



universität
wien

MASTERARBEIT / MASTER'S THESIS

Titel der Masterarbeit / Title of the Master's Thesis

Die Validierung der österreichischen Übersetzung der
Professional Quality of Life Scale (ProQOL)

verfasst von / submitted by

Susanne Kipf BSc

angestrebter akademischer Grad / in partial fulfilment of the requirements for the degree of

Master of Science (MSc)

Wien, 2019

Studienkennzahl lt. Studienblatt /
degree programme code as it appears on
the student record sheet:

A 066 840

Studienrichtung lt. Studienblatt /
degree programme as it appears on
the student record sheet:

Masterstudium Psychologie UG2002

Betreut von / Supervisor:

Mag. Dr. Reinhold Jagsch

Danksagung

Ich bedanke mich sehr herzlich bei Herrn Mag. Dr. Reinhold Jagsch für die hilfreiche Unterstützung und die gewissenhafte Betreuung meiner Masterarbeit. Es war ein Vergnügen mit Ihnen zusammenzuarbeiten und eine große Erleichterung, einen ehrlichen und kompetenten Betreuer an meiner Seite zu wissen. Vielen Dank für den engagierten Einsatz und den menschlichen Umgang bei der gemeinsamen Arbeit.

Auch möchte ich mich ganz besonders bei meiner Familie und meinen Freunden bedanken, die mich mit Ihrer Zeit, Ihrer Aufmerksamkeit und Ihrer Nachsicht in der Erstellung dieser Arbeit mehr unterstützt haben, als sie vermutlich wissen.

Wenn wir bedenken, dass wir alle verrückt sind,
dann ist das Leben erklärt.

Mark Twain

Inhaltsverzeichnis

Zusammenfassung	11
Abstract	13
Einleitung	15
Die Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010)	16
Compassion Satisfaction.	17
Compassion Fatigue.	17
Burnout.	17
Compassion Satisfaction	18
Allgemeine Begriffsbestimmung.	18
Compassion Satisfaction nach Sacco und Copel (2018).	19
Folgen einer Compassion Satisfaction.	22
Compassion Fatigue	23
Allgemeine Begriffsbestimmung.	23
Abgrenzung der Konstrukte.	24
Folgen einer Compassion Fatigue.	26
Kritik am Konstrukt.	27
Burnout	27
Allgemeine Begriffsbestimmung.	27
Zwei- und dreifaktorielle Modelle von Burnout.	28
Burnout nach Maslach und Leiter (1997).	29
Folgen eines Burnouts.	30
Abgrenzung Burnout von Compassion Fatigue.	31
Begriffliche Abgrenzung in dieser Studie.	31
Psychometrische Eigenschaften der Professional Quality of Life Scale	32
Normierung der Professional Quality of Life Scale	38
Zielsetzung der Studie	39

Methode	40
Stichprobe	40
Stichprobe Stefan Bergs.....	40
Stichprobe Maximilian Hasse.	41
Stichprobe Sarah Hoffmann.	42
Untersuchungsdurchführung.....	43
Studiendesign.....	43
Untersuchungsinstrument	45
Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010).....	45
Datenaufbereitung	46
Statistische Auswertung.....	46
Psychometrische Eigenschaften.....	46
Faktorenanalyse.....	47
Normierung.	51
Ergebnisse	53
Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung	53
Exploratorische Faktorenanalyse.	53
Überprüfung der Kommunalitäten.....	66
Konfirmatorische Faktorenanalyse.	68
Inter-Konstrukt-Korrelationen.....	68
Durchschnittliche Inter-Item-Korrelation und Inter-Item-Korrelationen.....	71
Validitätsanalyse	74
Konvergente Validität.	74
Diskriminante Validität.	75
Reliabilität der Skalen	76
Normierung.....	78
Mittelwertunterschiede zwischen den Stichproben.	78
Mittelwertunterschiede der Cutoff-Werte.	79

Mittelwertunterschiede nach Geschlecht	80
Perzentile und Median.....	81
Diskussion.....	82
Psychometrische Eigenschaften	82
Normierung.....	87
Limitationen	88
Literatur	90
Anhang A. Strukturmatrizen der exploratorischen Faktorenanalyse.....	96
Anhang B. Übersetzung der Professional Quality of Life Scale.....	100

Zusammenfassung

Einleitung. Die Professional Quality of Life Scale (ProQOL; Stamm, 2010) ist ein häufig verwendetes Screening-Instrument, das in einem breiten Bereich von helfenden Berufen angewendet wird. Trotz der großen Anzahl von Studien, die die ProQOL nutzen, gibt es bis dato nur eine geringe Anzahl von Validationsstudien. Ziel dieser Studie war, die österreichische Übersetzung der ProQOL zu validieren und eine Normierung der Cutoff-Werte für den deutschsprachigen Raum durchzuführen.

Methode. Die Gesamtstichprobe dieser Studie, $N = 989$, setzte sich aus drei kleineren Stichproben zusammen, die im Rahmen von Masterarbeiten erhoben worden sind (Stichprobe Bergs, $n = 403$; Stichprobe Hasse, $n = 200$; Stichprobe Hoffmann, $n = 386$). Für die Analyse der Faktorenstruktur wurden für alle Stichproben sowie für die Gesamtstichprobe eine exploratorische Faktorenanalyse und eine konfirmatorische Faktorenanalyse durchgeführt. Zusätzlich wurden Inter-Konstrukt- und Inter-Item-Korrelationen sowie Modell-Fit-Indizes verwendet, um die Güte des Modells zu evaluieren. Die Validitätsanalyse fand über die Berechnung der durchschnittlich erfassten Varianz, des Chi-Quadrat-Differenz-Tests und der Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT) statt. Für die Reliabilitätsanalyse wurden das Cronbachs α und die kongenerische Reliabilität ermittelt. Für die Normierung der Cutoff-Werte wurden, nach einer Prüfung auf Mittelwertunterschiede, das 25. und 75. Perzentil sowie der Median herangezogen.

Ergebnisse. Die Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung der ProQOL lädt auf drei Faktoren. Diese drei Faktoren sind distinkt voneinander (diskriminante Validität gegeben). Für die Faktorenstruktur konnte keine konvergente Validität und keine adäquate Modell-Güte gefunden werden. Vor allem im Bereich der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress traten problematische Items mit niedrigen oder diffusen Item-Ladungen auf. Die Reliabilitätsanalyse ergab gute Alpha-Reliabilitäten für die Skala Compassion Satisfaction. Die Skala Burnout und die Skala sekundärer traumatischer Stress fielen in einigen Stichproben knapp unter eine akzeptable Reliabilität. In Bezug auf die Normierung ergaben sich signifikante Unterschiede zwischen den mittleren Skalenscores der österreichischen Stichprobe und den Cutoff-Werten von Stamm (2010). Die Cutoff-Werte der österreichischen Stichprobe waren in allen Skalen signifikant höher als die Cutoff-Werte der Originalversion.

Schlussfolgerung. Die Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung der ProQOL zeigte eine dreifaktorielle Lösung, doch besonders die Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress hatten Schwierigkeiten, hoch oder exakt auf ihre eigentlichen Faktoren zu laden. Eine Kürzung der problematischen Items oder eine Zusammenfassung der Items zu einem übergreifenden Faktor Compassion Fatigue scheint angeraten zu sein und wurde bereits auch in anderen Studien vorgeschlagen. Die Normierung der Cutoff-Werte hat gezeigt, dass für den deutschsprachigen Raum höhere Mittelwerte passender sind, als das Manual von Stamm (2010) erwarten lässt.

Schlagworte: Professional Quality of Life Scale, ProQOL, psychometrische Eigenschaften, Faktorenanalyse, Validität, Reliabilität, österreichische Übersetzung

Abstract

Introduction. The Professional Quality of Life Scale (ProQOL; Stamm, 2010) is a screening instrument that is used in a wide variety of helping professions. Despite being used in a large amount of studies, there have been few studies published with the specific purpose to validate the ProQOL. The aim of this study is to validate the Austrian translation of the ProQOL and to provide normative cutoff values for a German-speaking population.

Method. The sample of this study ($N = 989$) consisted of three smaller samples that were published within the scope of three separate master's theses (sample Bergs, $n = 403$; sample Hasse, $n = 200$, sample Hoffmann, $n = 386$). The analysis of the factor structure was conducted separately for the three samples and the compounded sample both with an exploratory and a confirmatory factor analysis. Inter-construct-correlations and inter-item-correlations as well as model fit indices have been calculated to evaluate the fit of the ProQOL model. To analyze the validity of the ProQOL several measures were calculated, including the average variance extracted (AVE), the chi-square-difference-test and the heterotrait-monotrait-ratio (HTMT). A reliability analysis of the ProQOL was conducted using Cronbach's α and composite reliability. To provide normative cutoff values for the Austrian translation of the ProQOL, the 25th and the 75th percentile as well as the median score were calculated.

