

# Erste Analyse der psychometrischen Eigenschaften und Struktur der deutschsprachigen 10- und 25-Item Version der Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC)

Nina Sarubin<sup>1,2,3</sup>, Diana Gutt<sup>1</sup>, Ina Giegling<sup>4</sup>, Markus Bühner<sup>2</sup>, Sven Hilbert<sup>2</sup>, Olivia Krähenmann<sup>1</sup>, Martin Wolf<sup>1</sup>, Andrea Jobst<sup>1</sup>, Lena Sabaß<sup>1</sup>, Dan Rujescu<sup>4</sup>, Peter Falkai<sup>1</sup> und Frank Padberg<sup>1</sup>

<sup>1</sup>Klinik für Psychiatrie und Psychotherapie, Ludwig-Maximilians-Universität, München

<sup>2</sup>Lehrstuhl für psychologische Methodenlehre und Diagnostik, Ludwig-Maximilians-Universität, München

<sup>3</sup>Hochschule Fresenius, University of Applied Sciences, München

<sup>4</sup>Klinik für Psychiatrie und Psychotherapie, Universität Halle

**Zusammenfassung.** Die Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) wurde 2003 konzipiert, um das Konstrukt der Resilienz zu messen. In dieser Studie wurden die ersten deutschsprachigen Übersetzungen der 10- und 25-Item-Version der CD-RISC untersucht. Der Frage nach der faktoriellen Struktur des Selbststratingfragebogens im Original und in Übersetzungen wurde bereits in internationalen Studien nachgegangen, wobei unterschiedliche Faktorenstrukturen gefunden wurden. Fragestellung: Was sind die faktoriellen und psychometrischen Eigenschaften der deutschsprachigen CD-RISC Fassung? Methoden: An einer Stichprobe von 201 gesunden Probanden wurde mit einer Hauptkomponentenanalyse untersucht, welche Komponenten die Datenstruktur am besten beschreiben. Konvergente Validität wurde mit der deutschen Version der Resilienzskala (RS-25) von Wagnild und Young (1993), Test-Retest-Reliabilität wurde mit erneuter Messung der CD-RISC nach sechs Monaten überprüft. Zusätzlich wurden Korrelationen zu Persönlichkeitsfacetten mittels dem NEO-Fünf-Faktoren Inventar (NEO-FFI; Borkenau & Ostendorf, 1993) zur Überprüfung der diskriminanten Validität berechnet. Ergebnisse: Die Exploration der Komponentenstruktur ergab eine eindimensionale Struktur für beide Versionen der deutschsprachigen CD-RISC. Test-Retest-Reliabilität, konvergente und diskriminante Validität waren zufriedenstellend. Die CD-RISC kann als valides und reliables Messinstrument zur Erfassung des Konstrukts der Resilienz betrachtet werden.

**Schlüsselwörter:** 10- und 25-Item CD-RISC, deutschsprachige Version, Psychometrische Eigenschaften, Komponenten

First Analysis of the 10- and 25-Item German Version of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) Regarding Psychometric Properties and Components

**Abstract.** The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) is a self-rating instrument that was designed in 2003 to measure resilience. This study assessed the first German translation of the 10- and 25-item version of the CD-RISC. The factorial structure of the original CD-RISC and its translations were previously investigated in international studies and resulted in varying factorial solutions. This study aimed to examine how reliable and valid the factorial and psychometric properties of the German CD-RISC are. Exploratory principal axis analyses were performed in a healthy sample of 201 adults. The Resilience Scale (RS-25) by Wagnild and Young (1993) was used to conduct convergent validity testing, and test-retest reliability was evaluated after 6 months. In addition, correlations among personality traits measured via the NEO Five-Factor Inventory (NEO-FFI; Borkenau & Ostendorf, 1993) were calculated to test discriminant validity. Exploratory analyses indicated the presence of one component for both versions. Test-retest reliability as well as convergent and discriminant validity were satisfying. The CD-RISC may be used as a valid and reliable measurement to assess resilience in nonclinical populations.

**Keywords:** 10- and 25-item version CD-RISC, German version, psychometric properties, components

## Definition von Resilienz

Der Begriff der Resilienz stellt seit seiner Implementierung in den 1980er Jahren (Rutter, 1985) ein komplexes Konstrukt dar, welches interdisziplinär reges Forschungsinteresse ausgelöst hat (von Hagen & Voigt, 2013). Im Fokus der Forschungsfragen standen bislang u. a. die Definition von Resilienz, Präventions- und Interventionsmaßnahmen zur Stärkung der Resilienz und vielfältige Verknüpfungen zwischen Resilienz und psychischer Gesundheit über die gesamte Lebensspanne (Davydov, Stewart, Ritchie & Chaudieu, 2010). Innerhalb der Resilienzforschung existiert eine Vielzahl an Definitionsversuchen. So kann Resilienz als eine funktionale Anpassung an ungünstige Umweltbedingungen beschrieben werden (Noeker & Petermann, 2008), als besonders adaptives Verhaltensmuster hinsichtlich multifaktorieller Risikofaktoren (von Hagen & Voigt, 2013) oder als Prozess, der sowohl die Prävention von psychischer Krankheit als auch die Aufrechterhaltung von mentaler Gesundheit unter schwierigen Bedingungen und darüber hinaus auch noch die schnelle Genesung nach kritischen Lebensereignissen umfasst (Rutten et al., 2013). Resilienz kann zudem als Zusammenspiel von mehreren, protektiven intrapersonalen (z. B. Selbstwirksamkeit, Selbstvertrauen) und interpersonalen Kompetenzen (z. B. soziale Unterstützung) betrachtet werden, welche durch widrige (Umwelt-) Bedingungen aktiviert werden und sich durch eine adaptive, positive Reaktion auf diese definieren lassen (Fletcher & Sarkar, 2013; Leipold & Greve, 2009). Ein aktuelles Literatur-Review legt nahe, dass Resilienz und Coping als zwei eng miteinander verflochtene Konstrukte betrachtet werden sollten (Fletcher & Sarkar, 2013): Resilienz kann als explikative Variable den Copingprozess in verschiedenen Stadien beeinflussen. Resilienz stellt sich gewissermaßen als der universale Immunitätsfaktor gegen Stress, psychische Erkrankungen und traumatische oder belastende Lebensereignisse dar. Bei der Betrachtung des nomologischen Netzwerkes des Konstrukts Resilienz wird deutlich, dass diese als Kompetenz teilweise Überschneidungen zu weiteren Konzepten, wie etwa Persönlichkeitsfaktoren aufweist: Resilienz ist u. a. mit hoher Extraversion, niedrigem Neurotizismus und dem Erleben von positiven Emotionen (Lü, Wang, Liu & Zhang, 2014; Riolli, Savicki & Cepani, 2002) sowie hoher wahrgenommener Kontrolle (Fletcher & Sarkar, 2013) assoziiert. Resilienz scheint jedoch über das Konstrukt der Persönlichkeitsfaktoren hinauszugehen (Lü et al. 2014): Strukturgleichungsmodelle zeigen, dass Resilienz das Resultat hoher Extraversion (E) und niedrigem Neurotizismus (N) sein kann, Resilienz jedoch auch als Mediator zwischen E, N und positiven sowie negativen Emotionen und Glück fungieren kann. Dies deutet zusammenfassend darauf hin, dass Resilienz eine eigenständige Kompetenz bzw. eine spezifische Ressource darstellt, welche Varianz beinhaltet, die nicht durch die Persönlichkeitsfaktoren E und N auf-

geklärt werden kann. Persönlichkeit und Resilienz stellen somit zwei distinkte (wenn auch nicht disjunkte) Konstrukte dar. Weiterhin wird Resilienz in Reviews mit vielen weiteren Konstrukten wie Kohärenz, Hardiness, Optimismus, Spiritualität, und Selbstwirksamkeit in Verbindung gebracht (Fletcher & Sarkar, 2013). Das individuelle Kohärenzgefühl stellt hierbei ein wichtiges Kernkonstrukt der Theorie der Salutogenese (Gesamtheit gesundheitsfördernder und -erhaltender Faktoren) nach Antonovsky (1997) dar und scheint u. a. die spirituelle Suche nach einem Sinn des Lebens sowie die verwandten Konzepte von Resilienz und Hardiness zu inkludieren (Almedom, 2005). Andere Studien weisen darauf hin, dass Resilienz und Kohärenz zwei unterschiedliche Konzepte mit Überlappungen darstellen (Fossion, Leys, Kempnaers, Braun, Verbanck & Linkowski, 2014).

