der Studie war für alle Personen freiwillig. Alle angefragten Personen wurden über das Forschungsvorhaben aufgeklärt. Für die Teilnahme wurde allen Teilnehmenden eine Vergütung im Wert von fünf Euro angeboten, mit Ausnahme von Psychologiestudierenden, die stattdessen Versuchspersonenstunden angerechnet bekamen. Ein Abbruch der Teilnahme war jederzeit möglich. Die Übersetzung der SREIS aus dem Englischen in die deutsche Version SREIS-D wurde richtliniengeleitet über eine Kombination der Vorteile des „Team-Ansatzes“ (Behr, Braun & Dorer, 2015) und der Kontrolle durch Rückübersetzung vorgenommen. Der Skalenaufbau wurde im Rahmen der Übersetzung nicht verändert. Die deutsche Version der SREIS (SREIS-D) ist im Anhang angefügt.

Messinstrumente

Self-Rated Emotional Intelligence Scale – deutsche Version (SREIS-D). Analog zur englischen Originalversion der SREIS (Brackett et al., 2006) besteht die SREIS-D als Fragebogen mit 19 Items (siehe Anhang) aus den folgenden fünf Unterskalen: (a) *Emotionswahrnehmung*, (b) *Emotionsnutzung*, (c) *Emotionswissen*, (d) *ER intrapersonal* und (e) *ER interpersonal*. Als Antwortformat dient eine fünfstufige Skala mit Werten von 1 = *unzutreffend* bis 5 = *zutreffend*.

Mayer-Salovey-Caruso Test zur Emotionalen Intelligenz (MSCEIT™, deutschsprachige Adaptation; Mayer, Salovey, Caruso & Sitarenios, 2003; Steinmayr, Schütz, Hertel & Schröder-Abé, 2011). Die deutschsprachige Version des Leistungstests zur Erfassung von EI nach dem Vier-Facetten-Modell (Mayer & Salovey, 1997) umfasst insgesamt 141 Items. Der MSCEIT besteht aus vier Subskalen. Aufgrund der hohen Bearbeitungsdauer wurden nur die Subskalen *Emotionswissen* und *ER* vorgegeben. Diese beiden komplexeren Unterfacetten wurden ausgewählt unter der Annahme, dass sie auf den eher basaleren Fähigkeiten *Emotionswahrnehmung* und *-nutzung* in gewissem Maße aufbauen. Die Auswertung basiert in dieser Arbeit auf der Konsensmethode, d.h. die gewählten Antworten werden anhand der Ergebnisse einer Normstichprobe bewertet. Cronbachs Alpha beträgt in der klinischen Stichprobe $\alpha = .94$ für *Emotionswissen* und $\alpha = .94$ für *ER*, sowie $\alpha = .88$ und $\alpha = .64$ bei der nicht-klinischen Kontrollgruppe.

Emotion Regulation Questionnaire (ERQ; Gross & John, 2003; Abler & Kessler, 2009). Der ERQ ist ein Selbstbeurteilungsinstrument zur Einschätzung von zwei häufig eingesetzten Emotionsregulationsstrategien, *Neube-*

wertung und *Unterdrückung*, die mit sechs bzw. vier Items abgefragt werden. Cronbachs Alpha liegt bei der klinischen Stichprobe für die Skala *Neubewertung* bei $\alpha = .79$ und bei $\alpha = .75$ für die Skala *Unterdrückung*. Für die Kontrollgruppe betragen die Werte $\alpha = .82$ bzw. $\alpha = .69$.

Beck Depressions-Inventar – 2. Auflage (BDI II; Beck, Steer & Brown, 1996; Hautzinger, Keller & Kühner, 2009). Das Beck Depressions-Inventar ist ein Selbstbeurteilungsinstrument zur Erfassung der Schwere von depressiver Symptomatik. Die 21 Items des BDI II-Fragebogens stehen inhaltlich in Bezug zu den Depressionskriterien des DSM IV. Cronbachs Alpha beträgt $\alpha = .91$ für die klinische Stichprobe und $\alpha = .73$ für die Kontrollgruppe.

Symptom-Checklist-90-R (SCL-90-R; Franke, 2002). Mit der SCL-90-R werden subjektive Beeinträchtigungen durch körperliche und psychische Symptome bei einer Person erfasst. Insgesamt werden 90 Items abgefragt. Als globaler Kennwert für die Gesamtskala kann der *Global Severity Index* (GSI) zur Einschätzung der grundsätzlichen psychischen Belastung herangezogen werden. Cronbachs Alpha betrug $\alpha = .94$ bei der klinischen Stichprobe. Für die nicht-klinische Kontrollgruppe wurde die SCL-90-R nicht eingesetzt, um die Gesamttestbearbeitungszeit zu begrenzen.

Vorgehensweise bei der Datenauswertung

Fehlende Werte beider Stichproben wurden mittels Multipler Imputation (MI) mit fünf Imputationen ersetzt (vgl. Lüdtke, Robitzsch, Trautwein & Köller, 2007). Als Schätzer für die Reliabilität wurde Omega (ω ; McDonald, 1999) berechnet, der nach Revelle und Zinbarg (2009) gegenüber Cronbachs Alpha (α) bevorzugt verwendet werden sollte. Cronbachs Alpha wird als Referenzwert berichtet. Die Interpretation von Omega ist analog zu Cronbachs Alpha (Schweizer, 2011). Zur Einstufung können daher folgende Werte nach Blanz (2015) herangezogen werden, wobei diese Werte keine absoluten Cut-off-Grenzen darstellen: Werte $> .9$ = exzellent, $> .8$ = gut / hoch, $> .7$ = akzeptabel und $> .6$ = fragwürdig. Für konfirmatorische Faktorenanalysen (KFA) wurden die fehlenden Werte beider Stichproben mit dem Expectation-Maximization-Algorithmus geschätzt (vgl. Weiber & Mühlhaus, 2014). Zur Überprüfung der Faktorenstruktur wurden wegen des rangskalieren Antwortformats KFA mit der robusten Weighted Least Squares Mean and Variance adjusted (WLSMV) Schätzung durchgeführt (Flora & Curran, 2004). Aufgrund der theoretischen Orientierung am Vier-Facetten-Modell der EI wurde ein Modell mit vier Faktoren unter Einschluss von EI als Generalfaktor zweiter Ordnung berechnet, alternativ auf dem Hintergrund der fünf SREIS-D Unterskalen ein Modell mit fünf Faktoren und EI als Ge-