Results. The factor structure of the Austrian translation of the ProQOL consists of three factors. These factors are distinctly different from each other (divergent validity was achieved). However, there was no convergent validity and no adequate model fit for the Austrian translation of the ProQOL model. Specifically, several items of the burnout scale and the secondary traumatic stress scale failed to load highly on their respective factors. The reliability analysis showed good alpha reliabilities (both Cronbach's α and composite reliability) for the compassion satisfaction scale. The burnout scale and the secondary traumatic stress scale, however, failed to meet the threshold of .70 on several occasions. Results referring to the normative cutoff values of the Austrian translation of the ProQOL show that there are significant differences between the mean cutoff values of the Austrian translation and the cutoff values provided by Stamm (2010). With respect to all scales, the Austrian cutoff values were significantly higher than the cutoff values provided by the manual (Stamm, 2010).

Conclusion. The factor structure of the Austrian translation of the ProQOL has been shown to consist of three distinct factors. However, several items of the burnout scale as well as the secondary traumatic stress scale failed to load highly or exactly on their expected factor. A short version or a revised version of the ProQOL, where the problematic items are excluded or revised, seems to be necessary in order to achieve adequate model fit. Referring to the normative cutoff values of the Austrian translation of the ProQOL, the cutoff values for all scales are significantly higher than the cutoff values provided by Stamm (2010).

Keywords: Professional Quality of Life Scale, ProQOL, psychometric analysis, factor analysis, validity, reliability, Austrian translation

Einleitung

Die professionelle Lebensqualität in helfenden Berufen ist in der Forschungsliteratur ein wichtiges Konstrukt, das oftmals mit arbeits- und patientenrelevanten Faktoren in Verbindung gebracht wird (z.B. Durkin, Beaumont, Hollins Martin, & Carson, 2016; Hegney et al., 2014; Ray, Wong, White, & Heaslip, 2013). Speziell in helfenden Berufen, wie zum Beispiel bei pflegenden Tätigkeiten, wirken oftmals stressinduzierende Faktoren auf die helfende Person und beeinflussen wichtige Funktionen des Arbeitsalltags (Baird & Kracen, 2006; Lachman, 2016; Sacco & Copel, 2018). Dabei sind besonders im Umgang mit PatientInnen ein ausgeprägtes Einfühlungsvermögen und eine positive Arbeitshaltung für eine qualitativ zufriedenstellende Pflegeleistung und die Zufriedenheit der PatientInnen mit der erhaltenen Pflege wichtig (Li, Early, Mahrer, Klaristenfeld, & Gold, 2014; Smart et al., 2014). Auch für die HelferInnen selbst steht eine positive professionelle Lebensqualität in Zusammenhang mit wichtigen Outcome-Faktoren, wie zum Beispiel einem erhöhten allgemeinen Wohlbefinden (Mullira & Ssendikadiwa, 2016) und einer erhöhten Resilienz gegen die Stressoren der Arbeitswelt (Amin, Vankar, Nimbalkar, & Phatak, 2015; Ray et al., 2013; Sawatzky & Enns, 2012). Zudem erhöht sich die Wahrscheinlichkeit, bei einem Arbeitgeber längerfristig angestellt zu bleiben (Sawatzky & Enns, 2012) und sich positiv in der Arbeit zu engagieren (Sacco & Copel, 2018), wenn eine helfende Person mit den Arbeitsbedingungen zufrieden ist. Eine geringe Fluktuationsrate und ein hohes Engagement der HelferInnen wirken sich wiederum indirekt auf patientenrelevante Faktoren aus (Sacco & Copel, 2018).

Negative Aspekte der berufsbezogenen Lebensqualität stehen hingegen in Verbindung mit einer schlechteren Patientenversorgung, einer erhöhten Fehlerhäufigkeit und einer erhöhten Wahrscheinlichkeit, den Arbeitsplatz zu verlassen (Burtson & Stichler, 2010; Ratanawongsa et al., 2008; Ray et al., 2013; Shanafelt, Bradley, Wipf, & Back, 2002; West et al., 2006). Zudem berichten HelferInnen mit einer negativ ausgeprägten professionellen Lebensqualität von negativen psychischen und physischen Auswirkungen auf ihr Wohlbefinden und einer als vermindert empfundenen Arbeitseffizienz (Maslach, Schaufeli, & Leiter, 2001; Schulz et al., 2011).

Das Konzept der berufsbezogenen oder professionellen Lebensqualität wurde von Stamm (2005) in der Form entwickelt, in der es auch heute noch als Screening-Instrument für Forschungs- und Praxiszwecke verwendet wird. Dabei beruft sich die Definition der beruflichen Lebensqualität auf drei Konstrukte, die zusammen das Konzept der professionellen Lebensqualität ergeben. Diese drei Konstrukte umfassen die Zufriedenheit, die eine Person aus der helfenden Tätigkeit gewinnt (Compassion Satisfaction), eine dem gegenüberstehende emotionale und körperliche Ermüdung (Compassion Fatigue) und eine

Erschöpfung der verfügbaren Ressourcen (Burnout). Insbesondere die Kombination aus einer Ermüdung des Mitgefühls und einem ausgeprägten Gefühl von Burnout führt zu einer negativ empfundenen professionellen Lebensqualität (Stamm, 2010). Stehen hingegen für die helfende Person Gefühle der Zufriedenheit und der Erfüllung durch die Arbeit im Vordergrund, zeigt sich meist eine positiv ausgeprägte professionelle Lebensqualität (Stamm, 2010).

Da die Verwendung der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2005, 2010) sowohl für die Forschung als auch für die Verwendung im praktischen Rahmen einen hohen Stellenwert hat, ist die Prüfung ihrer psychometrischen Eigenschaften von hohem Interesse. Gerade in den Skalen Compassion Fatigue und Burnout haben sich immer wieder Probleme in den psychometrischen Gütekriterien ergeben (Duarte, 2017; Galiana, Arena, Oliver, Sansó, & Benito, 2017; Hemsworth, Baregheh, Aoun, & Kazanjian, 2018; Heritage, Rees, & Hegney, 2018; Samson, Iecovich, & Shvartzman, 2016). Diese Probleme spiegeln oft die konzeptuellen Schwierigkeiten in der Abgrenzung der Konstrukte Compassion Fatigue und Burnout wider. Obwohl die Professional Quality of Life Scale bereits seit gut zehn Jahren Bestand hat, ist auffallend, dass die meisten Validationsstudien zu den psychometrischen Eigenschaften der Skala aus Übersetzungsstudien kommen. Erst in den letzten Jahren wurde der Versuch unternommen, die psychometrischen Eigenschaften des Screening-Instrumentes durch unabhängige Studien zu untersuchen.

Im Rahmen dieser Masterarbeit soll daher die psychometrische Güte der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) überprüft und mit den Ergebnissen bereits bestehender Studien in Verbindung gebracht werden. Sich daraus ableitende Maßnahmenvorschläge werden im Diskussionsteil eingebracht. Zusätzlich soll eine Normierung von Richtwerten der vorliegenden deutschsprachigen Studienpopulation vorgenommen werden, um eine Vergleichbarkeit der Cutoff-Werte im deutschsprachigen Raum zu schaffen.

Die Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010)

Das Konzept der professionellen Lebensqualität hat sich aus der Forschung um Ermüdungserscheinungen des Mitgefühls und dem Auftreten von indirekten Traumatisierungen bei therapeutischen Berufen entwickelt (Sacco & Copel, 2018). Basierend auf der Forschung zu Ermüdungserscheinungen des Mitgefühls bei helfenden Berufen und des dafür vorgesehenen Compassion Fatigue Self-Test von Figley (1995) wurde gegen Ende der 1990er Jahre das Konzept der Compassion Fatigue um das Konzept der Compassion Satisfaction erweitert (Stamm, 2005). Bevor die professionelle Lebensqualität konzeptuell in der Professional Quality of Life Scale so festgehalten wurde, wie sie auch heute noch

verwendet wird, fassten Charles Figley und Beth Hudnall Stamm die beiden Konstrukte zusammen und revidierten den Compassion Fatigue Self-Test zum Compassion Satisfaction und Fatigue Test.

Die gegenwärtige konzeptuelle Erfassung der professionellen Lebensqualität umfasst die drei wesentlichen Konstrukte Compassion Satisfaction (CS), Compassion Fatigue (CF) und Burnout (BO). Zusammen ergeben diese drei Konstrukte die jeweiligen Subskalen, aus denen die Professional Quality of Life Scale besteht.