Die anfänglich beschriebene Definitionsvariabilität und das breit gefächerte nomologische Netzwerk weisen darauf hin, dass das Konstrukt der Resilienz recht schwierig zu erfassen ist: Es besteht bis heute Uneinigkeit, ob Resilienz eher als Merkmal, Resultat oder Prozess zu betrachten ist, eine einheitliche Operationalisierung wurde bislang nicht gefunden (Fletcher & Sarkar, 2013).

## Messung von Resilienz

Im Kontext eines fehlenden einheitlichen Verständnisses von Resilienz ist es kompliziert, Resilienz mittels Untersuchungsinstrumenten valide zu messen und bisherige Forschungsarbeiten miteinander in Bezug zu setzen (Davydov et al., 2010). Angesichts des weitläufigen Resilienzbegriffes erscheint es sogar als diskutabel, inwiefern bisherige Präventions- und Interventionsprogramme wirklich Resilienz untersucht haben und nicht ein anderes, nahestehende Konstrukt gemessen wurde (Windle, Bennett & Noyes, 2011). Der Schwerpunkt der Resilienzforschung hat sich dementsprechend innerhalb der letzten 20 Jahre von der Untersuchung der protektiven Faktoren, welche die Entwicklung von Resilienz fördern können, hin zu der Suche nach Erklärungen für die zugrunde liegenden Mechanismen und Prozesse entwickelt (Fletcher & Sarkar, 2013). Das Interesse an einer weiteren Klärung des Resilienzbegriffes spiegelt sich unter anderem auch in der wachsenden Anzahl an Publikationen bzgl. Möglichkeiten zur Erfassung von Resilienz in Form von Tests, Studien zur Testkonstruktion und -validierung wider (Ahern, Kiehl, Sole & Byers, 2006). Obwohl mittlerweile einige Fragebögen zur Messung von Resilienz vorliegen, sind diese in der Mehrzahl nur ungenügend validiert, ein Goldstandard sowie klare Vorgaben, welcher Fragebogen bei welcher Zielgruppe bzw. Fragestellung einzusetzen wäre, fehlen bisher (Windle et al., 2011). Derzeit existieren ca. 15 Messinstrumente zur Erhebung von Resilienz, wobei die Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) eine hohe internationale Verbreitung mit Validierung in

fünf Sprachen besitzt und neben der Resilienzskala (RS-25) von Wagnild und Young (1993), der Brief Resilience Scale (BRS; Smith et al., 2008) und der Resilience Scale for Adults (RSA; Friborg, Hjermadal, Rosenvinge, Martinussen, 2003) die besten psychometrischen Eigenschaften zeigt (Windle et al., 2011).

## Vorliegende Untersuchung

In der vorliegenden Studie wurde die erste deutschsprachige Version der CD-RISC eingesetzt. Die Autoren der vorliegenden Studie haben hierbei sowohl die ursprüngliche, komplette 25-Item Version der CD-RISC (Connor & Davidson, 2003) als auch die gekürzte 10-Item Version (Campbell-Sills & Stein, 2007) hinsichtlich psychometrischer Eigenschaften, Komponentenstruktur, Reliabilität und Validität anhand einer gesunden Stichprobe ( $n = 201$ ) untersucht. Auf Basis der Ergebnisse aus unserer Untersuchung könnten weitere deutschsprachige Studien die 10-Item Version evaluieren.

Die Autoren der vorliegenden Studie operationalisierten Resilienz gemäß Connor und Davidson (2003) als Fähigkeit, welche es Individuen ermöglicht, mit internen oder externen Stressoren umzugehen. Der CD-RISC stellt demzufolge ein Messinstrument zur Erfassung der Resilienz gemäß der sogenannten zweiten Welle der Resilienzforschung dar (Connor & Davidson, 2003; Richardson, 2002): Im Fokus stehen quantifizierbare Merkmale bzw. Charakteristika der Resilienz als Kompetenz. Im Gegensatz dazu ist der ersten Welle die phänomenologische Beschreibung von resilienten Eigenschaften in Individuen, welche sozialen und persönlichen Erfolg vorhersagen können, zuzuordnen.

Die CD-RISC soll das Konstrukt der Resilienz im klinischen Kontext und auch in gesunden Stichproben valide quantifizieren können (Connor & Davidson, 2003). Bislang fand die CD-RISC in über 70 international veröffentlichten Studien Verwendung. Der Einsatz der CD-RISC wird in Reviews positiv beurteilt (Windle et al. 2011; Ahern, Kiehl, Lou Sole & Byers, 2006). Der CD-RISC liegt bereits als evaluierte, englischsprachige 10-Item (Campbell-Sills & Stein, 2007) bzw. 2-Item Version vor (Vaishnavi, Connor & Davidson, 2007). Die eindimensionale, deutschsprachige RS-25 (Schumacher, Leppert, Gunzelmann, Strauß & Brähler, 2005; Wagnild & Young, 1993) erscheint mit 25 Items ebenso wie die fünfdimensionale RSA mit 45 Items weniger ökonomisch als die 10-Item Version der CD-RISC. Die Brief Resilience Scale (BRS) und die Resilience Scale for Adults (RSA) liegen bislang nicht in deutscher Sprache vor (Smith et al., 2008). Während der CD-RISC das Konstrukt Resilienz selbst quantifiziert, dienen die RS-25 und auch die RSA primär dem Erfassen von Faktoren, welche die Entwicklung von Resilienz prospektiv determinieren können (Davydov et al., 2010).

Bei der CD-RISC können Probanden 25 Aussagen hinsichtlich ihres Zutreffens innerhalb der letzten vier Wochen auf einer fünfstufigen Likert-Skala beurteilen (0 = „Überhaupt nicht wahr“; 4 = „Fast immer wahr“). Hohe Werte deuten hierbei auf eine hohe Ausprägung von Resilienz hin. Eine Bildung von Subskalen erfolgte in der Originalstudie nicht, es wird lediglich ein Summenscore über alle Items berechnet. Zur Generierung der 25 Items in der CD-RISC sichten die Autoren die aktuelle Literatur bzgl. der Kennzeichen von Personen mit Resilienz und ergänzen die gefundenen Charakteristika aufgrund eigener Beobachtungen um die Variablen Optimismus und Glaube, so dass die Items u.a. Konstrukte wie soziale Beziehungen, Selbstwirksamkeit, Selbstvertrauen, Hardiness, Kontrollüberzeugungen, vergangene Erfolge, Handlungsorientierung, Geduld und Ausdauer erfassen (Connor & Davidson, 2003).

In der Originalstudie wurde mit der 25-Item CD-RISC von Connor und Davidson (2003) eine explorative Faktorenanalyse mit orthogonaler Rotation in einer Stichprobe von gesunden Probanden durchgeführt. Die Extraktion in der Originalstudie ergab fünf Faktoren (F): Persönliche Kompetenz, Ausdauer (F 1), Vertrauen in eigene Instinkte, Toleranz negativer Affekte und Stärkung nach Stress (F 2), Akzeptanz von Veränderung und sichere Beziehungen (F 3), Kontrolle (F 4) und Spiritualität (F 5). Auffällig ist, dass auf Faktor vier (Kontrolle) nur drei Items (13, 21, 22) und auf Faktor fünf (Spiritualität) nur zwei Items (3 und 9) laden. Statistisch betrachtet wäre es wünschenswert, wenn jeder extrahierte Faktor von mindestens drei bis fünf Items beschrieben werden würde (MacCallum, Browne & Sugawara, 1996). Seit ihrer Entwicklung wurde die CD-RISC in einer Reihe von Studien untersucht, wobei der Originalversion z. T. Übersetzungen in anderen Sprache zugrunde gelegt wurden (Burns & Anstey, 2010; Lamond et al., 2008). Die CD-RISC liegt u.a. in einer koreanischen (Jung et al., 2012), türkischen (Karairmak, 2010), persischen (Khoshouei, 2009), spanischen (Manzano-García & Ayala Calvo, 2013) und chinesischen Übersetzung (Yu & Zhang, 2007) vor. Die Anzahl der Faktoren schwankte je nach Stichprobe und kulturellem Kontext zwischen fünf (Jung et al., 2012; Sexton, Byrd & von Kluge, 2010; Connor & Davidson, 2003), vier (Khoshouei, 2009; Lamond et al., 2008) drei (Karairmak, 2010; Manzano-García & Ayala Calvo, 2013; Yu & Zhang, 2007) oder auch nur einem einzigen Faktor (Burns & Anstey, 2010; Goins, Gregg & Fiske, 2013). Die instabile Faktorenstruktur sowie ökonomische Überlegungen führten zu der Konstruktion einer 10-Item Version der CD-RISC (Campbell-Sills & Stein, 2007), welche durch ein sequenzielles Vorgehen in drei Stichproben mit jeweils über 500 Teilnehmern u. a. mittels explorativer und konfirmatorischer Faktorenanalysen entstand. Hierbei wurde innerhalb der ersten Stichprobe eine explorative Faktorenanalyse berechnet. Nach der Entfernung von inkonsistenten Items, Items mit niedrigen