neralfaktor zweiter Ordnung (siehe elektronisches Supplement ESM 1). Zur Einschätzung der jeweiligen Modellgüte fanden die nachfolgenden Fit-Indizes Anwendung: Chi-Quadrat-Wert dividiert durch Freiheitsgrade (χ^2/df), Comparative Fit Index (CFI), Root-Mean-Square-Error of Approximation (RMSEA) und Standardized Root Mean Square Residual (SRMR). In Anlehnung an Schermelleh-Engel, Moosbrugger und Müller (2003) wird von einem akzeptablen Fit bei Strukturgleichungsmodellen ausgegangen, wenn $2 < \chi^2/df \leq 3$, $.05 < RMSEA \leq .08$ und $.05 < SRMR \leq .10$, wobei Werte unterhalb der Untergrenzen jeweils für einen guten Modell-Fit stehen. Der CFI wird von Kline (2016) $> .9$ als akzeptabel eingestuft, Werte $> .95$ zeigen einen guten Fit an. Zusätzlich zum Modellvergleich auf Faktorebene wurde ebenfalls mit der robusten WLSMV-Schätzung eine Mehrgruppen-Faktorenanalyse (MGFA) zur Prüfung der gruppenübergreifenden Äquivalenz der Messmodelle (Messinvarianz) beider Stichproben durchgeführt. Nach Chen (2007) besteht Messinvarianz, wenn neben hinreichenden Fit-Werten bei den Fit-Indizes der aufeinanderfolgenden Modelle (konfigural, metrisch und skalar) die Werte des CFI nicht um mehr als $.005$ abfallen und die Werte des RMSEA nicht um mehr als $.010$ zunehmen. Alle statistischen Analysen wurden mit IBM SPSS Statistics 21, JASP (JASP Team, 2018) bzw. mit den Programmpaketen lavaan und semTools von R Core Team (2019) ausgeführt.

Ergebnisse

Die Quote fehlender Werte war gering mit insgesamt 1.21% bei der klinischen Stichprobe (zu T0) und 0.04% bei der nicht-klinischen Kontrollgruppe. Hinsichtlich der Daten für die Retest-Reliabilität bestand zu Therapieende (T1) mit 15.2% und zur Ein-Jahres-Katamnese (T2) mit 26.72% eine höhere Quote an fehlenden Werten. Die Ergebnisse der deskriptiven Analysen auf Item- und Skalenebene sind als elektronisches Supplement (ESM 2) verfügbar. Die visuelle Prüfung der Histogramme aller Items und der resultierenden Skalen zeigte keine extremen Abweichungen von der Normalverteilung, bestätigt durch maximale Betragswerte < 1 für Schiefe und Kurtosis, mit Ausnahme eines Betragswertes der Kurtosis $w = 1.12$ bei Item 6 der nicht-klinischen Kontrollgruppe.

Für die SREIS-D Gesamtskala betrug Omega als Reliabilitätsmaß¹ bei der klinischen Stichprobe (Werte der nicht-klinischen Kontrollgruppe im Folgenden in Klammern) $\omega = .84$ ($\omega = .86$).

Die Werte der Unterskalen lagen bei $\omega = .66$ ($\omega = .69$) für die Skala *Emotionswahrnehmung*, $\omega = .77$ ($\omega = .83$) für die Skala *Emotionsnutzung*, $\omega = .83$ ($\omega = .83$) für die Skala *Emotionswissen*, $\omega = .72$ ($\omega = .75$) für die Skala *ER intrapersonal* und $\omega = .73$ ($\omega = .70$) für die Skala *ER interpersonal*. Folgende Werte wurden bei der klinischen Stichprobe für die Retest-Reliabilität über einen Zeitraum von einem Jahr ermittelt: *Emotionswahrnehmung* $r = .63$, *Emotionsnutzung* $r = .60$, *Emotionswissen* $r = .67$, *ER intrapersonal* $r = .65$, *ER interpersonal* $r = .67$ und Gesamtskala $r = .71$.

Überprüfung der Vier- vs. Fünf-Faktoren-Struktur und der Messinvarianz

Wie oben beschrieben und im elektronischen Supplement ESM 1 zu erkennen, unterscheiden sich die beiden zu prüfenden Modellalternativen nur darin, dass die Unterskala ER bei dem Modell mit fünf Faktoren in intra- und interpersonale ER aufgeteilt ist. Die Fit-Indizes der mittels Konfirmatorischer Faktorenanalyse berechneten Strukturgleichungsmodelle sind in der Tabelle 1 zum Vergleich dargestellt.

Das fünffaktorielle Modell wies sowohl bei der klinischen Stichprobe als auch bei der nicht-klinischen Kontrollgruppe den besseren Modell-Fit auf. Bei der klinischen Stichprobe war der Unterschied zwischen allen Fit-Indizes der beiden Modelle gering, bei der Kontrollgruppe dagegen sehr deutlich. Der CFI-Wert des fünffaktoriellen Modells bei der Kontrollgruppe lag mit einem Wert von nur $.891$ an der akzeptablen Grenze. Das vierfaktorielle Modell war bei der Kontrollgruppe mit einem CFI-Wert von $.812$ nicht akzeptabel und damit abzulehnen. Die Ergebnisse legen damit für die SREIS-D eine fünffaktorielle Struktur wie bei der englischen SREIS-Originalskala nahe.