Compassion Satisfaction.

Stamm (2010) definiert Compassion Satisfaction maßgeblich als die Zufriedenheit, die ein Individuum durch die Arbeit in einem helfenden Beruf erfährt. Dabei spielen auch der Einfluss einer positiven Zusammenarbeit mit Kollegen und das Gefühl, durch die eigene Arbeit einen positiven und sinnvollen Beitrag in der Gesellschaft zu leisten, eine Rolle. Eine hohe Compassion Satisfaction kann helfen, negative Aspekte der Arbeit zu kompensieren (Durkin et al., 2016; Pelon, 2017; Ray et al., 2013) und repräsentiert damit einen positiven Gegenspieler zu den Konstrukten Compassion Fatigue und Burnout.

Compassion Fatigue.

Compassion Fatigue wird in Stamms Manual (Stamm, 2005) teilweise austauschbar mit dem Begriff sekundärer traumatischer Stress (STS) verwendet und beschreibt die Ermüdung des Mitgefühls durch die Arbeitsbelastungen in helfenden Berufen. Verhaltensweisen von Personen mit hohen Werten im Bereich der Compassion Fatigue sind oft gekennzeichnet durch ein ständiges, belastendes Denken an die Arbeit, eine übermäßige Beschäftigung mit von PatientInnen erlittenen Traumata und einer damit verbundenen erhöhten emotionalen Erregbarkeit sowie vermeidenden Verhaltensweisen. Im Manual von 2010 (Stamm, 2010) wird Compassion Fatigue als übergeordneter Faktor der Konstrukte Burnout und sekundärer traumatischer Stress gesehen, die Entscheidung für die hierarchische Umstrukturierung wird inhaltlich leider nicht begründet. Auch in der Forschungsliteratur bestehen noch einige Unklarheiten zum konzeptuellen Rahmen des Konstruktes Compassion Fatigue (Sinclair, Raffin-Bouchal, Venturato, Mijovic-Kondejewski, & Smith-MacDonald, 2017).

Burnout.

Die Definition von Burnout, wie sie Stamm (2010) in der Gestaltung der Professional Quality of Life Scale verwendet, umfasst Gefühle der Hoffnungslosigkeit, der Erschöpfung und der Feindseligkeit. Diese Emotionen werden in den meisten Fällen durch eine die personellen Ressourcen übersteigende Arbeitsbelastung und unzureichende Arbeitsbedingungen

hervorgerufen (Heritage et al., 2018; Stamm, 2010). Die Entwicklung eines Burnouts kann oft schleichend auftreten und bedeutet in vielen Fällen, dass die Ausführung der arbeitsrelevanten Tätigkeiten nicht mehr effizient gestaltet werden kann (Stamm, 2010). Ein zusätzliches Charakteristikum des Konzepts Burnout ist die Distanzierung des Arbeitnehmers von Ansprüchen der Arbeitswelt, wie z.B. der geforderten Arbeitsqualität oder den eigenen Wertvorstellungen und Qualitätsansprüchen. In der Definition von Burnout nach Stamm (2005) wird das Merkmal der Distanzierung als Symptom von Burnout inkludiert, wobei jedoch zu beachten ist, dass die auftretenden Distanzierungssymptome auch erst als sekundäre Folgeerscheinung eines bereits bestehenden Burnouts auftreten können.

Die konzeptuelle Unterscheidung der Konstrukte Compassion Fatigue, sekundärer traumatischer Stress und Burnout bereitet oft Schwierigkeiten (Shoji et al., 2015; Sinclair et al., 2017). Auch in Stamms Manual (Stamm, 2010) ist nicht eindeutig zu erkennen, welche Anteile der Konstrukte überlappen und zu welchen Teilen die Konstrukte eigenständig funktionieren. Diese konzeptuellen Schwierigkeiten zeigen sich auch immer wieder in den psychometrischen Eigenschaften der Subskalen Compassion Fatigue und Burnout (Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016). Vor der Analyse der Skaleneigenschaften ist es daher von besonderer Bedeutung, einen klaren Überblick zur Forschungslage und zu den gängigen Definitionen der drei Konstrukte Compassion Satisfaction, Compassion Fatigue und Burnout zu erhalten.

Compassion Satisfaction

Allgemeine Begriffsbestimmung.

In Stamms Manual (Stamm, 2005) wird Compassion Satisfaction als die Zufriedenheit beschrieben, die eine Arbeitskraft durch ihre gut erbrachte Arbeitsleistung erfährt. In helfenden Berufen entsteht diese Zufriedenheit oft durch die Möglichkeit, einer bedürftigen Person in einer schwierigen Situation eine Hilfeleistung bieten zu können. Auch das sinnvolle Erleben der eigenen Handlung als Beitrag zu einer guten Arbeitsqualität oder als Beitrag zu einem gelungenen gesellschaftlichen Zusammenleben können zu einer positiven Entwicklung der empfundenen Compassion Satisfaction beitragen (Stamm, 2005). Positive Gefühle gegenüber den Kollegen und eine positive Arbeitsatmosphäre zählen ebenfalls zu den Merkmalen einer positiv ausgeprägten Compassion Satisfaction (Stamm, 2005).

Historisch ist die Entwicklung der Konstrukte Compassion Satisfaction und Compassion Fatigue auf die Forschung im Bereich der Sozialarbeit der 1980er Jahre zurückzuführen (Sacco & Copel, 2018). In den frühen 1990er Jahren wurde das Konzept dann rasch in andere Berufssparten übernommen und konnte sich vor allem in pflegenden und

therapeutischen Berufen behaupten. Sowohl der Aspekt der Ermüdung des Mitgefühls durch die Strapazen in helfenden Berufen als auch der Gedanke, dass trotz belastender Arbeitsbedingungen ein hohes Niveau an kompetenter und mitfühlender Pflege aufrechterhalten werden kann, waren ausschlaggebend für den Start der Forschung zu den Konstrukten Compassion Satisfaction und Compassion Fatigue (Sacco & Copel, 2018). Beide Konstrukte sind in der Forschung oft untrennbar miteinander verbunden und ergeben jeweils die zwei Seiten einer Münze.

Gerade in helfenden Berufen besteht das Risiko, durch das Erleben von anspruchsvollen Arbeitsbedingungen und dem Miterleben des Leidens anderer Mitmenschen die Ressourcen des eigenen Mitgefühls zu erschöpfen (Radey & Figley, 2007). Trotz des Risikos und der belastenden Arbeitsbedingungen blühen viele HelferInnen jedoch in ihrem Beruf auf und erfahren Hoffnung und Optimismus in der Rolle der helfenden Person (Radey & Figley, 2007). Dabei hat das Erleben von Erfüllung und Zufriedenheit, die eine helfende Person durch ihre pflegende Rolle erfährt, einen wichtigen Einfluss auf eine positive Qualität der Pflegeleistung, auf ein Aufrechterhalten der Arbeitszufriedenheit und auf ein längerfristiges Bestehen des Arbeitsverhältnisses (Li et al., 2014; Slatten, Carson, & Carson, 2011). Außerdem kann die pflegende Rolle in einem konstant stressreichen Arbeitsumfeld auch dazu führen, dass eine erhöhte Resilienz, verbesserte Coping-Mechanismen sowie eine erhöhte Achtsamkeit auf die eigenen Bedürfnisse und eine Versorgung dieser entwickelt werden (Mason et al., 2014).

Compassion Satisfaction nach Sacco und Copel (2018).

Das Konzept der Compassion Satisfaction von Sacco und Copel (2018) stellt einen theoretischen Rahmen für das Konstrukt der Compassion Satisfaction auf, der aus Vorbedingungen, Definitionen, Charakteristika und Konsequenzen besteht und dadurch einen guten Überblick über Zusammenhänge und mögliche Wirkmechanismen gibt. Dazu wurden die Ergebnisse aus zahlreichen Studien zusammengefasst und in einen geordneten und sinnvollen Rahmen gebracht.

Die Vorbedingungen.