Faktorladungen oder Ladungen auf wenig robusten Faktoren wurde in der zweiten Stichprobe eine eindimensionale Struktur mit 13 Items erreicht. Anschließend wurde die gefundene Struktur in einer dritten Stichprobe konfirmatorisch belegt, wobei sich eine 10-Item Lösung als optimal darstellte. In der vorliegenden Studie wurde demzufolge neben der 25-Item Version von Connor und Davidson (2003) auch die erste deutschsprachige Übersetzung der englischen 10-Item Version der Autoren Campbell-Sills und Stein (2007) untersucht. Die Basis für die Erstellung der deutschsprachigen, gekürzten 10-Item CD-RISC Version stellte die oben beschriebene englischsprachige gekürzte CD-RISC von Campbell-Sills und Stein (2007) dar, welche die Items 1, 4, 6, 7, 8, 11, 14, 16, 17 und 19 beinhaltet. Aufgrund der genannten methodischen und inhaltlichen Erwägungen wurde von einer genauen Replizierung des statistischen Vorgehens der Originalstudien der 25-Item CD-RISC (Connor & Davidson, 2003) und der 10-Item CD-RISC (Campbell-Sills & Stein, 2007) abgesehen. Auf eine Analyse der 2-Item CD-RISC wurde verzichtet (Item 1 und Item 8), da diese nach Ansicht der Autoren bei der Abwägung von ökonomischen und inhaltlichen Punkten eine zu starke Gewichtung auf die Ökonomie legen würde.

## Methode

### Messinstrumente

Es wurde eine deutsche Übersetzung des CD-RISC von Krähenmann, Krauseneck und Padberg verwendet (Tabelle 1), die an dieser Stelle erstmals veröffentlicht wird. Die Autoren der CD-RISC in englischer Sprache (Connor & Davidson, 2003) haben bzgl. der Übersetzung des Fragebogens und der Veröffentlichung der vorliegenden Untersuchung ihr Einverständnis gegeben. Der Fragebogen, welcher in der Originalversion in englischer Sprache nicht für eine deutschsprachige Stichprobe verwendet werden konnte, wurde im ersten Schritt von der englischen in die deutsche Sprache von einem Psychologen mit Englisch als Muttersprache übersetzt und anschließend von einer weiteren Psychologin wieder zurück in die englische Sprache übersetzt. Die Ergebnisse der Übersetzung wurden von einer weiteren englischsprachigen Psychologin nochmals überprüft und für äquivalent befunden. Das beschriebene Prozedere entspricht weitgehend dem von Schmitt und Eid (2007) empfohlenem Vorgehen.

Zum ersten Testzeitpunkt (T0) wurde die komplette 10- bzw. 25-Item CD-RISC und die bereits in deutscher Sprache evaluierte Resilienzskala (RS-25) nach Wagnild und Young (1993) erhoben (Schumacher, Leppert, Gunzelmann, Strauß & Brähler, 2005; Wagnild & Young, 1993). Zur Schätzung der internen Konsistenz wurde Cronbachs Koeffizient  $\alpha$  ( $\alpha$ Cronbach) der 25- und 10-

Item CD-RISC für T0 berechnet. Die zweite Resilienzskala (RS-25) wurde zur konvergenten Validierung (rtc) verwendet (Schumacher et al., 2005; Wagnild & Young, 1993): Die Schätzung der Validität erfolgte mittels Korrelation des Gesamtwertes der 25- und 10-Item CD-RISC und der RS-25 zu T0. Bei der Resilienzskala (RS-25) handelt es sich um eine eindimensionale Skala, welche ebenso wie der CD-RISC Resilienz als Kompetenz erfasst. Die RS-25 umfasst 25 Items, welche auf einer siebenstufigen Likert-Skala eindimensional das Konstrukt der Resilienz erfassen (1 = „Ich stimme nicht zu“; 7 = „Ich stimme völlig zu“). Ein hoher Summenwert der RS-25 ist als hohe Ausprägung von Resilienz zu interpretieren. Zur Prüfung der diskriminanten Validität (rtd) wurde der NEO-Fünf-Faktoren Inventar (NEO-FFI Borkenau & Ostendorf, 1993) zu T0 in der Gesamtstichprobe ( $n = 201$ ) erhoben, die Skalen Neurotizismus (N), Extraversion (E), Offenheit (O), Verträglichkeit (V) und Gewissenhaftigkeit (G) wurden mit dem Gesamtscore der 25- bzw. 10-Item CD-RISC zu T0 korreliert. Zusätzlich wurde im Rahmen der konvergenten Validierung die RS-25 ebenfalls mit dem NEO-Fünf-Faktoren Inventar (NEO-FFI; Borkenau & Ostendorf, 1993) zu T0 in der Gesamtstichprobe ( $n = 201$ ) korreliert, wobei die Autoren davon ausgingen, dass zwischen NEO-FFI und RS-25 ähnliche Korrelationsprofile wie zwischen NEO-FFI und CD-RISC auftreten würden, da beide Fragebögen zur Resilienzmessung eingesetzt werden.

Nach sechs Monaten (T1) wurde die 25- und 10-Item CD-RISC zur Berechnung der Test-Retest-Reliabilität (rtt) erneut mit  $n = 170$  durchgeführt (Drop-out von T0 zu T1:  $n = 31$ ). Die Berechnung der Test-Retest-Reliabilität erfolgte durch die Korrelation des Gesamtwertes der ersten 25- bzw. 10-Item CD-RISC-Messung mit dem Gesamtwert der zweiten 25- bzw. 10-Item CD-RISC-Erhebung.

### Stichprobe

Aus der Allgemeinbevölkerung wurden vom Einwohnermeldeamt per Zufallsverfahren 150 000 Personen ausgewählt und vom Studienleiter einer fächerübergreifenden Studie auf dem Postweg zu der Studie eingeladen. Eine Person im Alter von 18–80 Jahren konnte dann eingeschlossen werden, wenn zum Zeitpunkt der Studie keine psychische Erkrankung vorlag. Bei entsprechendem Interesse war es den Probanden möglich, dem Klinikum eine Rückantwort mit eigener Telefonnummer zukommen zu lassen. Um psychische Erkrankungen der Personen auszuschließen erfolgte zunächst ein Telefonscreening, in welchem die Hauptdiagnosegruppen gemäß des Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders (DSM-IV; American Psychiatric Association, 1994) abgefragt wurden. War dieses Screening unauffällig, erfolgte das Zusenden eines Fragebogens, in welchem nochmals



psychische Erkrankungen erfragt wurden. Der Fragebogen bestand aus den Hauptdiagnosegruppen der psychischen Störungen gemäß DSM-IV (American Psychiatric Association, 1994). Wenn auch dieser unauffällig war, wurden die Probanden zu einem Untersuchungstermin in die Klinik eingeladen. Beim Termin in der Klinik erfolgte das SKID-Interview I und II (Fydrich, Renneberg, Smitz & Wittchen, 1997; Wittchen, Wunderlich, Zaudig & Fydrich, 1997) sowie die Erhebung des SCL-90-R (Franke, 2002) zum finalen Ausschluss psychischer Erkrankungen. Von den ursprünglich angeschriebenen 150 000 Personen blieben 3000 gesunde Probanden übrig, aus welchen dann in den Jahren 2009–2011 per Zufallsauswahl 250 Personen für die Fragebogenuntersuchung der vorliegenden Studie gezogen wurden. Das Altersspektrum derjenigen Studienteilnehmer, die überhaupt auf die postalische Anfrage einer Studienteilnahme geantwortet hatten und in der Klinik zum SKID-Interview erschienen waren, beschränkte sich bereits auf das mittlere bis hohe Erwachsenenalter.