Bei der Messinvarianzprüfung (siehe Tabelle 1 für konkrete Werte der Fit-Indizes) zeigt die freie Schätzung des fünffaktoriellen Gesamtmodells in beiden Gruppen einen noch akzeptablen Fit, so dass von konfiguraler Invarianz ausgegangen werden kann. Metrische und skalare Invarianz werden bestätigt durch ebenfalls akzeptable Fit-Werte und nur geringe Veränderungen der CFI- und RMSEA-Werte gegenüber der jeweils vorangegangenen Schätzung. Residuale Invarianz ist nicht gegeben, weil die Differenz des CFI-Wertes zum vorausgehenden Wert bei der skalaren Invarianz mit $\Delta CFI = -.014$ zu groß ist.

¹ Zusätzlich wurde der Konsistenzkoeffizient Cronbachs Alpha als Referenzwert berechnet (siehe elektronisches Supplement ESM 3). Im Vergleich weichen die Omega-Werte mit maximal $.02$ nur geringfügig von den Alpha-Werten ab.

Tabelle 1. Fit-Indizes zum Vergleich der Vier- vs. Fünffaktorenmodelle sowie zur Prüfung der Messinvarianz

Modell	χ^2	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	SRMR
Klinische Stichprobe:						
4 Faktorenmodell	273.49	148	1.85	.903	.050	.061
5 Faktorenmodell	265.77	147	1.81	.908	.049	.060
Nicht-klinische Kontrollgruppe:						
4 Faktorenmodell	314.92	148	2.13	.812	.072	.083
5 Faktorenmodell	243.51	147	1.66	.891	.055	.068
Messinvarianzprüfung zwischen klinischer und nicht-klinischer Stichprobe						
					Δ CFI	Δ RMSEA
Konfigurale Messinvarianz	376.50	294	1.28	.899	.051	
Metrische Messinvarianz	418.16	312	1.34	.925	.026	-.008
Skalare Messinvarianz	438.88	325	1.35	.922	-.003	.000
Residuale Messinvarianz	494.01	344	1.44	.908	-.014	.002

Anmerkungen: Klinische Stichprobe mit $n = 338$, nicht-klinische Kontrollgruppe mit $n = 218$. χ^2 = Chi-Quadrat; df = Freiheitsgrade; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root-Mean-Square-Error of Approximation; SRMR = Standardized Root Mean Square Residual.

Konvergente Validität und Kriteriumsvalidität

Alle Korrelationen zwischen den verwendeten SREIS-D, MSCEIT- und ERQ-Skalen sowie zum BDI II und zum GSI der SCL-90 sind einzeln in Tabelle 2 aufgeführt.

Als Hinweis für konvergente Validität zeigten sich bei der klinischen Stichprobe erwartungsgemäße Zusammenhänge der SREIS-D mit den ERQ-Unterskalen *Neubewertung* (positive Korrelationen) und *Unterdrückung* (negative Korrelationen). Personen mit höherer selbsteingeschätzter EI geben an, besser in der Lage zu sein, emotionale Situationen zu antizipieren und gedanklich zu verändern. Zudem berichten Personen mit höherer selbsteingeschätzter EI ihren Gefühlsausdruck bei emotionalem Erleben weniger nach außen zu unterdrücken. Zu den verwendeten Unterskalen des Leistungstests MSCEIT bestanden wie schon bei der englischsprachigen Originalskala positive, aber geringere Korrelationswerte. Für die Kriteriumsvalidität sprechen negative Korrelationen zwischen den SREIS-D Skalen und dem BDI II sowie dem GSI der SCL-90-R, d.h. Personen mit höherer selbsteingeschätzter EI zeigten weniger depressive Symptomatik und eine geringere psychische Gesamtbelastung. Bei der Prüfung eventueller Einflüsse von Alter und Geschlecht wurde mit multiplen Regressionsanalysen unter Einbezug beider Variablen kein Einfluss des Alters auf die SREIS-D Skalen festgestellt. Das *Geschlecht* ergab jedoch für drei Unterskalen und die Gesamtskala signifikante Regressionskoeffizienten: *Emotionswahrnehmung* $B = .161$, $SE_B = .079$, $T = 2.03$ ($p = .043$), $R^2 = .013$; *Emotionsnutzung* $B = .383$, $SE_B = .110$, $T = 3.49$ ($p \leq .01$), $R^2 = .035$; *ER interperso-*

nal $B = .279$, $SE_B = .098$, $T = 2.85$ ($p \leq .01$), $R^2 = .027$; *Gesamtskala* $B = .149$, $SE_B = .068$, $T = 2.20$ ($p = .028$), $R^2 = .018$. Frauen der klinischen Stichprobe erreichten damit bei den angegebenen Skalen signifikant höhere Werte mit einem maximalen Erklärungswert der Gesamtvarianz von 3,5%.

Die Ergebnisse der nicht-klinischen Kontrollgruppe bestätigten die oben berichteten konvergenten Korrelationen der klinischen Stichprobe, wobei sich die Korrelationskoeffizienten der beiden Stichproben in der Stärke ihres Zusammenhangs teilweise signifikant ($p \leq .05$) unterschieden (siehe Tabelle 2). Interkorrelationen der SREIS-D Skalen fielen in der nicht-klinischen Kontrollgruppe etwas stärker aus als in der klinischen Stichprobe. Beim BDI II hingegen waren die Korrelationen in der klinischen Stichprobe stärker. Die Variable *Alter* zeigte auch bei der nicht-klinischen Kontrollgruppe keine Zusammenhänge mit den SREIS-D Skalen. Das *Geschlecht* stand dagegen mit der Skala *Emotionsnutzung* im signifikanten Zusammenhang: $B = .493$, $SE_B = .118$, $T = 4.17$ ($p \leq .01$), $R^2 = .076$. Frauen schätzten sich demnach bei dieser Skala höher ein.