Um in einem helfenden Beruf eine positive Compassion Satisfaction zu entwickeln, müssen sechs Vorbedingungen erfüllt sein (Sacco & Copel, 2018). Erstens müssen die HelferInnen das Bedürfnis empfinden und den Willen haben, eine pflegende Beziehung mit den PatientInnen und deren Familien aufzubauen, die vorteilhaft für alle Beteiligten ist (Slatten et al., 2011). Die zweite Bedingung ist, dass die helfende Person durch die Befriedigung der Bedürfnisse der PatientInnen und deren Familien selbst positive Gefühle, Gefühle der

Dankbarkeit, Gefühle der Erfüllung und Gefühle der Würdigkeit erfährt (Craigie et al., 2016; Radey & Figley, 2007; Sacco, Ciurzynski, Harvey, & Ingersoll, 2015). Die dritte Bedingung bezieht sich auf die Arbeitsumgebung der helfenden Person und die Art und Weise, wie die Arbeitsumgebung auf die HelferInnen Einfluss nehmen kann. Diese Bedingung umfasst vor allem die Stressoren des wiederholten Miterlebens von Traumatisierungen und des Mitempfindens der Leiden anderer Mitmenschen (Sacco & Copel, 2018; Slatten et al., 2011). Als vierte Vorbedingung für die Entstehung einer positiven Compassion Satisfaction sehen Sacco und Copel (2018) die empathische Beziehung mit PatientInnen. Die empathische Beziehung gilt dabei als Vorläufer für die Entwicklung von Mitgefühl, Altruismus, Sympathie und Verständnis. Gleichzeitig ist diese empathische Beziehung auch die fünfte Vorbedingung, da diese Beziehung dazu führen kann, dass eine Person in einem helfenden Beruf negative Effekte erfährt, wenn sie das Leiden einer Person bezeugt, mit der sie eine mitfühlende Beziehung aufgebaut hat (Branch & Klinkenberg, 2015; Sacco et al., 2015). Damit eine positive Compassion Satisfaction entstehen kann, gilt noch eine sechste Bedingung. Unter all den negativen Aspekten der pflegenden Leistung finden sich auch positive Aspekte, doch um diese Aspekte für sich nützen zu können, müssen bestimmte Prozesse in Gang gebracht werden (Radey & Figley, 2007). Diese Prozesse sind jedoch nicht immer einfach zu erheben und auch für die pflegende Person nicht immer eine bewusste Entwicklung.

Bevor die Compassion Satisfaction voll entwickelt ist, zeigen sich meist schon Vorläufer-Qualitäten, die den Vorbedingungen stark ähneln, aber dennoch eigenständig bestehen können (Sacco & Copel, 2018). Dazu zählen die Wahrnehmung, den pflegenden Beruf als Berufung zu empfinden (Smart et al., 2014), der Wunsch, eine empathische Beziehung mit den zu pflegenden Personen und ihren Familien in Krisenzeiten einzugehen (Sacco et al., 2015; Slatten et al., 2011), oder auch die Entwicklung von Coping-Mechanismen, Selbst-Pflege-Aktivitäten und einer allgemeinen Resilienz gegenüber den stressigen Bedingungen des Arbeitsalltags (Craigie et al., 2016; Slatten et al., 2011). Zwei weitere wichtige Vorläufer-Kriterien, um eine positive Compassion Satisfaction zu entwickeln, bestehen aus einem unterstützenden kollegialen und sozialen Umfeld und einer ausgeprägten Work-Life-Balance (Li et al., 2014; Mason et al., 2014; Radey & Figley, 2007; Slatten et al., 2011). Haben sich einige oder alle dieser Vorläufer-Qualitäten entwickelt, besteht die Möglichkeit, eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction zu erreichen.

Die Definition.

Eine andere Herangehensweise, um ein besseres Verständnis für das Konstrukt der Compassion Satisfaction zu bekommen, ist sich an der Definition der beiden Wörter

Compassion und Satisfaction zu orientieren. Betrachtet man die Definition aus dem Wörterbuch für die Wörter Compassion und Satisfaction getrennt und setzt man diese anschließend wieder zusammen, ergibt sich ein gutes Bild davon, was das Konstrukt bedeutet. Compassion zu fühlen oder zu haben bedeutet laut dem Merriam-Webster Online Wörterbuch (Merriam-Webster Online Dictionary) ein verständnisvolles Bewusstsein für das Leid anderer Personen zu haben, gepaart mit einem Verlangen, dieses Leiden zu lindern. Satisfaction wird definiert als (a) ein glückliches oder zufriedenes Gefühl, das durch etwas, was man getan hat oder was einem passiert ist, hervorgerufen wurde oder auch (b) die Handlung das Bedürfnis einer anderen Person zu befriedigen (Merriam-Webster Online Dictionary, Compassion). Sacco und Copel (2018) schließen die zwei Definitionen zusammen und kommen so zu einer treffenden theoretischen Definition des Konzeptes Compassion Satisfaction. Compassion Satisfaction wird daher oft als die Freude, die Bestimmung und die Genugtuung gesehen, die sich durch die pflegende Leistung der helfenden Person ergibt.

Die Charakteristika.

Die charakteristischen Merkmale von Compassion Satisfaction sehen Sacco und Copel (2018) in einer Reihe positiver Gefühle, die durch die Arbeit mit PatientInnen und deren Familien entstehen. Zu diesen Gefühlen zählen ein positives Wohlbefinden, Gefühle der Erfüllung, der Freude, der Bereicherung und der Dankbarkeit sowie das Gefühl von Hoffnung. Zusätzlich umfasst das Konstrukt der Compassion Satisfaction auch die Gefühle, etwas erreicht zu haben, das Gefühl, dass sich etwas lohnt, das Gefühl, wieder frisch belebt zu sein, das Gefühl, neue Energie zu schöpfen, und das Gefühl, neue Inspiration zu finden (Sacco & Copel, 2018). Im Großen und Ganzen ist eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction nicht nur ein Gefühl der Zufriedenheit durch die eigene Arbeitsleistung, sondern eine Reihe möglicher positiver Gefühle, die in Richtung Zufriedenheit, Freude, Sinn- und Selbsterfüllung gehen.

Die Konsequenzen.

Die Implikationen einer positiv entwickelten Compassion Satisfaction sind oft weitreichend und werden bei Sacco und Copel (2018) auch als Konsequenzen bezeichnet. Zahlreiche Konsequenzen wurden bereits in diversen Studien untersucht und unterstreichen die Bedeutung einer positiv ausgeprägten Compassion Satisfaction für die pflegende Person selbst, die zu pflegende Person und das Arbeitsumfeld. Eine positive Compassion Satisfaction hilft vorrangig dabei, eine hohe Qualität der Pflegeleistung aufrechtzuerhalten und in eine sinnvolle und freudige Interaktion mit den PatientInnen und deren Familien zu

treten (Lloyd & Carson, 2011; Lown, Rosen, & Marttila, 2011; Radey & Figley, 2007). Dabei kann eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction auf der Seite der pflegenden Person dazu führen, eine erhöhte Verantwortung und Kontrolle über die gesundheitliche Entwicklung von PatientInnen zu empfinden, und auf Seite der PatientInnen das Gefühl erhöhen, sich gehört und verstanden zu fühlen und Vertrauen gegenüber dem klinischen Personal zu entwickeln (Lloyd & Carson, 2011; Lown et al., 2011). Eine positive Arbeitsatmosphäre, in der sich Teamgefühle und Gefühle des Zusammenhalts entwickeln können, wird oft in Zusammenhang mit einer erhöhten Compassion Satisfaction gesehen (Radey & Figley, 2007; Smart et al., 2014). Die Richtung der Beeinflussung kann dabei in zwei Richtungen gehen. Einerseits kann ein positives Arbeitsumfeld dazu beitragen, eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction zu entwickeln. Andererseits kann aber auch eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction dabei helfen, Zusammengehörigkeits- und Kohärenzgefühle zu erhöhen und dadurch die Arbeitsatmosphäre positiv zu beeinflussen (Sacco & Copel, 2018).

Folgen einer Compassion Satisfaction.

Weitere Folgen einer positiven Compassion Satisfaction sind eine erhöhte Arbeitsleistung, eine verbesserte Arbeitsqualität, ein erhöhtes Engagement in Arbeitsbelangen und eine positiv wahrgenommene Kompetenz der eigenen Handlungen (Li et al., 2014; Mason et al., 2014; Radey & Figley, 2007). Wirtschaftlich relevant ist dabei die Erkenntnis, dass die gefühlte Compassion Satisfaction gemeinsam mit dem Faktor Engagement die Wahrscheinlichkeit, einen Arbeitsplatz tatsächlich verlassen zu wollen, signifikant beeinflussen kann (Sawatzky & Enns, 2012). Als persönliche Ressource wirkt sich eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction vor allem auf zwei Entwicklungen aus. Eine positive Compassion Satisfaction hilft der pflegenden Person, ihr Mitgefühl aufrechtzuerhalten und stressige Arbeitsanforderungen mit adäquaten Coping-Mechanismen zu bewältigen (Craigie et al., 2016; Smart et al., 2014). Zudem wirkt eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction als Schutzfaktor gegenüber dem Auftreten einer Compassion Fatigue und gegenüber negativen oder belastenden Aspekten der Arbeit (Craigie et al., 2016; Durkin et al., 2016; Pelon, 2017; Ray et al., 2013; Sawatzky & Enns, 2012). Eine positiv ausgeprägte Compassion Satisfaction leistet daher einen wichtigen Beitrag zur Entwicklung einer insgesamt positiven professionellen Lebensqualität.