Nach Ausschluss psychischer Erkrankungen und dem schriftlichen Einverständnis der Probanden fand die erste Erhebung der demographischen Angaben, der CD-RISC und der RS-25 statt (T0). Ursprünglich beinhaltete die Studie 201 gesunde Probanden. Angesichts eines Drop-outs von  $n = 31$  zwischen dem ersten und dem zweiten Messzeitpunkt (nicht zum zweiten Messzeitpunkt erschienen), wurde die Faktorenanalyse mit der ursprünglichen Gesamtstichprobe ( $n = 201$ ) durchgeführt. Nur die Test-Retest-Reliabilität (rtt) wurde mit den verbleibenden  $n = 170$  Probanden berechnet, welchen an beiden Messzeitpunkten an den Erhebungen teilgenommen hatten. Das Studiendesign wurde von der lokalen Ethikkommission bewilligt. Gemäß Bühner (2011) stellt eine Stichprobengröße von  $n = 200$  eine befriedigende Voraussetzung für die Durchführung einer Faktorenanalyse dar. Die Stichprobe ( $n = 201$ ) setzte sich aus 94 Männern (47%) und 107 Frauen (53%) zusammen. Das Alter der Probanden lag zwischen 47 und 75 Jahren. Es zeigten sich keine signifikanten Bezüge zwischen Geschlecht und Gesamtscore der CD-RISC (Punktbiserial Korrelation:  $r = -.05$ ,  $p = .51$ , Männer:  $M = 73.33$ ,  $SD = 11.80$ ; Frauen:  $M = 74.44$ ,  $SD = 12.19$ ) bzw. zwischen Alter und Gesamtscore der CD-RISC (Punktbiserial Korrelation:  $r = .00$ ,  $p = .98$ , Alter:  $M = 63.87$ ;  $SD = 6.39$ ).

## Statistische Verfahren

Mit dem Ziel einer möglichst sparsamen Beschreibung der Items vor dem Hintergrund der relativ kleinen Stichprobe, dem Mangel an Erfahrungen mit der deutschsprachigen Skala, der uneinheitlichen Ergebnisse hinsichtlich der latenten Variablen der CD-RISC und dem Ziel eines eindeutigen Abbruchkriteriums bzgl. der Faktorenextraktion wurde von einer Analyse auf dem Level von latenten

Variablen abgesehen und eine Hauptkomponentenanalyse durchgeführt. Um die Eignung der vorliegenden Daten bzgl. einer Hauptkomponentenanalyse zu prüfen, wurden zunächst der Kolmogorov-Smirnov-Test (KST) bzgl. der univariaten Normalverteilung, der Bartlett-Test auf Sphärizität, der Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizient (KMO-Koeffizient) und die Korrelationen in den Anti-Image-Matrizen (MSA-Koeffizient) begutachtet. Anschließend wurde eine Hauptkomponentenanalyse mit folgenden Methoden der Extraktion durchgeführt: Parallelanalyse nach Horn (1965), MAP-Test (O'Connor, 2000; Velicer, 1976;), Hauptkomponentenanalyse (PCA) mit obliquer Rotation (Promax).

Die Signifikanzen von Itemladungen wurden bei der obliquen Rotation mittels einer  $\alpha$ -Adjustierung angepasst ( $n = 200 \rightarrow r > .182 \times 2 = .36$ ) und auf  $\lambda > .36$  festgesetzt (Bühner, 2011). Die Aufgabenschwierigkeiten der Items wurden beurteilt, indem Schwierigkeitsindizes herangezogen wurden. Zur Berechnung der Trennschärfeindizes wurden Produkt-Moment-Korrelationen nach Pearson mit einer Part-Whole-Korrektur durchgeführt. Zur Bestimmung der Faktorwerte wurde die Methode der Regression verwendet.

Die statistischen Auswertungen dieser Studie wurden mittels SPSS für Windows durchgeführt (Release 20, SPSS Inc., Chicago, IL 60606, USA). Als Signifikanzlevel wurde  $\alpha = 0.05$  akzeptiert. Sofern nicht anders angegeben, erfolgte stets eine zweiseitige Signifikanztestung.

## Ergebnisse

### Deskriptiv-statistische Analysen

Die Analyse der Mittelwerte ( $M$ ) der CD-RISC zeigte, dass die Itemschwierigkeiten aller 25 Items von 1.56 (Item 3) bis 3.62 (Item 8) variierten (25-Item Version:  $M = 2.96$ ;  $SD = 0.76$ ; 10-Item Version:  $M = 3.07$ ;  $SD = 0.50$ ; Tabelle 1). Bzgl. der Trennschärfen (25-Item-Version: 0.24–0.65; 10-Item Version: 0.47–0.68) wiesen das Item 3 (25-Item Version) bzw. das Item 8 (10-Item Version) von allen Items die geringsten Trennschärfen der beiden CD-RISC Versionen auf.

Bei der 25- bzw. 10-Item Versionen betrugen  $\alpha$  Cronbach .90 und .84, die interne Konsistenz des Fragebogens wurde damit als hoch bewertet (Fisseni, 1997). Bzgl. Item 3: Nach genauer Betrachtung (geringe Trennschärfe, hohe Standardabweichung, positive Schiefe, steigendes  $\alpha$ Cronbach des gesamten Fragebogens ohne Item 3, unpräzise Formulierung) wurde aufgrund der inhaltlichen und parametrischen Mängel beschlossen, dieses Item von allen weiteren Analysen auszuschließen.

Bezüglich der Dateneignung zeigte sich, dass alle Korrelationen der beiden Versionen signifikant von Null

Tabelle 1. Deskriptive Kennwerte (CD-RISC)

Item Nr.	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>rit</i>	$\alpha$	<i>V</i>
1 Ich bin fähig mich anzupassen, wenn sich etwas verändert.	3.54	0.58	.49/ .52	.90/ .84	-0.84
2 Ich habe mindestens eine enge und sichere Bindung zu jemandem, die mir als Unterstützung dient, wenn ich unter Stress stehe.	3.39	0.91	.33	.90	-1.73
3 Wenn es keine klaren Lösungen für meine Probleme gibt, kann mir manchmal mein Glaube oder Gott helfen.	1.56	1.42	.24	.91	0.41
4 Ich komme mit allem klar, was sich mir in den Weg stellt.	3.13	0.65	.59/ .68	.90/ .83	-0.24
5 Erfolge aus der Vergangenheit geben mir Vertrauen, so dass ich mit neuen Herausforderungen und Schwierigkeiten zurechtkomme.	3.27	0.68	.63	.90	-0.59
6 Wenn ich mit Problemen konfrontiert bin, versuche ich dies mit Humor zu sehen.	2.54	0.89	.48/ .48	.90/ .84	-0.23
7 Der Umgang mit Stress kann mich stärken.	2.60	0.95	.54/ .55	.90/ .84	-0.55
8 Ich neige dazu mich nach Krankheit, Verletzungen oder anderen Missgeschicken wieder gut zu erholen.	3.62	0.54	.48/ .47	.90/ .84	-1.06
9 Egal ob gut oder schlecht, ich glaube, dass die meisten Ereignisse im Leben einen Sinn haben.	2.62	1.18	.47	.90	-0.47
10 Ich gebe stets mein Bestes, unabhängig davon, wie die Situation endet.	3.28	0.72	.54	.90	-0.90
11 Auch wenn es Hindernisse gibt, bin ich der Meinung meine Ziele erreichen zu können.	3.14	0.63	.59/ .51	.90/ .84	-0.24
12 Auch wenn die Dinge hoffnungslos scheinen, gebe ich nicht auf.	3.00	0.81	.59	.90	-0.56
13 Während einer stressreichen Zeit oder Krise weiß ich wohin ich mich wenden muss, um Hilfe zu bekommen.	3.10	0.93	.50	.90	-1.14
14 Wenn ich unter Druck stehe, bleibe ich fokussiert und denke klar.	3.07	0.79	.50/ .57	.90/ .83	-0.80
15 Ich bevorzuge es die Führung zu übernehmen, wenn Probleme gelöst werden müssen, anstatt den anderen alle Entscheidungen zu überlassen.	2.84	0.89	.51	.90	-0.65
16 Wenn ich versage, lasse ich mich nicht leicht entmutigen.	2.83	0.85	.59/ .59	.90/ .83	-0.66
17 Wenn es um den Umgang mit Herausforderungen des Lebens und allgemeine Schwierigkeiten geht, schätze ich mich als starke Person ein.	3.07	0.90	.65/ .63	.90/ .83	-1.19
18 Ich bin – wenn nötig – in der Lage Entscheidungen zu fällen, die andere Menschen betreffen.	2.84	0.90	.56	.90	-0.55
19 Ich bin fähig mit unerfreulichen oder schmerzhaften Gefühlen wie Traurigkeit, Angst und Wut umzugehen.	3.10	0.74	.48/ .56	.90/ .83	-0.61
20 Ohne zu wissen wieso, muss man im Umgang mit den Problemen im Leben manchmal mit einer gewissen Vorahnung handeln.	2.29	0.95	.40	.90	-0.40
21 Ich habe ein starkes Gefühl in meinem Leben eine Aufgabe zu haben.	2.65	1.10	.57	.90	-0.72
22 Mein Leben habe ich unter Kontrolle.	3.46	0.67	.46	.90	-0.95
23 Ich mag Herausforderungen.	2.93	0.84	.63	.90	-0.43
24 Ich arbeite um meine Ziele zu erreichen und lasse mich nicht davon beirren, wenn mir Steine in den Weg geworfen werden.	2.86	0.85	.64	.90	-0.72
25 Auf das was ich erreiche, bin ich stolz.	3.19	0.92	.49	.90	-1.27