Diskriminationsfähigkeit

Die mit t -Tests für unabhängige Stichproben berechneten Mittelwertvergleiche der SREIS-D-Skalen zur Prüfung der Diskriminationsfähigkeit zwischen klinischer Stichprobe und nicht-klinischer Kontrollgruppe sind in Tabelle 3 zusammenfassend dargestellt. Dabei waren die Mittelwerte der nicht-klinischen Kontrollgruppe durchgängig hö-

Tabelle 2. Klinische Stichprobe und nicht-klinische Kontrollgruppe: Korrelationen nach Pearson

Skala	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
1 SREIS-D – Emotionswahrnehmung	–											
2 SREIS-D – Emotionsnutzung	.18 (.29)	–										
3 SREIS-D – Emotionswissen	.41 (.48)	.26 (.35)	–									
4 SREIS-D – Emotionsregulation intrapersonal	.20 (.34)	.10 (-.02)	.35 (.33)	–								
5 SREIS-D – Emotionsregulation interpersonal	.35 (.50)	.18 (.35)	.39 (.56)	.44 (.35)	–							
6 SREIS-D – Gesamtskala	.59 (.72)	.52 (.60)	.73 (.79)	.63 (.58)	.70 (.78)	–						
7 MSCEIT – Emotionswissen	.05 (.13)	.07 (.09)	.18 (.18)	.03 (.04)	.01 (.07)	.12 (.14)	–					
8 MSCEIT – Emotionsregulation	.16 (.11)	.13 (.20)	.11 (.15)	.14 (.12)	.08 (.16)	.18 (.21)	.39 (.26)	–				
9 ERQ – Neubewertung	.14 (.27)	.18 (.06)	.21 (.24)	.29 (.29)	.19 (.30)	.33 (.32)	.05 (.06)	.14 (.07)	–			
10 ERQ – Unterdrückung	-.10 (-.26)	-.39 (-.35)	-.24 (-.36)	-.13 (-.14)	-.12 (-.38)	-.30 (-.43)	-.14 (-.13)	-.12 (-.28)	-.15 (-.01)	–		
11 BDI II – Summenscore	-.09 (-.02)	-.18 (.04)	-.20 (-.08)	-.28 (-.20)	-.14 (-.05)	-.26 (-.09)	-.08 (-.08)	-.17 (-.11)	-.24 (-.02)	.32 (.12)	–	
12 SCL-90-R – GSI (Global Severity Index)	-.05	-.13	-.18	-.31	-.13	-.25	-.13	-.20	-.16	.26	.74	–

Anmerkungen: Klinische Stichprobe $n = 338$, nicht-klinische Kontrollgruppe $n = 218$. Werte der nicht-klinischen Kontrollgruppe jeweils unter dem Wert der klinischen Stichprobe in Klammern. SREIS-D = *Self-Rated Emotional Intelligence Scale* – deutsche Version; MSCEIT = *Mayer-Salovey-Caruso Test zur Emotionalen Intelligenz*; BDI II = *Beck Depressions-Inventar* – 2. Auflage; ERQ = *Emotion Regulation Questionnaire*; SCL-90-R = *Symptom-Checklist-90-R*. Kursivdruck: Die Korrelationskoeffizienten beider Stichproben unterscheiden sich je Vergleichspaar in der Stärke ihrer Zusammenhänge signifikant ($p \leq .05$).

Tabelle 3. Diskriminationsfähigkeit: Mittelwertvergleich zwischen klinischer Stichprobe und nicht-klinischer Kontrollgruppe mit t-Tests für unabhängige Stichproben

Skala	<i>M (SD)</i> klinisch	<i>M (SD)</i> nicht-klinisch	<i>t</i> ($df = 554$)	<i>d</i>
SREIS-D				
Emotionswahrnehmung	3.51 (0.64)	3.78 (0.57)	-5.17*	0.44
Emotionsnutzung	3.49 (0.90)	3.68 (0.85)	-2.38*	0.22
Emotionswissen	2.87 (0.90)	3.34 (0.75)	-6.57*	0.56
ER intrapersonal	2.51 (0.88)	3.41 (0.77)	-12.56*	1.07
ER interpersonal	3.31 (0.79)	3.64 (0.64)	-5.35*	0.45
Gesamtskala	3.13 (0.54)	3.57 (0.49)	-9.56*	0.84

Anmerkungen: *M (SD)* klinisch ($n = 338$): Mittelwert mit Standardabweichung klinische Stichprobe. *M (SD)* nicht-klinisch ($n = 218$): Mittelwert mit Standardabweichung nicht-klinische Kontrollgruppe. Signifikanzniveau $*p \leq .05$. *d* = Effektgröße nach Cohen. *df* = Freiheitsgrade. ER = Emotionsregulation. SREIS-D = *Self-Rated Emotional Intelligence Scale* – deutsche Version.

her als die der klinischen Stichprobe². Das kann als Hinweis auf niedrigere selbsteingeschätzte emotionale Kompetenzen bei psychisch belasteten Personen gewertet werden.

Für alle Skalen waren die Unterschiede zwischen der klinischen Stichprobe und der nicht-klinischen Kontrollgruppe signifikant ($p \leq .05$) mit kleinen, mittleren und großen Effektstärken. Der kleinste Unterschied, gemessen mit Cohens *d* (Cohen, 1988), war bei der Unterskala

² Die Unterschiede blieben in Kovarianzanalysen auch nach Kontrolle von Alter, Geschlecht und Schulbildung signifikant.

Emotionsnutzung mit $d = 0.22$ zu beobachten, der Größte mit $d = 1.07$ bei der Unterskala *ER intrapersonal*.