Die positiven Effekte einer zufriedenstellenden professionellen Lebensqualität überschreiten sogar jene positiven Effekte der Compassion Satisfaction und umfassen ein höheres Mitgefühl sich selbst und anderen gegenüber (Duarte, Pinto-Gouveia, & Cruz, 2016), eine größere psychische Resilienz unter ungünstigen Situationsbedingungen (Hegney, Rees,

Eley, Osseiran-Moisson, & Francis, 2015), eine geringere Wahrscheinlichkeit für die Ausbildung von depressiven Gefühlen und Angstgefühlen (Hegney et al., 2014), eine besser ausgeprägte Stressresistenz durch ein später einsetzendes Empfinden von Stress (Amin et al., 2015) und ein allgemein positiv gestimmtes psychisches und physisches Wohlbefinden (Mullira & Ssendikadiwa, 2016).

Compassion Fatigue

Allgemeine Begriffsbestimmung.

Compassion Fatigue ist ein Begriff, der von Joinson (1992) geprägt wurde, aber erst durch Figley (1995) genauer definiert wurde. Während Joinson (1992) den Begriff Compassion Fatigue eher allgemein verwendete, definierte Figley (1995) das Konzept der Compassion Fatigue als eine Reaktion auf die Arbeit mit traumatisierten PatientInnen und der wiederholten Exposition traumatischer Inhalte. Parallel zur Entstehung des Konzepts der Compassion Fatigue entwickelte sich das Konzept der sekundären bzw. indirekten Traumatisierung; im Englischen auch vicarious traumatisation genannt. Inhaltlich ähneln sich die Definitionen der Konstrukte Compassion Fatigue, sekundärer traumatischer Stress und indirekte Traumatisierung größtenteils, was eine Abgrenzung oft schwierig gestaltet. Stamm (2005) beschreibt das Konzept der Compassion Fatigue als den ständigen Kontakt mit arbeitsbezogenen, sekundären und extrem stressvollen Erfahrungen. Im Manual der professional Quality of Life Scale von 2005 (Stamm, 2005) wird Compassion Satisfaction synonym mit den Konzepten sekundärer traumatischer Stress und indirekte Traumatisierung gesetzt. Diese Gleichsetzung hat sich im Manual von 2010 (Stamm, 2010) geändert, und Compassion Fatigue wird als übergeordnete Variable der Konstrukte sekundärer traumatischer Stress und Burnout gesehen. Eine theoretische Begründung für die strukturelle Änderung gibt es leider nicht (Stamm, 2010), und es scheint auch so, als hätte die Skalenveränderung keine inhaltlichen Konsequenzen auf Item-Ebene gehabt.

Die Symptome der Compassion Fatigue (Stamm, 2005) setzen normalerweise schnell ein und sind generell mit einem bestimmten Erlebnis verbunden. Oft leiden betroffene Personen an Ein- und Durchschlafschwierigkeiten, ängstlichen Affekten und unangenehmen Intrusionen des Erlebten. Auch kann es gelegentlich dazu kommen, dass Orte oder Dinge vermieden werden, wenn sie mit unangenehmen Erinnerungen verbunden werden (Stamm, 2005).

Stamm (2005) verwendet dabei die Konzepte der Compassion Fatigue, des sekundären traumatischen Stresses und der indirekten Traumatisierung auf eine austauschbare Weise, die nicht immer gegeben ist (Baird & Kracen, 2006). Zusätzlich zu der schwer trennbaren

Begriffsbestimmung dieser drei Konzepte besteht eine Verbindung des Konzeptes der Compassion Fatigue mit dem Konzept Burnout (Lachman, 2016), die noch nicht vollständig konzeptuell geklärt ist.

Geht man auf die Ebene der Wortdefinition zurück und sieht sich die Bedeutung der Wörter Compassion und Fatigue getrennt an, bekommt man ein gutes Verständnis für die dahinterliegenden Assoziationen. Bei der Definition von Compassion (Merriam Webster Online Dictionary) handelt es sich um dieselbe Definition von Compassion, wie bei dem Konstrukt der Compassion Satisfaction. Statt einer Erfahrung der Zufriedenheit durch die mitfühlende Arbeit, wie sie im Wort Satisfaction steckt, drückt das Wort Fatigue (Merriam Webster Online Dictionary) jedoch eine Ermüdung der Ressource Compassion aus. Diese Ermüdung ist das Resultat einer Erschöpfung der mentalen oder physischen Ressourcen, wie sie durch große Anstrengung hervorgerufen wird (Lachman, 2016). Figley (1995) betont, dass pflegende Personen oft eine große Kapazität für Mitgefühl und Empathie haben, die sie wiederum anfälliger für die Erfahrung einer Ermüdung des Mitgefühls macht. Die Entwicklung der Compassion Fatigue wird demnach gerade eben durch die mitfühlende Anteilnahme an dem Leid der zu pflegenden Person möglich gemacht (Figley, 1995; Hunsaker, Chen, Maughan, & Heaston, 2015).

Abgrenzung der Konstrukte.

Die Unterscheidung von Compassion Fatigue, sekundärem traumatischen Stress und indirekter Traumatisierung wurde in der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2005, 2010) nicht immer einheitlich vorgenommen. Das Konstrukt der Compassion Fatigue und des sekundären traumatischen Stresses wurden im Manual von 2005 (Stamm, 2005) gleichgesetzt. Gleichzeitig wurde eine tiefe Verbindung mit dem Konzept der indirekten Traumatisierung betont. Eine begriffliche Unterscheidung und kurze Erläuterung der konzeptuellen und historischen Unterschiede der Konstrukte Compassion Fatigue, sekundärer traumatischer Stress und indirekte Traumatisierung hilft zu verstehen, warum sich die Abgrenzung der Konstrukte voneinander schwierig gestaltet. In der Studie von Lachman (2016) findet man einen guten Überblick über die gängigsten Definitionen der drei Konstrukte.

Compassion Fatigue.

Compassion Fatigue wird als Zustand einer großen Erschöpfung des Vorkommens von Mitgefühl einer pflegenden Person gesehen (Lachman, 2016). Diese Erschöpfung ist das Resultat einer wiederholten Aktivierung der empathischen Reaktion auf den Schmerz und das Leid von PatientInnen oder geliebten Personen (Lachman, 2016). Grob gefasst kann

man eine Compassion Fatigue als den Verlust der Fähigkeit zu pflegen sehen (Joinson, 1992). Allgemein gehalten inkludiert eine Compassion Fatigue sämtliche negativen Konsequenzen, die durch die Arbeit mit einer größeren Anzahl an traumatisierten Personen entstehen und die durch eine empathische Verbindung mit den Mitmenschen ermöglicht werden (Hunsaker et al., 2015).

Sekundärer traumatischer Stress.

Sekundärer traumatischer Stress wird als Stressreaktion auf arbeitsbezogene Belastungen definiert. Diese Stressreaktion ist das Resultat aus der wiederholten Exposition von traumatischen Ereignissen, die anderen Personen widerfahren sind (Jenkins & Warren, 2012). Der als negativ empfundene Stress, der dabei entsteht, ergibt sich aus dem Bedürfnis, der traumatisierten Person helfen zu wollen (Lachman, 2016). Die sekundäre traumatische Stressreaktion ähnelt in ihren Symptomen denen einer posttraumatischen Stressreaktion, nur dass das Trauma nicht selbst erlebt wurde (Baird & Kracen, 2006). Die Symptome können Erschöpfung, Hypervigilanz, Vermeidung und emotionale Taubheit umfassen (Baird & Kracen, 2006) und entstehen oft durch die Arbeit mit traumatisierten Personen.

Indirekte Traumatisierung.

Das Konstrukt der indirekten Traumatisierung geht auf McCann und Pearlman (1990) zurück und bezieht sich auf kognitive Veränderungen intrinsischer Überzeugungen einer helfenden Person über sich selbst, andere Personen und die Welt im Allgemeinen. Diese kognitiven Veränderungen werden durch die wiederholte Erfahrung der Traumatisierung anderer Personen hervorgerufen und können eine negative Veränderung der Einstellungen zu persönlichen Aspekten des Lebens mit sich bringen (Baird & Kracen, 2006; Jenkins & Warren, 2012). Dabei verändert sich oft die Sichtweise zu Themen der Intimität, des Vertrauens, der Sicherheit, des Selbstwertes und der Kontrolle in eine negative Richtung. Die kognitiven Veränderungen sind meist eine natürliche Reaktion auf die herausfordernde Arbeit mit traumatisierten Personen. Durch die schädlichen Veränderungen der kognitiven Schemata kommt es jedoch oft zu einer verringerten Motivation, Effizienz und Empathie (Baird & Kracen, 2006).