Anmerkungen: Mittelwerte (*M*), Standardabweichungen (*SD*), Trennschärfen (*r<sub>i</sub>*), Cronbach- $\alpha$ , wenn Item gelöscht ( $\alpha$ ) und Schiefe (*v*) der 25-/10-Item Version (1, 4, 6, 7, 8, 11, 14, 16, 17, 19) der CD-RISC (*N* = 201)

verschieden waren (24 Items:  $\chi^2 = 1956.53$ ;  $p < 0.001$ ;  $df = 276$ ; 10 Items:  $\chi^2 = 600.15$ ;  $p < 0.001$ ;  $df = 45$ ). Die Eignung der Daten zur Durchführung einer Faktorenanalyse wurde auch anhand des KMO-Koeffizienten als gegeben befunden (KMO = 0.90). Auch die Anti-Image-Matrizen für die Korrelationen zwischen den Items

wiesen hohe MSA-Koeffizienten (24 Items: 0.65–0.95; 10 Items: 0.86–0.92) auf. Der KST indizierte nicht für alle Items eine Annahme der Normalverteilung, da jedoch die gleiche Schiefe aller Items gegeben war, wurden die Voraussetzungen für die Berechnung einer Faktorenanalyse als erfüllt angesehen.

## Analyse der optimalen Komponentenanzahl

Parallelanalysen mit jeweils 100 Simulationsstichproben ergaben, dass sowohl für die 24- als auch die 10-Item Version der CD-RISC nur jeweils die erste Hauptkomponente das ermittelte 95 % Perzentil der Zufallsverteilungen übertraf (1.77 für 24 Items, 1.46 für 10 Items).

Diese Ergebnisse stützend, ergab der MAP Test die geringste mittlere quadrierte Partialkorrelation für jeweils eine extrahierte Komponente bei der 24-Item (0.015; doppelt quadriert: 0.001) sowie der 10-Item Version (0.019; doppelt quadriert: 0.001).

Auch die Eigenwertverläufe waren kohärent zu diesen Ergebnissen (24-Item Version: 7.89, 1.20, 0.92, 0.74, 0.47.; 10-Item Version: 4.35, 0.97, 0.77, 0.66, 0.61), wie an dem starken Eigenwertabfall zwischen erster und zweiter Hauptkomponente für beide Versionen zu erkennen war.

Die PCA mit der im MAP-Test vorgeschlagenen ein-faktoriellen Struktur erklärte 35.05 % (24-Item Version) bzw. 43.55 % (10-Item Version) der Gesamtvarianz. Die Kommunalitäten ( $h^2$ ) bei einer extrahierten Komponente (24-Item Version:  $h^2 = 0.52-0.11$ ; 10-Item Version:  $h^2 = 0.60-0.33$ ) konnten in beiden Versionen als gut ( $h^2 > 0.10$ ) bewertet werden (Tabelle 2). Zusammenfassend legten alle angewendeten Extraktionskriterien das Resultat einer Komponente nahe.

Die Signifikanzschwelle für die Ladungen wurde auf  $r > .18$  festgelegt, da die Anpassung an oblique Rotation und  $\alpha$ -Adjustierung entfiel. Alle Items erfüllten das Signifikanzkriterium (Tabelle 2). Die Marker-Items mit den drei höchsten Ladungen der 24-Item Version waren Item 17 ( $\lambda = .72$ ), Item 24 ( $\lambda = .72$ ) und Item 23 ( $\lambda = .71$ ), in der 10-Item Version waren die Marker-Items Item 4 ( $\lambda = .77$ ), Item 17 ( $\lambda = .73$ ) und Item 16 ( $\lambda = .69$ ). Die niedrigste, jedoch signifikante Ladung der 24-Item bzw. 10-Item Version wies Item 2 ( $\lambda = .33$ ) bzw. Item 8 ( $\lambda = .57$ ) auf.

## Reliabilität und Validität

Die Reliabilität (Test-Retest-Reliabilität), welche durch die Korrelationen der Summenwerte der 24- bzw. 10-Item CD-RISC-Messung zu T0 mit der 24- bzw. 10-Item CD-RISC-Erhebung zu T1 mittels einer Stichprobe von  $n = 170$  Probanden ermittelt wurde, konnte sowohl für die 24-Item Version als auch für die 10-Item Version als zufriedenstellend bewertet werden (24-Item CD-RISC:  $rtt = .86$ ;  $p < .001$ , einseitig; 10-Item CD-RISC:  $rtt = .81$ ;  $p < .001$ , einseitig). Die konvergente Validität, gemessen mittels der Korrelation der 24- bzw. 10-Item CD-RISC zu T0 und RS-25 zu T0, wurde als ausreichend bewertet (24-Item CD-RISC, RS-25:  $rtc = .60$ ;  $p < .001$ , einseitig; 10-Item CD-RISC, RS-25:  $rtc = .60$ ;  $p < .001$ , einseitig). Darüber hinaus zeigte sich ein sehr konver-

Tabelle 2. Itemkennwerte bei einer Komponente

Item Nr.	$\lambda$	$h^2$
1	.55*/.63*	.30/.39
2	.233*	.11
4	.68*/.77*	.47/.60
5	.69*	.47
6	.54*/.57*	.29/.33
7	.60*/.64*	.36/.41
8	.53*/.57*	.28/.33
9	.44*	.19
10	.59*	.35
11	.66*/.63*	.43/.39
12	.66*	.43
13	.50*	.25
14	.60*/.67*	.36/.45
15	.59*	.35
16	.67*/.69*	.45/.48
17	.72*/.73*	.52/.53
18	.64*	.41
19	.57*/.67*	.33/.44
20	.39*	.15
21	.56*	.32
22	.54*	.29
23	.71*	.50
24	.72*	.52
25	.54*	.29

Anmerkungen: \* = signifikante Ladungen ( $\lambda > .18$ ). Ladungen gemäß Komponentenmatrix ( $\lambda$ ) und Kommunalitäten ( $h^2$ ) der 24-/10-Item (1, 4, 6, 7, 8, 11, 14, 16, 17, 19) Version der CD-RISC ( $N = 201$ ), unrotierte Hauptachsenanalyse.

gentes Korrelationsprofil zwischen RS-25 und NEO-FFI im Vergleich zu den Korrelationen zwischen CD-RISC und NEO-FFI: Alle Korrelationen zwischen RS-25 und NEO-FFI wiesen signifikante Werte und die gleiche Korrelationsrichtung ( $p < .001$ , einseitig; RS-25, N:  $rtd = -.46$ ; RS-25, E:  $rtd = .43$ ; RS-25, O:  $rtd = .10$ ,  $p = 0.71$ ; RS-25, V:  $rtd = .25$ ; RS-25, G:  $rtd = .37$ ) wie beide CD-RISC-Versionen und NEO-FFI auf.