Diskussion

Zielsetzung dieser Arbeit war es, die SREIS als deutsche Version teststatistisch zu überprüfen und damit als kurzes, ökonomisch einsetzbares, am Vier-Facetten-Modell der EI orientiertes Selbstberichtsinstrument im deutschsprachigen Raum zur Verfügung zu stellen. Dazu haben wir die Skala international erstmals an einer großen klinischen Stichprobe sowie an einer nicht-klinischen Kontrollgruppe überprüft. Zudem wurden im vorliegenden Artikel Ergebnisse nicht nur auf Basis des EI-Gesamtscores, sondern auch auf der Subskalenebene berichtet. Zusammengefasst bestätigen die Ergebnisse die Faktorenstruktur der englischen Originalskala und die spezielle Eignung der SREIS-D für den Einsatz im klinischen Bereich, v. a. mit einer zum Teil sehr guten Diskriminationsfähigkeit zwischen einer nicht-klinischen Stichprobe und psychisch belasteten Personen.

Durch standardisierte schriftliche Anweisung und einfache Auswertung ist die Objektivität bei der Durchführung und der Auswertung gewährleistet. Die Reliabilität der SREIS-D Gesamtskala ist nach den vorliegenden Ergebnissen als gut einzustufen. Die fünf Subskalen der englischen Originalversion des SREIS (Brackett et al., 2006) konnten in der KFA mit einer fünffaktoriellen Lösung repliziert werden. Somit wird auch in der deutschsprachigen Version die Facette Emotionsregulation weiter differenziert im Hinblick auf intrapersonal vs. interpersonal. Im Gegensatz zu Befunden, dass die Faktorenstruktur bei einigen EI-Maßen heterogen und inkonsistent ist (Keele & Bell, 2008), erwies sich die Struktur der SREIS-D als stabil im klinischen vs. nicht-klinischen Bereich. Diese Robustheit stellt eine besondere Stärke der SREIS-D dar.

Hinweise auf konvergente Validität bestehen durch gezeigte Zusammenhänge der SREIS-D Skalen mit einem Selbstberichtsmaß der Emotionsregulation (ERQ). Hierbei ist zu beachten, dass es sich bei den beiden ERQ-Unterskalen zwar um verwandte Konstrukte handelt, aber doch Unterschiede bestehen müssen, die niedrigere Korrelationen zur Folge haben, weil die ERQ-Unterskalen auf die Erfassung spezifischer Emotionsregulationsstile ausgerichtet sind. Erwartungsgemäß zeigten sich zum verwendeten Fähigkeitstest der EI nur kleine Korrelationen, was sich nach einer Metaanalyse von Joseph und Newman (2010) mit dem generell geringen Zusammenhang ($r = .12$) zwischen EI-Fähigkeitstests und EI-Selbstberichtsinstrumenten deckt. Kriteriumsvalidität zeigt sich bei allen

SREIS-D Skalen im Sinne von Extremgruppenvalidierung durch eine hohe Diskriminationsfähigkeit zwischen nicht-klinischen und klinischen Stichproben. Weiter besteht Kriteriumsvalidität hinsichtlich der Verbindungen der SREIS-D-Skalen mit dem BDI II und dem GSI der SCL-90. Dieser Befund konvergiert mit den Ergebnissen von Zeidner, Matthews und Roberts (2012), die ebenfalls Zusammenhänge zwischen EI und anderen Gesundheitsindikatoren fanden (vgl. zusammenfassend dazu auch Schütz & Koydemir, 2018).

Einflüsse von Alter und Geschlecht wurden überprüft. Die SREIS-D Skalen zeigten sich dabei unabhängig vom Alter der teilnehmenden Personen in beiden Stichproben. Geringfügige, aber signifikante Einflüsse auf die SREIS-D Skalen zeigte dagegen das Geschlecht. Frauen erzielten teilweise höhere Werte. Da auch in Testdaten, die mit Fähigkeitstests erhoben wurden, kleine aber systematische Geschlechterunterschiede zugunsten der Frauen vorliegen (Steinmayr et al., 2011), ist davon auszugehen, dass über geschlechtersrollenkonforme Selbstwahrnehmungsunterschiede hinaus auch substantielle Differenzen bestehen. Die Rolle des Geschlechts sollte daher, insbesondere bei klinischen Stichproben, in weiteren Untersuchungen Beachtung finden.

Trotz nachgewiesener Eignung der SREIS-D für klinische Zwecke weist die vorliegende Arbeit aber auch Einschränkungen auf. Erstens ist die SREIS-D als Selbstberichtungsverfahren mit den typischen Nachteilen subjektiver Selbsteinschätzung behaftet (z. B. sozialer Erwünschtheit; Schütz & Marcus, 2004). Zweitens muss angemerkt werden, dass der CFI-Wert des fünffaktoriellen Modells der nicht-klinischen Kontrollgruppe mit .891, zwar nur knapp, aber unter dem Wert .9 für den akzeptablen Bereich lag. Nach Prudon (2015) sollte dieser Grenzwert jedoch nicht als klarer Cut-Off verwendet werden. Drittens ist die Reliabilität der Subskala *Emotionswahrnehmung* bei beiden Stichproben mit ω -Werten unter .7 nach der oben berichteten Einstufung (Blanz, 2015) nicht akzeptabel, ebenso die Reliabilität der Subskala *ER interpersonal* bei der nicht-klinischen Kontrollgruppe mit $\omega = .70$. Damit werden die Reliabilitäten einiger Subskalen nicht den Anforderungen für einen Einsatz in der Einzelfalldiagnostik gerecht. Dafür müsste ohnehin noch eine Normierung unter Heranziehung einer repräsentativen Stichprobe vorgenommen werden.