Herausforderungen der Abgrenzung.

Sowohl die sekundäre traumatische Stressreaktion als auch die indirekte Traumatisierung gehen auf die Arbeit mit traumatisierten Personen zurück, und bei beiden Konstrukten entstehen die Symptome durch die Herausforderung, wiederholt dem Leiden hilfsbedürftiger

Personen ausgesetzt zu sein. Während die indirekte Traumatisierung vor allem kognitive Veränderungen betont, wie sie auch in dem Symptomcluster der posttraumatischen Stressreaktion aufgelistet sind (Maercker, 2013), umfasst die sekundäre traumatische Stressreaktion eine breitere Bandbreite an für die posttraumatische Stressreaktion typischen Symptomen.

Die Symptome der Compassion Fatigue (Stamm, 2005) sind nahezu ident mit jenen der sekundären traumatischen Stressreaktion, weshalb auch schnell klar wird, warum die zwei Konstrukte miteinander austauschbar verwendet werden. Der kognitive Aspekt der indirekten Traumatisierung spielt im Konzept der Compassion Fatigue zwar eine geringere Rolle, trotzdem bestehen thematische Überschneidungen. Im Konzept der Compassion Fatigue wird zusätzlich ein neuer Aspekt betont, der weder im Konzept der sekundären traumatischen Stressreaktion noch in der Begriffsbestimmung der indirekten Traumatisierung verwendet wird. Die Ermüdung des Mitgefühls ist der zentrale Inhaltspunkt des Konstrukts der Compassion Fatigue und Hauptbestandteil der Definition.

Trotz inhaltlicher Unterschiede zwischen den Konstrukten fällt die Abgrenzung der Konstrukte in Realität schwieriger aus. Ein wichtiger Grund dafür ist, dass sich die typischen Verhaltensweisen der Compassion Fatigue auf Symptom-Ebene jenen der sekundären traumatischen Stressreaktion stark ähneln. Zusätzlich haben alle drei Konstrukte gemeinsam, dass sie durch aversive Reaktionen auf arbeitsbezogenen Stress charakterisiert sind. Erschwert wird die empirische Differenzierung der Konstrukte oft auch dadurch, dass sich oftmals auch die negativen Konsequenzen der drei Konstrukte überlappen (Baird & Kracen, 2006; Hunsaker et al., 2015; Lachman, 2016). Trotz der Schwierigkeiten in der Abgrenzung hat das Konstrukt der Compassion Fatigue in der Forschung Bestand und wird oft für die Untersuchung von arbeitsbezogenen und patientenrelevanten Faktoren verwendet.

Folgen einer Compassion Fatigue.

Die Folgen einer hoch ausgeprägten Compassion Fatigue sind oft nicht nur für die pflegende Person, sondern auch für die PatientInnen und die Arbeitgeber spürbar. Sind die Ressourcen einmal erschöpft, kann das Arbeitspensum nur noch inadäquat und ineffizient bewältigt werden (Boyle, 2011). Die Arbeitsmoral sinkt, Absenzen und Krankenstände steigen, der Job wird schneller gewechselt, und eine gewisse Distanziertheit und Apathie setzt ein (Boyle, 2011; Jones & Gates, 2007). Sowohl die Patientensicherheit als auch die Patientenzufriedenheit sinken (Burtson & Stichler, 2010; Potter et al., 2010). Zusätzlich hat eine hohe Compassion Fatigue nicht nur auf die Gesundheit der pflegenden Person (Bride, Radey, & Figley, 2007), sondern auch auf die Gesundheit der zu pflegenden Person einen negativen Einfluss (Shanafelt et al., 2002).

Kritik am Konstrukt.

Das Konstrukt der Compassion Fatigue hat große praktische Relevanz und wird gerade im Bereich der Krankenversorgung intensiv beforscht. Kritik am Konstrukt der Compassion Fatigue kommt vor allem wegen einer mangelnden Klarheit der konzeptuellen Begründung und der euphemistischen Bedeutung der Definition für eine breite Palette an arbeitsbezogenen Stressoren zustande (Sinclair et al., 2017). Damit die Validität des Konzepts realistisch überprüft werden kann, wird ein empirisches Verständnis des Konzepts der Compassion Fatigue gefordert (Ledoux, 2015; Sinclair et al., 2017). Dabei soll vor allem Klarheit in Bezug auf die Abgrenzung zu den Konstrukten indirekte Traumatisierung, Burnout und sekundärer traumatischer Stress geschaffen werden und ein Fokus auf die Konstrukte der Empathie und Sympathie gelegt werden (Sinclair et al., 2017). Neben der unpräzisen Begriffsbestimmung wird auch kritisiert, dass die Professional Quality of Life Scale das am häufigsten verwendete Instrument ist, um die Compassion Fatigue zu überprüfen, obwohl die Skala selbst kein direktes Maß für die gängigen Definitionen der Compassion Fatigue darstellt und nicht alle möglichen Facetten des Konzeptes abdeckt (Sinclair et al., 2017).

Burnout

Allgemeine Begriffsbestimmung.

Stamm (2005) definiert Burnout als Gruppe negativer Empfindungen, die aufgrund der Erschöpfung von persönlichen Ressourcen durch überlastende Arbeitsbedingungen eingetreten sind. Burnout entsteht im Gegensatz zum Phänomen der Compassion Fatigue meist graduell und hat mehrere negative Komponenten (Stamm, 2005). Leidet eine Person unter Burnout, treten vermehrt Gefühle der Hoffnungslosigkeit auf, und es kommt zu Schwierigkeiten in der Bewältigung des Arbeitspensums. Meistens besteht das Gefühl, das vorgegebene Arbeitspensum gar nicht oder nur ineffizient meistern zu können. Burnout entsteht oft in Zusammenhang mit einem hohen Arbeitspensum und einem Arbeitsumfeld, das strukturell nur wenig Unterstützung bieten kann (Stamm, 2005). Wenn die helfende Person das Gefühl hat, dass der eigene Arbeitseinsatz keinen großen Einfluss auf das Arbeitsergebnis hat, kann es letzten Endes sogar zu einer Distanzierung von den eigenen Leistungsansprüchen kommen (Shoji et al., 2015). Das Phänomen der Distanzierung wird im Rahmen der Burnout-Forschung oft auch synonym mit dem Begriff Depersonalisierung verwendet (Shoji et al., 2015).

Die Forschung zu Burnout startete ebenfalls im Kontext der helfenden Berufe, mit der pflegenden Interaktion als Hauptgrund und Fokuspunkt für die Entstehung von Burnout (Maslach et al., 2001). Die ersten Artikel zu dem Thema Burnout sowie die Benennung einer

Reihe von Symptomen unter dem Namen Burnout wurden von Freudenberger und Maslach (Maslach et al., 2001) veröffentlicht. Schon von Anfang an standen die emotionalen Aspekte und die Auswirkungen auf die Arbeitsbeziehung zwischen Pflegeanbieter und Pflegerezipienten im Fokus (Maslach et al., 2001).

Zwei- und dreifaktorielle Modelle von Burnout.

In der Literatur zu Burnout finden sich verschiedene Konzeptualisierungen von Burnout. Am häufigsten werden Modelle verwendet, die Burnout aus zwei oder drei Faktoren zusammengesetzt sehen (Shoji et al., 2015). Dreifaktorielle Modelle von Burnout setzen sich aus den drei Dimensionen emotionale Erschöpfung, Depersonalisierung und dem Mangel an Erfolgsgefühlen zusammen (Maslach et al., 2001). Zweifaktorielle Modelle gehen davon aus, dass lediglich die Komponenten Erschöpfung und Distanzierung für die Konzeptualisierung von Burnout relevant sind (Shoji et al., 2015). In beiden Modellen beschreibt der Aspekt der Erschöpfung eine tiefgreifende emotionale, physische und kognitive Verausgabung der eigenen Ressourcen. Das Konzept der Depersonalisierung beziehungsweise der Distanzierung bezieht sich auf eine Auskoppelung der eigenen Person vom Arbeitsprozess oder von arbeitsrelevanten Aspekten. Diese Distanzierung bewirkt, dass wichtige arbeitsrelevante Ergebnisse nicht mehr als bedeutend und durch das eigene Handeln beeinflussbar gesehen werden. Es können Gefühle der Gleichgültigkeit entstehen, wenn das eigene Handeln als sinnlos bzw. unwirksam empfunden wird (Shoji et al., 2015). Die Distanzierung hat zwar einerseits negative Folgen für die Handlungsweisen der helfenden Person, gleichzeitig fungiert sie aber kurzfristig auch als Schutzfaktor. Die arbeitsbezogenen Belastungen haben nach erfolgter Distanzierung oft keinen oder nur mehr wenig Einfluss auf das eigene emotionale Erleben. Der Zustand der Depersonalisierung kann zwar kurzfristig eine Erleichterung bringen, langfristig gesehen bedeutet es jedoch eine weitere Belastung für das eigene Dasein (Maslach et al., 2001). Besonders Gefühle der Distanzierung und des Zynismus haben gravierende Auswirkungen auf die PflegerInnen-PatientInnen-Beziehung und die Qualität der Arbeitsleistung, was bewirkt, dass die zu pflegende Person oft nicht mehr als Mensch mit interpersonellen Bedürfnissen wahrgenommen wird (Maslach et al., 2001).