Die Korrelationen mit den Subskalen (N, E, O, V, G) des NEO-FFIs zur diskriminanten Validierung belegten, dass sowohl die 24- als auch die 10-Item CD-RISC Gesamtscores mäßig und signifikant ( $p < 0.001$ ) mit allen NEO-FFI-Skalen (außer Offenheit) korrelierten (24-Item CD-RISC, N:  $rtd = -.48$ ; CD-RISC, E:  $rtd = .55$ ; CD-RISC, O:  $rtd = .08$ ,  $p = .26$ ; CD-RISC, V:  $rtd = .22$ ; CD-RISC, G:  $rtd = .46$ ; 10-Item CD-RISC, N:  $rtd = -.57$ ; CD-RISC, E:  $rtd = .50$ ; CD-RISC, O:  $rtd = .07$ ,  $p = .16$ ; CD-RISC, V:  $rtd = .20$ ; CD-RISC, G:  $rtd = .46$ ).

## Diskussion

Die vorliegende Arbeit stellt die erste deutschsprachige, explorative Überprüfung der 25- bzw. 10-Item Versionen



der CD-RISC (Connor & Davidson, 2003) anhand einer gesunden Stichprobe dar. Den Autoren ist bislang keine weitere deutschsprachige Studie bekannt, welche die CD-RISC untersuchte bzw. verwendete, so dass an dieser Stelle die Ergebnisse der vorliegenden Arbeit nur mit den Ergebnissen fremdsprachiger CD-RISC-Studien verglichen werden konnten.

Die deutschen Versionen der 10- bzw. 24-Item (nach Eliminierung von Item 3) CD-RISC wiesen ein Cronbach- $\alpha$  von .84 bzw. .91 auf, so dass die interne Konsistenz des Fragebogens als hoch eingestuft wurde und kongruent zu den Ergebnissen fremdsprachiger CD-RISC Versionen war (Jung et al., 2012; Karairmak, 2010; O'Connor, 2000). Die Mittelwerte und Standardabweichungen waren vergleichbar mit den Originalversionen (Campbell & Sills, 2007; Connor & Davidson, 2003). Der MAP-Test legte in beiden Versionen die Extraktion von einer Komponente nahe. Bereits im MAP-Test deutete die erste, sehr starke Hauptkomponente an, dass die Items der CD-RISC etwas sehr Ähnliches zu messen scheinen. Das Muster des Eigenwertverlaufs der ersten Komponenten gemäß MAP war zudem mit den Angaben aus den Originalstudien (Campbell & Sills, 2007; Connor & Davidson, 2003) vergleichbar. Zusammenfassend zeigte sich bezüglich der faktoriellen Struktur, dass eine Beschreibung der Items mittels einer Komponente als zutreffend betrachtet werden konnte. Die einfaktorielle Struktur der 10-Item CD-RISC steht im Einklang mit weiteren Studien der gekürzten 10-Item Version (Burns & Anstey, 2010; Campbell-Sills & Stein, 2007; Goins, Gregg & Fiske, 2013). Insbesondere die Studie von Goins und Kollegen, die ältere ( $M = 67.9$  Jahre) Probanden (native Amerikaner) mittels der CD-RISC untersuchten, ähnelte insofern den Ergebnissen dieser Studie, als dass auch hier die Annahme einer fünffaktoriellen Struktur verworfen werden musste. Darüber hinaus wurde eine einfaktorielle Lösung mit einer Reduktion auf 10 Items mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse nahe gelegt. Campbell-Sills und Stein (2007) kamen mittels explorativer Faktorenanalyse (oblique Promax Rotation) ebenfalls zu einer gekürzten 10-Item Version, welche eine eindimensionale Struktur aufwies (Item 1, 4, 6, 7, 8, 11, 14, 16, 17, 19). Mehrere Forschungsarbeiten belegen mittlerweile die Validität und Reliabilität der 10-Item Version des CD-RISC in verschiedenen Stichproben: in gesunden Teilnehmern (Campbell-Sills & Stein, 2007), einkommensschwachen, männlichen Probanden (Coates, Phares & Dedrick, 2013) und chinesischen Erdbebenüberlebenden (Wang, Shi, Zhang & Zhang, 2010). Eine Studie weist sogar darauf hin, dass eine nochmals gekürzte, nur aus zwei Items bestehende CD-RISC Version (Item 1 und Item 8) hinreichend das Ergebnis der kompletten CD-RISC vorhersagen könnte (Vaishnavi, Connor & Davidson, 2007). Die Frage nach den Komponenten der 24- und 10-Item Versionen der CD-RISC konnte in der vorliegenden Untersuchung somit eindeutig beantwortet werden, wobei sich dieser

Befund als kohärent zu vorherigen Studien zur Langversion (Burns & Anstey, 2010) als auch zur Kurzversion der CD-RISC darstellte (Burns & Anstey, 2010; Campbell-Sills & Stein, 2007; Goins, Gregg & Fiske, 2013).

Die Test-Retest-Reliabilitäten der 24- ( $r_{tt} = .86$ ) und 10-Item CD-RISC ( $r_{tt} = .81$ ) waren ausreichend. Die konvergente Validität der 24- ( $r_{tc} = .60$ ) und 10-Item ( $r_{tc} = .60$ ) CD-RISC mit RS-25 wurde als ausreichend bewertet, höhere Werte wären jedoch wünschenswert. Zusätzlich haben wir deshalb die Analyse bezüglich der Korrelationsmuster beider Resilienzskalen mit den Persönlichkeitsdimensionen erweitert: Unter Einbezug der Korrelationsprofile von RS-25 und NEO-FFI sowie CD-RISC und NEO-FFI zeigten sich hinsichtlich Richtung und Höhe der signifikanten Korrelationen hinreichende Überschneidungen, so dass in der Gesamtbetrachtung die Hypothese, dass RS-25 und CD-RISC etwas Kohärentes zu messen scheinen, beibehalten wurde.

Die mäßigen, jedoch signifikanten Korrelationen (Brosius, 2004) der Subskalen N, E, V und G des NEO-FFIs und dem Gesamtscore der 24- bzw. 10-Item der CD-RISC deuten darauf hin, dass der CD-RISC gemäß seiner Trait-Konzeptualisierung zwar gemeinsame Varianz mit Persönlichkeitsfacetten zeigt, jedoch darüber hinaus etwas Einzigartiges zu erfassen scheint. Sowohl die Höhe als auch die Richtung der Korrelationen in vorliegender Untersuchung bestätigten vorherige Studien zu Resilienz und Persönlichkeit (Friborg, Barlaug, Martinussen, Rosenvinge & Hjelm, 2005; Nakaya, Atsushi & Hitoshi, 2006). Die höchste positive Korrelation bestand zwischen den CD-RISC-Summenscores und der Skala Extraversion (24-Item CD-RISC;  $E: r_{td} = .55$ ; 10-Item CD-RISC;  $E: r_{td} = .50$ ), die höchste negative Korrelation wurde zwischen den CD-RISC-Summenscores und Neurotizismus gefunden (24-Item CD-RISC,  $N: r_{td} = -.48$ ; 10-Item CD-RISC;  $N: r_{td} = -.57$ ). Die fast identischen Korrelationen der beiden CD-RISC Versionen mit dem Außenkriterium NEO-FFI deuten darauf hin, dass gerade die Kurzfassung (10 Items) der CD-RISC eine gute Alternative zur RS-25 oder der 25-Item CD-RISC darstellen kann, da sie mit weniger Items ähnliche Reliabilitäts- und Validitätsindizes erreichte. Inhaltlich betrachtet sind die in vorliegender Studie gefundenen Assoziationen zwischen emotionaler Stabilität (Abwesenheit bzw. niedriger Neurotizismus) und hoher Extraversion im Kontext der Resilienz kohärent zur aktuellen Literatur (Campbell-Sills, Cohan & Stein, 2006; Lü et al., 2014; Rioli, Savicki & Cepani, 2002).

Bei der inhaltlichen Betrachtung der Überschneidungen zwischen der 10-Item CD-RISC und der 24-Item CD-RISC scheinen neben Item 17 einige weitere Items eine optimistische Einstellung bzw. Selbstwirksamkeit oder auch Selbstvertrauen zu messen (Item 1: „Ich bin fähig mich anzupassen, wenn sich etwas verändert.“, Item 4: „Ich komme mit allem klar, was sich mir in den Weg stellt.“, Item 11: „Auch wenn es Hindernisse gibt, bin ich



der Meinung meine Ziele erreichen zu können.“, Item 16: „Wenn ich versage, lasse ich mich nicht leicht entmutigen.“). Die Annahme eines eindimensionalen Resilienzkonstruktes, welches gemäß den Itemladungen der CD-RISC z. T. Überschneidungen zu Konzepten wie Selbstwirksamkeit, Selbstvertrauen, Optimismus, Humor, Ausdauer und Emotionsregulation aufweist, erscheint auf Basis der vorliegenden Daten plausibel.