Zur Absicherung und Generalisierbarkeit der hier erzielten Ergebnisse sind weitere Arbeiten unter Verwendung der SREIS-D abzuwarten. Insbesondere sind Untersuchungen zur diskriminanten Validität erforderlich, eine Untersuchung mit dem MSCEIT-Gesamtscore und allen Subskalen des MSCEIT, sowie Vergleiche mit anderen EI-Selbstberichtskaalen. Die Kriteriumsvalidität sollte auch in anderen Bereichen (z. B. Einsatz in berufsbezogenen

Kontexten) untersucht werden. Künftige Studien sollten aber auch die klinische Relevanz der Befunde weiterführend untersuchen. So sollte beispielsweise geprüft werden, ob und wie die in der vorliegenden Studie gefundenen niedrigeren EI-Werte der klinischen Gruppe mit Beeinträchtigungen im alltäglichen Erleben und Verhalten einhergehen. Hinsichtlich des Einsatzes der SREIS-D im klinischen Bereich ist bezüglich der Aussagekraft zusätzlich der Abgleich mit deutschen Tests der ER, wie z. B. dem *Heidelberger Fragebogen zur Erfassung von Emotionsregulationsstrategien* (H-FERST; Barnow, 2013) oder dem ASQ (Graser et al., 2012) von Interesse.

Bilanzierend kann gesagt werden, dass mit der SREIS-D ein zeitökonomisches Selbstberichtsinstrument zur Erfassung von EI mit Relevanz für klinische Diagnostik, Evaluation und Forschung zur Verfügung steht, für das überwiegend ermutigende Ergebnisse hinsichtlich Reliabilität und Validität gefunden wurden. Der Einsatz auf Subskalenebene ergab zusätzliche, differenziertere und wichtige Ergebnisse, indem er z. B. auf die besondere klinische Relevanz der Subfacette *ER intrapersonal* verweist. In der vorliegenden Studie wurde die Skala erstmals im Rahmen einer klinischen Stichprobe eingesetzt und es wurden u. a. Beziehungen zwischen dem Instrument und den Emotionsregulationsstilen nach Gross (2002) sowie dem Gesundheitszustand nach SCL (Franke, 2002) festgestellt.

Elektronische Supplemente (ESM)

Die elektronischen Supplemente sind mit der Online-Version dieses Artikels verfügbar unter <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000248>

ESM 1. SREIS-D Faktorenstruktur mit vier bzw. fünf Faktoren durch Aufteilung des Faktors Emotionsregulation in intra- und interpersonal mit EI als Generalfaktor zweiter Ordnung

ESM 2. SREIS-D: Deskriptive Analysen auf Item- und Skalenebene für klinische Stichprobe bzw. nicht-klinische Kontrollgruppe und Mittelwertvergleich mit *t*-Tests für unabhängige Stichproben

ESM 3. SREIS-D: Interne Konsistenz geschätzt mit Cronbachs Alpha

Literatur

- Abler, B. & Kessler, H. (2009). Emotion Regulation Questionnaire – Eine deutschsprachige Fassung des ERQ von Gross und John. *Diagnostica*, 55, 144–152.
- Barnow, S. (2013). *Therapie wirkt!* Berlin: Springer.

- Bar-On, R. (2006). The Bar-On model of emotional-social intelligence (ESI). *Psicothema*, 18, 13–25.
- Beck, A. T. & Steer, R. A. (1987). *Manual for the Beck Depression Inventory*. San Antonio, TX: The Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A. & Brown, G. K. (1996). *Beck Depression Inventory Manual, 2nd Edition*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Behr, D., Braun, M. & Dorer, B. (2015). *Messinstrumente in internationalen Studien*. Mannheim: GESIS – Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften (GESIS Survey Guidelines).
- Berking, M. & Znoj, H. (2008). Entwicklung und Validierung eines Fragebogens zur standardisierten Selbsteinschätzung emotionaler Kompetenzen (SEK-27). *Zeitschrift für Psychiatrie, Psychologie und Psychotherapie*, 56 (2), 141–153.
- Blanz, M. (Hrsg.). (2015). *Forschungsmethoden und Statistik für die Soziale Arbeit. Grundlagen und Anwendungen*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Brackett, M. A. & Geher, G. (2006). Measuring Emotional Intelligence: Paradigmatic Diversity and Common Ground. In J. Ciarracchi, J. P. Forgas & J. D. Mayer (Eds.), *Emotional intelligence in Everyday Life* (2nd ed., pp. 27–50). New York, NY: Psychology Press.
- Brackett, M. A., Rivers, S. E., Shiffman, S., Lerner, N. & Salovey, P. (2006). Relating emotional abilities to social functioning: a comparison of self-report and performance measures of emotional intelligence. *Journal of Personality and Social Psychology*, 91, 780–795.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of Goodness of Fit Indexes to Lack of Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464–504.
- Choi, S. & Kluemper, D. H. (2012). The relative utility of differing measures of emotional intelligence: Other-report EI as a predictor of social functioning. *Revue européenne de psychologie appliquée*, 62 (3), 121–127.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, N. J.: L. Erlbaum Associates.
- Flora, D. B. & Curran, P. J. (2004). An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data. *Psychological methods*, 9, 466–491.
- Franke, G. H. (2002). *SCL-90-R – Die Symptom-Checkliste von L. R. Derogatis* (2. vollst. überarb. u. neu norm. Aufl.). Göttingen: Beltz Test.
- García-Sancho, E., Salguero, J. M. & Fernández-Berrocal, P. (2014). Relationship between emotional intelligence and aggression: A systematic review. *Aggression and Violent Behavior*, 19, 584–591.
- Graser, J., Bohn, C., Kelava, A., Schreiber, F., Hofmann, S. G. & Stangier, U. (2012). Der „Affective Style Questionnaire (ASQ)“: Deutsche Adaption und Validitäten. *Diagnostica*, 58, 100–111.
- Gross, J. J. (2002). Emotion regulation. Affective, cognitive, and social consequences. *Psychophysiology*, 39, 281–291.
- Gross, J. J. & John, O. P. (2003). Individual differences in two emotion regulation processes: Implications for affect, relationships, and well-being. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 348–362.
- Groves, K. S., McEnrue, M. P. & Shen, W. (2008). Developing and measuring the emotional intelligence of leaders. *Journal of Management Development*, 27, 225–250.
- Hautzinger, M., Keller, F. & Kühner, C. (2009). *Beck Depressions-Inventar, 2. Aufl. (BDI II)*. Frankfurt: Pearson Assessment.
- Herpertz, S., Schütz, A. & Nezlak, J. (2016). Enhancing emotion perception, a fundamental component of emotional intelligence. Using multiple-group SEM to evaluate a training program. *Personality and Individual Differences*, 95, 11–19.
- Hertel, J. (2007). *Emotional abilities: What do different measures predict?* Dissertation, Technische Universität Chemnitz.