Zweifaktorielle Modelle sind vor allem deswegen entstanden, weil einige arbeitsbezogene Ergebnisvariablen stärker mit den Komponenten der emotionalen Erschöpfung und der Depersonalisierung verbunden sind als mit dem Mangel an Erfolgsgefühlen (Lee & Ashforth, 1996; Shoji et al., 2015). Der Aspekt des Mangels an Effizienz oder Erfolg ist seit dem Beginn der Burnout-Forschung umstritten (Maslach et al., 2001). In einigen Fällen entsteht das Gefühl der Ineffizienz, nachdem bereits Gefühle der Erschöpfung und des

Zynismus eine Reduktion der Arbeitsfähigkeit bewirkt haben. In anderen Fällen findet hingegen eine parallele Entwicklung der Aspekte Erschöpfung, Distanzierung und Mangel an Erfolgsgefühlen statt (Lee & Ashforth, 1996; Maslach et al., 2001).

Stamm (2010) stützt sich in der Gestaltung der Skala Burnout auf das dreifaktorielle Modell von Maslach und Kollegen (2001) und sieht die Gefühle der Hoffnungslosigkeit, der Erschöpfung und der Feindseligkeit durch die oft ressourcenübersteigenden Arbeitsbedingungen hervorgerufen (Heritage et al., 2018; Stamm, 2010). Die strukturellen Arbeitsbedingungen, das kollegiale Arbeitsumfeld und die soziale Unterstützung durch Freunde und Familie sind zusätzlich wichtige Einflussfaktoren, die wesentlich zur Aufrechterhaltung oder zum Versagen der Motivation und Arbeitszufriedenheit beitragen (Maslach et al., 2001). Eine konstant ressourcenübersteigende Arbeitsanforderung gepaart mit einer mangelnden Unterstützung durch das Arbeitsumfeld kann eine übermäßige Erschöpfung der eigenen Kräfte und eine darauf folgende Distanzierung von den eigenen Qualitätsansprüchen negativ beeinflussen (Maslach et al., 2001). Die konkreten Auswirkungen auf das Arbeitsumfeld sind in der Realität oft gravierend. Nicht selten bedeuten sie eine Verschlechterung der eigenen Arbeitsfähigkeit und der erbrachten Arbeitsqualität (Maslach et al., 2001; Ray et al., 2013; West et al., 2006).

Burnout nach Maslach und Leiter (1997).

Einen fundierten theoretischen Rahmen bietet die Arbeit von Maslach und Leiter (1997), die sechs Aspekte des Arbeitslebens in Zusammenhang mit der Entwicklung von Burnout untersucht. Die Grundannahme ist, dass es im Sinne eines Job-Person-Fits eine Situation der Passung (match) und der Nicht-Passung (mismatch) geben kann. Besteht eine Nicht-Passung zwischen den Erwartungen bzw. Fähigkeiten des Arbeitnehmers und bestimmten Aspekten des Arbeitslebens, kommt es mit höherer Wahrscheinlichkeit zur Entstehung eines Burnouts (Maslach & Leiter, 1997; Maslach et al., 2001). Eine Passung zwischen den Erwartungen bzw. Fähigkeiten eines Arbeitnehmers und den tatsächlichen Arbeitsanforderungen resultiert in einer höheren Wahrscheinlichkeit, sich aktiv in der Arbeit zu engagieren (Maslach & Leiter, 1997; Maslach et al., 2001). Die sechs Aspekte des Arbeitslebens, die die Rahmenbedingungen für die Entstehung eines Burnouts ergeben, sind (a) das geforderte Arbeitspensum, (b) die wahrgenommene Kontrolle über Entscheidungen, (c) die Anerkennung für erbrachte Leistungen, (d) die soziale Unterstützung durch Kollegen, (e) die wahrgenommene Fairness durch den Arbeitgeber und (f) die Übereinstimmung der Werte zwischen dem Arbeitnehmer und der Organisation (Maslach & Leiter, 1997; Maslach et al., 2001). Jeder dieser Aspekte kann einen entscheidenden Einfluss auf die Entwicklung eines Burnouts haben.

Stimmt die Passung zwischen dem geforderten Arbeitspensum und den eigenen Ressourcen nicht überein und besteht eine konstante Überforderung, ist die Wahrscheinlichkeit sehr hoch, schnell die Erschöpfungsaspekte des Burnouts zu erfahren. Besteht eine Nicht-Passung zwischen den gewünschten und den tatsächlichen Kontrollmöglichkeiten zu arbeitsbezogenen Entscheidungen, kann es zu Gefühlen der Ineffizienz oder zu Gefühlen eines Mangels an Erfolg kommen. Findet eine Person zu wenig Anerkennung in der Arbeit, sei es eine angemessene finanzielle Entschädigung oder die Anerkennung durch Vorgesetzte und Kollegen, kann es zu Gefühlen der Ineffizienz kommen. Besonders wichtige Aspekte sind Gefühle der Gemeinschaft und die Beziehung zu anderen Kollegen am Arbeitsplatz. Menschen brauchen den sozialen Austausch und die soziale Unterstützung einer Gemeinschaft, um ein ausreichendes Funktionsniveau erhalten zu können. Herrscht ein Mangel an sozialer Unterstützung durch die Arbeitskollegen, erhöht sich die Wahrscheinlichkeit für ein Burnout. Der fünfte Aspekt eines positiven Arbeitserlebnisses ist objektiv schwer zu messen, subjektiv gesehen aber sehr bedeutsam. Die wahrgenommene Fairness am Arbeitsplatz hat einen bedeutenden Einfluss auf die Entwicklung eines Burnouts. Mangelt es an Fairness oder werden Entscheidungen als unfair wahrgenommen, beschleunigt das Gefühl von Ungerechtigkeit die Entwicklung von Zynismus und emotionaler Erschöpfung. Die letzte Rahmenbedingung in der Entstehung von Burnout bezieht sich auf die Wertvorstellungen innerhalb einer Organisation und die Wertvorstellungen des Arbeitnehmers. Unterscheiden sich die Wertvorstellungen des Arbeitnehmers von denen der Organisation oder widersprechen sich mehrere Wertvorstellungen innerhalb des Unternehmens, kann das die Entstehung eines Burnouts begünstigen (Maslach & Leiter, 1997; Maslach et al., 2001).

Folgen eines Burnouts.

Die Konsequenzen von Burnout sind sowohl für den Arbeitgeber als auch den Arbeitnehmer oft negativ spürbar. Bei einem erhöhten Risiko für Burnout kommt es vermehrt zu Fehlzeiten und Absenzen. Zusätzlich verstärkt sich die Absicht des Arbeitnehmers, das Dienstverhältnis beenden zu wollen, und die Fluktuationsrate eines Unternehmens steigt an (Jones & Gates, 2007; Maslach et al., 2001). Erhöhte Burnout-Werte stehen in Zusammenhang mit einer geringeren Produktivität, einer verminderten Arbeitsmoral, einer erhöhten Distanzierung und einer reduzierten Bereitschaft, eine gute Arbeitsleistung erbringen zu wollen (Boyle, 2011; Jones & Gates, 2007; Maslach et al., 2001). All diese Konsequenzen wirken sich negativ auf die Qualität der Patientenbetreuung aus, was sich auch in einer verminderten Patientensicherheit und einer erhöhten Unzufriedenheit der PatientInnen bemerkbar macht (Burtson & Stichler, 2010; Hunsaker et al., 2015). Zusätzlich kann die Entstehung von Burnout bei einem Arbeitnehmer dazu führen, dass die verminderte Arbeitsleistung dieses

Arbeitnehmers die Arbeitsbelastung für Kollegen erhöht und betroffene Kollegen ihrerseits ebenfalls ein Burnout entwickeln (Maslach et al., 2001). Dadurch kann eine negative Spirale des Burnouts mit einer zusammenhängenden Verschlechterung der Arbeitsqualität in einem Betrieb ausgelöst werden.