Ein methodischer Schwachpunkt der 24-Item CD-RISC liegt in der geringen Itemanzahl (3–5) einzelner Faktoren, welcher bereits bei Connor und Davidson (2003) die Aussagekraft der fünf einzelnen Komponenten einschränkte. Vor diesem Hintergrund erscheint die Annahme einer einfaktoriellen Struktur der 24- als auch der 10-Item CD-RISC sowohl aus methodischer als auch aus theoretischer Sicht (teilweise Überschneidung von Resilienz mit weiteren Konstrukten wie Optimismus und Selbstwirksamkeit) valide begründbar.

Es ist zu erwähnen, dass in nahezu jeder der bereits genannten Studien zur CD-RISC unterschiedlich große Stichproben und unterschiedliche methodische Vorgehensweisen zur Untersuchung der Faktorenstruktur herangezogen wurden. Zudem untersuchten bisherige Studien mittels CD-RISC ganz gezielt bestimmte Subpopulationen, die sich stark hinsichtlich des Alters (Goins et al., 2013), des kulturellen Hintergrundes (Coates et al., 2013) und der psychischen Gesundheit unterschieden. Diese Studien umfassten u. a. Untersuchungen an chinesischen Erwachsenen (Yu & Zhang, 2007), amerikanischen College Studenten (Campbell-Sills & Stein, 2007), spanischen Unternehmern (Manzano-García & Ayala Calvo, 2013), iranischen Studenten (Khoshouei, 2009), türkischen Erdbebenüberlebenden (Kararmak, 2010), australischen Jugendlichen (Burns & Anstey, 2010) und älteren amerikanischen Frauen (Lamond et al., 2008). Eine Studie weist darauf hin, dass sogar in zwei demographisch vergleichbaren Stichproben innerhalb einer Kultur keine einheitliche Faktorenstruktur gegeben war (Campbell-Sills & Stein, 2007). Dies wirft neben methodischen Gesichtspunkten die Frage der kulturübergreifenden Stabilität der Struktur der CD-RISC auf.

Einschränkungen der vorliegenden Studie stellen unter anderem die Stichprobengröße ( $n = 201$ ) dar, welche sowohl für die Komponentenanalysen, als auch hinsichtlich belastbarer Aussagen zu Validität und Reliabilität lediglich zufriedenstellend war (Bühner, 2011). Aufgrund der geringen Stichprobengröße war nur eine Hauptkomponentenanalyse möglich, da die Voraussetzungen für eine robuste Schätzung auf der Ebene latenter Variablen, wie bei einer konfirmatorischen Faktorenanalyse, oder eine Kreuzvalidierung nicht gegeben waren. Die gegenwärtige Studie sollte jedoch als Ausgangspunkt für Folgeanalysen auf Basis latenter Variablen (also unter Einbezug der Messfehlerschätzung) in einer repräsentativen Bevölkerungsstichprobe dienen. Die hier vorliegende

Stichprobe kann aufgrund des geringen Stichprobenumfangs sowie der relativ homogenen Altersgruppe der Teilnehmer ( $M = 65.86$  Jahre,  $SD = 6.39$ ) selbst nicht als hoch repräsentativ angesehen werden.

Da das primäre Ziel der vorliegenden Untersuchung eine möglichst originalgetreue Übertragung der CD-RISC in die deutsche Sprache war, bestehen auch in der deutschen Version weiterhin die klassischen Test- und Itemkonstruktionsprobleme (Bühner, 2011) wie die der immer noch in den Fragen enthaltenen „vague quantifiers“ (ungenauere Angaben wie „oft“ oder „viel“) und dem Antwortformat in der kombinierten numerisch-verbalen Skala. Eine weitere Überarbeitung bzw. Verbesserung der Items z. B. hinsichtlich der verbalen Skalenendpunkte könnte in zukünftigen Studien umgesetzt werden.

Da die Autoren die ursprünglich postulierte Struktur der 10-Item, jedoch nicht die der 24-Item CD-RISC replizieren konnten, wäre für zukünftige Studien die Erhebung einer zweiten und größeren Stichprobe zu empfehlen, in der die Befunde dieser ersten Studie repliziert und ggf. konfirmatorisch überprüft werden könnten. Idealerweise könnte in zukünftigen Studien hierzu auch Verhalten oder zumindest selbstberichtetes Verhalten erfasst werden, welches mit Resilienz in Zusammenhang steht. Auch die Bezugnahme auf weitere Validierungskonstrukte, wie etwa Optimismus oder Selbstwirksamkeit, wäre in weiterführenden Studien äußerst wünschenswert, dies konnte in vorliegender Studie aufgrund zeitlich-ökonomischer Erwägungen nicht umgesetzt werden. Neben Selbstwirksamkeitserleben (Gu & Day, 2007) spielt Spiritualität (Connor & Davidson, 2003; Fletcher & Sarkar, 2013) und wahrgenommene Kontrolle (Fletcher & Sarkar, 2013) in der Literatur zur Resilienz eine wichtige Rolle.

Insgesamt betrachtet spricht die hier durchgeführte, explorative PCA v. a. hinsichtlich des Ziels der Erreichung einer Einfachstruktur eindeutig für eine einfaktorielle Struktur der 24- und 10-Item CD-RISC. Damit bestätigen die vorliegenden Daten der deutschsprachigen CD-RISC die bislang vorliegenden Befunde aus internationalen Studien. Weitere Studien mit größeren Stichproben, sowohl mit Gesunden als auch mit Teilnehmern mit psychischen Störungen wären wünschenswert, um Cut-Off-Werte festzulegen und die Aussagekraft der hier gefundenen Komponentenstruktur zu prüfen. Vor allem aus zeitökonomischer Sicht ist zudem eine repräsentative, deutschsprachige Überprüfung der 10-Item CD-RISC zu empfehlen.

## Literatur

- Ahern, N. R., Kiehl, E. M., Sole, L. M. & Byers, J. (2006). A review of instruments measuring resilience. *Issues in comprehensive Pediatric nursing*, 29, 103–125.
- Almedom, A. M. (2005). Resilience, hardiness, sense of coherence, and posttraumatic growth: All paths leading to, light at