- Hertel, J., Schütz, A. & Lammers, C.-H. (2009). Emotional intelligence and mental disorder. *Journal of clinical psychology*, 65, 942–954.
- JASP Team. (2018) JASP (Version 0.9) [Computer software]. Verfügbar unter <https://jasp-stats.org/>
- Joseph, D. L. & Newman, D. A. (2010). Emotional intelligence: an integrative meta-analysis and cascading model. *The Journal of applied psychology*, 95 (1), 54–78.
- Keele, S. M. & Bell, R. C. (2008). The factorial validity of emotional intelligence: An unresolved issue. *Personality and Individual Differences*, 44, 487–500.
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (Methodology in the social sciences, Fourth edition). New York: The Guilford Press.
- Koydemir, S. & Schütz, A. (2012). Emotional intelligence predicts components of subjective well-being beyond personality: A two-country study using self- and informant reports. *The Journal of Positive Psychology*, 7 (2), 107–118.
- Kühner, C., Bürger, C., Keller, F. & Hautzinger, M. (2007). Reliabilität und Validität des revidierten Beck-Depressionsinventars (BDI-II). Befunde aus deutschsprachigen Stichproben. *Der Nervenarzt*, 78, 651–656.
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., Trautwein, U. & Köller, O. (2007). Umgang mit fehlenden Werten in der psychologischen Forschung. *Psychologische Rundschau*, 58, 103–117.
- Malouff, J. M., Schutte, N. S. & Thorsteinsson, E. B. (2014). Trait Emotional Intelligence and Romantic Relationship Satisfaction: A Meta-Analysis. *The American Journal of Family Therapy*, 42 (1), 53–66.
- Martins, A., Ramalho, N. & Morin, E. (2010). A comprehensive meta-analysis of the relationship between Emotional Intelligence and health. *Personality and Individual Differences*, 49, 554–564.
- Mayer, J. D. & Salovey, P. (1997). What is Emotional Intelligence? In P. Salovey & D. J. Sluyter (Eds.), *Emotional development and emotional intelligence. Educational implications* (1st ed., pp. 3–31). New York: Basic Books.
- Mayer, J. D., Salovey, P. & Caruso, D. R. (2002). *Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT) user's manual*. Toronto, ON: MHS.
- Mayer, J. D., Salovey, P., Caruso, D. R. & Sitarenios, G. (2003). Measuring emotional intelligence with the MSCEIT V2.0. *Emotion*, 3 (1), 97–105.
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, NJ: L. Erlbaum Associates.
- Mikolajczak, M., Avalosse, H., Vancorenland, S., Verniest, R., Calens, M., van Broeck, N. et al. (2015). A nationally representative study of emotional competence and health. *Emotion*, 15, 653–667.
- O'Boyle, E. H., Humphrey, R. H., Pollack, J. M., Hawver, T. H. & Story, P. A. (2011). The relation between emotional intelligence and job performance: A meta-analysis. *Journal of Organizational Behavior*, 32, 788–818.
- Petrides, K. V. & Furnham, A. (2001). Trait emotional intelligence: psychometric investigation with reference to established trait taxonomies. *European Journal of Personality*, 15, 425–448.
- Prudon, P. (2015). Confirmatory Factor Analysis as a Tool in Research Using Questionnaires: A Critique. *Comprehensive Psychology*, 4, 03.CP.4.10.
- R Core Team. (2019). A Language and Environment for Statistical Computing [Computer software]. Vienna, Austria: R Foundation for Statistical Computing. Verfügbar unter: <https://www.R-project.org/>
- Revelle, W. & Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients Alpha, Beta, Omega, and the glb: Comments on Sijtsma. *Psychometrika*, 74 (1), 145–154.
- Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. & Müller, 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.
- Schröder-Abé, M. & Schütz, A. (2011). Walking in each other's shoes: Perspective taking mediates effects of emotional intelligence on relationship quality. *European Journal of Personality*, 25, 155–169.
- Schütz, A. & Koydemir, S. (2018). Emotional Intelligence: What It Is, How It Can Be Measured and Increased and Whether It Makes Us Successful and Happy. In V. Zeigler-Hill & T. Shackelford (Eds.), *The SAGE Handbook of Personality and Individual Differences: Volume III: Applications of Personality and Individual Differences* (pp. 397–423). London: SAGE Publications Ltd.
- Schütz, A. & Marcus, B. (2004). Selbstdarstellung in der Diagnostik. Die Testperson als aktives Subjekt. In G. Jüttemann (Hrsg.), *Handbuch Psychologie als Humanwissenschaft* (S. 198–212). Göttingen: Vandenhoeck & Ruprecht.
- Steinmayr, R., Schütz, A., Hertel, J. & Schröder-Abé, M. (2011). *Mayer-Salovey-Caruso Test zur Emotionalen Intelligenz (MSCEIT™). Deutschsprachige Adaptation des Mayer-Salovey-Caruso Emotional Intelligence Test (MSCEIT™) von John D. Mayer, Peter Salovey und David R. Caruso*. Bern: Hogrefe.
- Schweizer, K. (2011). On the Changing Role of Cronbach's α in the Evaluation of the Quality of a Measure. *European Journal of Psychological Assessment*, 27 (3), 143–144.
- Tsarenko, Y. & Strizhakova, Y. (2013). Coping with service failures. *European Journal of Marketing*, 47 (1/2), 71–92.
- Webb, C. A., Schwab, Z. J., Weber, M., DelDonno, S., Kipman, M., Weiner, M. R. et al. (2013). Convergent and divergent validity of integrative versus mixed model measures of emotional intelligence. *Intelligence*, 41 (3), 149–156.
- Weiber, R. & Mülhau, D. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung*. Berlin: Springer.
- Wong, C.-S. & Law, K. S. (2002). The effects of leader and follower emotional intelligence on performance and attitude. *The Leadership Quarterly*, 13, 243–274.
- Zeidner, M., Matthews, G. & Roberts, R. D. (2012). The Emotional Intelligence, Health, and Well-Being Nexus: What Have We Learned and What Have We Missed? *Applied Psychology: Health and Well-Being*, 4 (1), 1–30.

Historie

Onlineveröffentlichung: 08.04.2020

Dipl.-Psych. Matthias Vöhringer

Prof. Dr. Astrid Schütz

Dr. Sarah Gessler

Otto-Friedrich-Universität Bamberg

Markusplatz 3

96045 Bamberg

matthias1.voehringer@uni-bamberg.de

Prof. Dr. Michela Schröder-Abé

Universität Potsdam

Karl-Liebknecht-Straße 24–25

14476 Potsdam

Anhang

SREIS-D

Die folgenden Aussagen beziehen sich auf ihr Verständnis von Emotionen. Bitte markieren Sie auf untenstehender Bewertungsskala, wie genau jede der Aussagen auf Sie zutrifft. Schätzen Sie sich ein, im Vergleich zu anderen Menschen, welche im gleichen Alter und gleichen Geschlechts sind. Bitte lesen Sie jede der Aussagen aufmerksam und kreuzen dann die Zahl an, die am ehesten auf Sie zutrifft.

① = unzutreffend ② = überwiegend unzutreffend ③ = teils/teils ④ = überwiegend zutreffend ⑤ = zutreffend

1. Wenn ich den Gesichtsausdruck von anderen Menschen sehe, kann ich deren Gefühle erkennen.	①	②	③	④	⑤
2. Ich bin ein rationaler Mensch und verlasse mich nicht auf meine Gefühle, um eine Entscheidung zu treffen.*	①	②	③	④	⑤
3. Ich verfüge über einen großen Wortschatz, um meine Gefühle zu beschreiben.	①	②	③	④	⑤
4. Es fällt mir schwer, mit Ärger umzugehen.*	①	②	③	④	⑤
5. Wenn jemand, den ich kenne, schlechte Laune hat, kann ich der Person helfen, sich zu beruhigen und sich besser zu fühlen.	①	②	③	④	⑤
6. Ich bin mir der nonverbalen Botschaften bewusst, die von anderen Menschen ausgesendet werden.	①	②	③	④	⑤
7. Wenn ich Entscheidungen treffe, höre ich auf meine Gefühle, um zu sehen, ob sich die Entscheidung richtig anfühlt.	①	②	③	④	⑤
8. Ich könnte leicht viele Synonyme für Gefühlsbezeichnungen, wie Glück oder Traurigkeit, aufschreiben.	①	②	③	④	⑤
9. Ich kann mit stressreichen Situationen umgehen, ohne zu nervös zu werden.	①	②	③	④	⑤
10. Ich kenne Strategien, um die Stimmung von anderen zu beeinflussen oder zu verbessern.	①	②	③	④	⑤
11. Ich kann beurteilen, ob mich eine Person anlügt, indem ich auf seinen bzw. ihren Gesichtsausdruck schaue.	①	②	③	④	⑤
12. Ich bin ein rationaler Mensch und mag es nicht, mich auf meine Gefühle zu verlassen, um Entscheidungen zu treffen.*	①	②	③	④	⑤
13. Ich verfüge über den Wortschatz, um zu beschreiben, wie sich Gefühle von einfachem zu komplexem Erleben entwickeln.	①	②	③	④	⑤
14. Ich bin in der Lage, auch mit emotional aufwühlenden Problemen umzugehen.	①	②	③	④	⑤
15. Es fällt mir schwer Menschen, die traurig oder ärgerlich sind, zu helfen, wieder in bessere Stimmung zu kommen.*	①	②	③	④	⑤
16. Meine ersten Eindrücke über die Gefühlswelt anderer sind gewöhnlich falsch.*	①	②	③	④	⑤
17. Mein Wortschatz in Bezug auf Gefühle ist wahrscheinlich besser ausgeprägt als der Gefühlswortschatz der meisten anderen Personen.	①	②	③	④	⑤
18. Ich weiß, wie ich in schwierigen oder stressreichen Situationen ruhig bleiben kann.	①	②	③	④	⑤
19. Ich bin der Typ Mensch, zu dem andere gehen, wenn sie in einer schwierigen Situation Hilfe brauchen.	①	②	③	④	⑤

Anmerkungen: Die Items sind in der gleichen Reihenfolge wie bei der englischen Originalversion aufgelistet. Skalenzuordnung der Items: Emotionswahrnehmung 1, 6, 11, 16; Emotionsnutzung 2, 7, 12; Emotionswissen 3, 8, 13, 17; Emotionsregulation intrapersonal 4, 9, 14, 18; Emotionsregulation interpersonal 5, 10, 15, 19. *Umgekehrte Bewertung bei den Aussagen 2, 4, 12, 15, 16.