- the end of the tunnel? *Journal of Loss and Trauma*, 10, 253–65.
- Antonovsky, A. (1997). Salutogenese. *Zur Entmystifizierung der Gesundheit*. Tübingen: dgvt.
- American Psychiatric Association. (1994). Diagnostic and statistical manual of mental disorders: DSM-IV. 4<sup>th</sup> ed. Washington (DC). Retrieved December 08, 2014 from <http://www.psychiatryonline.com/DSMPDF/dsm-iv.pdf>
- Borkenau, P. & Ostendorf, F. (1993). *NEO-Fünf-Faktoren-Inventar (NEO-FFI)* nach Costa und McCrae (Handanweisung). Göttingen: Hogrefe.
- Brosius, F. (2004). *SPSS 12*. Bonn: mitp-Verlag.
- Bühner, M. (2011). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. München: Pearson.
- Burns, R. A. & Anstey, K. J. (2010). The Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Testing the invariance of a unidimensional resilience measure that is independent of positive and negative affect. *Personality and Individual Differences*, 48, 527–531.
- Campbell-Sills, L., Cohan, S. L. & Stein, M. B. (2006). Relationship of resilience to personality, coping, and psychiatric symptoms in young adults. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 585–599.
- Campbell-Sills, L. & Stein, M. B. (2007). Psychometric analysis and refinement of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC): Validation of a 10-item measure of resilience. *Journal of Traumatic Stress*, 20, 1019–1028.
- Coates, E. E., Phares, V. & Dedrick, R. F. (2013). Psychometric Properties of the Connor-Davidson Resilience Scale 10 Among Low-Income, African American Men. *Psychological Assessment*, 25, 1349–1354.
- Connor, K. M. & Davidson, J. R. T. (2003). Development of a new resilience scale: The Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC). *Depression and Anxiety*, 152, 76–82.
- Davydov, D. M., Stewart, R., Ritchie, K. & Chaudieu, I. (2010). Resilience and mental health. *Clinical Psychology Review*, 30, 479–495.
- Fisseni, H.-J. (1997). *Lehrbuch zur psychologischen Diagnostik: mit Hinweisen zur Intervention* (2., überarbeitete und erweiterte Aufl.). Göttingen: Hogrefe.
- Fletcher, D. & Sarkar, M. (2013). Psychological resilience: A review and critique of definitions, concepts, and theory. *European Psychologist*, 18, 12–23.
- Fossion, P., Leys, C., Kempnaers, C., Braun, S., Verbanck, P. & Linkowski, P. (2014). Disentangling sense of coherence and resilience in case of multiple traumas. *Journal of Affective Disorders*, 160, 21–26.
- Franke, G. H. (2002). *SCL-90-R. Die Symptom-Checkliste von Derogatis*, Deutsche Version (Manual). Göttingen: Beltz.
- Friborg, O., Barlaug, D., Martinussen, M., Rosenvinge, J. H. & Hjemdal, O. (2005). Resilience in relation to personality and intelligence. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 14, 29–42.
- Friborg, O., Hjemdal, O., Rosenvinge, J. H. & Martinussen, M. (2003). A new rating scale for adult resilience: What are the central protective resources behind healthy adjustment? *International journal of methods in psychiatric research*, 12, 65–76.
- Fydrich, T., Renneberg, B., Smits, B. & Wittchen, H.-U. (1997). *SKID-II. Strukturiertes Klinisches Interview für DSM-IV. Achse II: Persönlichkeitsstörungen*. Göttingen: Hogrefe.
- Goins, R. T., Gregg, J. J. & Fiske, A. (2013). Psychometric properties of the Connor-Davidson Resilience Scale with older American Indians: The Native Elder Care Study. *Research on Aging*, 35, 123–143.
- Gu, Q. & Day, C. (2007). Teachers resilience: A necessary condition for effectiveness. *Teaching and Teacher Education*, 23, 1302–1316.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179–185.
- Jung, Y., Min, J., Shin, A. Y., Han, S. Y., Lee, K., Kim, T. et al. (2012). The Korean Version of the Connor–Davidson Resilience Scale: An extended validation. *Stress and Health: Journal of the International Society for the Investigation of Stress*, 28, 319–326.
- Karaimak, Ö. (2010). Establishing the psychometric qualities of the Connor–Davidson Resilience Scale (CD-RISC) using exploratory and confirmatory factor analysis in a trauma survivor sample. *Psychiatry Research*, 179, 350–356.
- Khoshouei, M. S. (2009). Psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) using Iranian students. *International Journal of Testing*, 9, 60–66.
- Lamond, A. J., Depp, C. A., Allison, M., Langer, R., Reichstadt, J., Moore, D. J. et al. (2008). Measurement and predictors of resilience among community-dwelling older women. *Journal of Psychiatric Research*, 43, 148–154.
- Leipold, B. & Greve, W. (2009). Resilience: A conceptual bridge between coping and development. *European Psychologist*, 14, 40–50.
- Lü, W., Wang, Z., Liu, Y. & Zhang, H. (2014). Resilience as a mediator between extraversion, neuroticism and happiness, PA and NA. *Personality and Individual Differences*, 63, 128–133.
- Mac Callum, R. C., Browne, M. W. & Sugawara, H. M. (1996). Power analysis and determination of sample size for covariance structure modeling. *Psychological Methods*, 1, 130–149.
- Manzano-García, G. & Ayala Calvo, J. C. (2013). Psychometric properties of Connor-Davidson Resilience Scale in a Spanish sample of entrepreneurs. *Psicothema*, 25, 245–251.
- Nakaya, M., Atsushi O. & Hitoshi K. (2006). Correlations for Adolescent Resilience Scale with Big Five Personality Traits. *Psychological Reports*, 98, 927–930.
- Noeker, M. & Petermann, F. (2008). Resilienz: Funktionale Adaptation an widrige Umgebungsbedingungen. *Zeitschrift für Psychiatrie, Psychologie und Psychotherapie*, 56, 255–263.
- O'Connor, B. P. (2000). SPSS and SAS programs for determining the number of components using parallel analysis and Velicer's MAP test. *Behavior Research Methods, Instruments & Computers*, 32, 396–402.
- Richardson, G. E. (2002). The metatheory of resilience and resiliency. *Journal of Clinical Psychology*, 58, 307–321.
- Rioli, L., Savicki, V. & Cepani, A. (2002). Resilience in the face of catastrophe: Optimism, personality and coping in the Kosovo crisis. *Journal of Applied Social Psychology*, 32, 1604–1627.
- Rutten, B. P. F., Hammels, C., Geschwind, N., Menne-Lothmann, C., Pishva, E., Schruers, K. et al. (2013). Resilience in mental health: Linking psychological and neurobiological perspectives. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 128, 3–20.
- Rutter, M. (1985). Resilience in the face of adversity: Protective factors and resistance to psychiatric disorder. *The British Journal of Psychiatry*, 147, 598–611.
- Schmitt, M. & Eid, M. (2007). Richtlinien zur Übersetzung fremdsprachlicher Messinstrumente. *Diagnostica*, 53, 1–2.

- Schumacher, J., Leppert, K., Gunzelmann, T., Strauß, B. & Brähler, E. (2005). Die Resilienzskala—Ein Fragebogen zur Erfassung der psychischen Widerstandsfähigkeit als Persönlichkeitsmerkmal. *Zeitschrift für Klinische Psychologie, Psychiatrie und Psychotherapie*, 53, 16–39.
- Sexton, M. B., Byrd, M. R. & von Kluge, S. (2010). Measuring resilience in women experiencing infertility using the CD-RISC: Examining infertility-related stress, general distress, and coping styles. *Journal of Psychiatric Research*, 44, 236–241.
- Smith, B. W., Dalen, J., Wiggins, K., Tooley, E., Christopher, P. & Bernard, J. (2008). The brief resilience scale: assessing the ability to bounce back. *International Journal of behavioral medicine*, 15, 194–200.
- Vaishnavi, S., Connor, K. & Davidson, J. R. T. (2007). An abbreviated version of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC), the CD-RISC2: Psychometric properties and applications in psychopharmacological trials. *Psychiatry Research*, 152, 293–297.
- Velicer, W. F. (1976). Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321–327.
- Von Hagen, C. & Voigt, F. (2013). Resilienz – Positive Entwicklung trotz belastender Lebensumstände. *Psychotherapie im Dialog*, 14, 16–20.
- Wagnild, G. M. & Young, H. M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 1, 165–178.
- Wang, L., Shi, Z., Zhang, Y. & Zhang, Z. (2010). Psychometric properties of the 10-item Connor–Davidson Resilience Scale in Chinese earthquake victims. *Psychiatry and Clinical Neurosciences*, 64, 499–504.
- Windle, G., Bennett, K. M. & Noyes, J. (2011). A methodological review of resilience measurement scales. *Health and Quality of Life Outcomes*, 9, 1–18.
- Wittchen, H. U., Wunderlich, U., Zaudig, M. & Fydrich, T. (1997). *Strukturiertes Klinisches Interview für DSM-IV. Achse I: Psychische Störungen*. Göttingen: Hogrefe.
- Yu, X. & Zhang, J. (2007). Factor analysis and psychometric evaluation of the Connor-Davidson Resilience Scale (CD-RISC) with Chinese people. *Social Behavior and Personality*, 35, 19–30.

---

Prof. Dr. Nina Sarubin, Professorin an der Hochschule Fresenius  
 Dipl.-Psych. Diana Gutt  
 Dipl.-Psych. Olivia Krähnemann  
 Dipl.-Psych. Martin Wolf  
 Dr. med. Andrea Jobst  
 Dipl.-Psych. Lena Sabaß  
 Prof. Dr. med. Peter Falkai  
 PD Dr. med. Frank Padberg

---

Ludwig-Maximilians-Universität  
 Abteilung für Psychotherapie und Psychosomatik  
 Nussbaumstraße 7  
 80336 München  
 E-Mail: Nina.Sarubin@med.uni-muenchen.de

---

PD Dr. med. Ina Giegling  
 Prof. Dr. med. Dan Rujescu

---

Universitätsklinikum Halle  
 Klinik und Poliklinik für Psychiatrie  
 Psychotherapie und Psychosomatik  
 Julius-Kühn-Straße 7  
 06112 Halle/Saale

---

Prof. Markus Bühner  
 Dr. Sven Hilbert

---

Ludwig-Maximilian Universität  
 Department Psychologie  
 Lehrstuhl für psychologische Methodenlehre und Diagnostik  
 Leopoldstraße 13  
 80802 München