Abgesehen von den arbeitsrelevanten Konsequenzen treten oft auch mentale, physische und emotionale Gesundheitsprobleme in Zusammenhang mit erhöhten Burnout-Werten auf (Hunsaker et al., 2015; Maslach et al., 2001). Arbeitnehmer, die an Burnout erkrankt sind, berichten auch von Angstgefühlen, erhöhten Depressionswerten, Anzeichen von Zuständen der Apathie und der Distanzierung sowie von erhöhtem Missbrauch rauschhafter Substanzen (Boyle, 2011; Jones & Gates, 2007; Maslach et al., 2001).

Abgrenzung Burnout von Compassion Fatigue.

In der Abgrenzung von Burnout zu Compassion Fatigue bzw. zu sekundärem traumatischen Stress ist vor allem die auslösende Ursache der Symptome hervorzuheben (Hunsaker et al., 2015). Während die negativen Folgen von Compassion Fatigue vor allem durch die Fähigkeit zur empathischen Beziehung zwischen der pflegenden Person und den PatientInnen bedingt sind (Duarte et al., 2016; Figley, 1995), sind die nachteiligen Effekte von Burnout meist auf Faktoren des Arbeitsumfeldes zurückzuführen (Flarity, Gentry, & Mesnikoff, 2013). Weil beide Konstrukte unter anderem durch einen Erschöpfungszustand charakterisiert sind und sich auch in ihren Folgen oft überschneidende Effekte zeigen (Hunsaker et al., 2015), ist die Unterscheidung nach der Herkunft der Probleme nicht unerheblich. Shoji und Kollegen (2015) untersuchten die Wirkmechanismen zwischen Burnout und Compassion Fatigue und kontrollierten, ob (a) Burnout zu Compassion Fatigue führt, (b) Compassion Fatigue zu Burnout führt oder ob (c) eine bidirektionale Entwicklung stattfindet. Basierend auf zwei Längsschnittstudien konnte gezeigt werden, dass eine globale Erschöpfung der Ressourcen die helfende Person für eine sekundäre Traumatisierung durch arbeitsbezogene Stressoren anfälliger macht (Shoji et al., 2015). Ein Effekt von Compassion Fatigue auf Burnout oder eine bidirektionale Wirkrichtung zwischen Burnout und Compassion Fatigue konnte nicht unterstützt werden (Shoji et al., 2015). Während diese Ergebnisse vor allem für präventive und therapeutische Maßnahmen relevant sind, unterstreichen sie außerdem eine konzeptuelle Unabhängigkeit der Konstrukte Burnout und Compassion Fatigue.

Begriffliche Abgrenzung in dieser Studie

Die begriffliche Unterscheidung der Konstrukte Compassion Fatigue, sekundärer traumatischer Stress und Burnout ist in den vorangegangenen Absätzen genauer erläutert worden. Ein bestehendes Problem ist jedoch die konzeptuelle Trennung der drei Konstrukte,

wenn es nach der Professional Quality of Life Scale (Stamm 2005, 2010) geht. Im Manual der Professional Quality of Life Scale von 2005 (Stamm, 2005) wird das Konstrukt der Compassion Fatigue mit dem Konstrukt des sekundären traumatischen Stress und der indirekten Traumatisierung inhaltlich annähernd gleichgestellt. Das Manual der Professional Quality of Life Scale von 2010 (Stamm, 2010) sieht aber eine inhaltliche Gleichstellung nicht mehr vor. Stattdessen wird das Konstrukt der Compassion Fatigue als übergeordneter Faktor der Konstrukte Burnout und sekundärer traumatischer Stress gesehen. Die Begründung für diese Veränderung bleibt Stamm (2010) leider schuldig. Da trotz der Analyse zahlreicher Studien keine klare Schlussfolgerung zur Abgrenzung der drei Konstrukte gezogen werden kann, hält sich diese Studie an die Mehrzahl der Studien und verwendet die Begriffe Compassion Fatigue und sekundärer traumatischer Stress synonym.

Die Schwierigkeiten in der theoretischen Konzeptualisierung und Abgrenzung der Konstrukte Compassion Fatigue und Burnout zeigen sich zunehmend häufiger auch in den psychometrischen Kennwerten der Skalen. Während die Skala Compassion Satisfaction durchgehend gute Werte in Validitäts- und Reliabilitätskennzahlen erreicht, treten vor allem bei der Skala Burnout und der Skala Compassion Fatigue oft Probleme auf (Heritage et al., 2018).

Psychometrische Eigenschaften der Professional Quality of Life Scale

Die Professional Quality of Life Scale ist laut Stamm (2005) eines der meist verwendeten Untersuchungsinstrumente, um die professionelle Lebensqualität in helfenden Berufen zu messen. Als Weiterentwicklung des Compassion Fatigue Self Tests von Figley (1995) beinhaltet die Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) die Konstrukte Compassion Satisfaction, Burnout und Compassion Fatigue. In ihrer Gesamtheit repräsentieren diese drei Konstrukte das Konzept der professionellen Lebensqualität. Während das Konstrukt der Compassion Satisfaction klar formuliert ist, bestehen bei der Trennung der Konzepte Compassion Fatigue, sekundärer traumatischer Stress und Burnout einige konzeptuelle Schwierigkeiten. An manchen Stellen wird Compassion Fatigue als übergeordnete Variable von sekundärem traumatischen Stress und Burnout gesehen (Hemsworth et al., 2018; Stamm, 2010), an anderen Stellen wird Compassion Fatigue als Synonym des Konstruktes sekundärer traumatischer Stress verwendet (Stamm, 2005; Sinclair et al., 2017). In der Konzeption von Stamm (2010) ändert die konzeptuelle Trennung der Konstrukte Compassion Fatigue und sekundärer traumatischer Stress wenig an der dreifaktoriellen Skalenstruktur. Die Professional Quality of Life Scale von 2010 (Stamm) besteht trotz inhaltlicher Trennung der Konstrukte Compassion Fatigue und sekundärer traumatischer

Stress nach wie vor aus denselben drei korrelierenden, aber distinkten Konstrukten wie schon im Manual von 2005 (Stamm, 2005).

Viele Studien verwenden die Professional Quality of Life Scale (Duarte et al., 2016; Heritage et al., 2018; Hunsaker et al., 2015; Stamm, 2005) und bestätigen meist die guten Reliabilitätswerte, die Stamm (2005, 2010) in ihren Manualen bereits beschrieben hat. Eine genaue Untersuchung der psychometrischen Eigenschaften wurde bisher aber nur in einer Handvoll Studien vorgenommen (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016). Dazu kommt, dass die meisten der veröffentlichten Validierungsstudien ausschließlich im Zuge der Validierung von Übersetzungen der Professional Quality of Life Scale in eine andere Sprache entstanden sind (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Samson et al., 2016). Studien, die explizit die psychometrischen Eigenschaften der Originalversion der Professional Quality of Life Scale untersuchen, sind sogar noch seltener (Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018). Hemsworth und Kollegen (2018) kritisieren scharf, dass es kaum explizite Studien zur Untersuchung der Gütekriterien der Professional Quality of Life Scale gibt. Auch weisen sie darauf hin, dass bereits in früheren Studien (Bride et al., 2007; Watts & Robertson, 2015) Ungereimtheiten zwischen den von Stamm behaupteten Publikationen und den tatsächlichen Publikationen aufgedeckt worden sind. Eine dieser Ungereimtheiten bezieht sich auf eine Multi-Trait-Multi-Method-Matrix-Studie, die im Manual von 2005 (Stamm, 2005) erwähnt wird, deren Quelle in der neueren Version des Manuals (Stamm, 2010) aber nicht mehr aufscheint. Es wird auch kritisch beobachtet, dass die meisten Studien zur Messung der Validität der Professional Quality of Life Scale nicht in Journalen mit Peer-Review erschienen sind und oftmals auch nicht nachvollziehbar ist, mit welchen statistischen Methoden gerechnet wurde (Heritage et al., 2018). Diese Kritikpunkte, gemeinsam mit der außerordentlich häufigen Verwendung der Professional Quality of Life Scale in der Forschung, geben Anlass, die psychometrischen Kriterien der Skala genauer zu untersuchen.

Eine der Studien, die sich ausschließlich mit der Untersuchung der psychometrischen Eigenschaften der Professional Quality of Life Scale befasst hat, ist die Studie von Hemsworth und Kollegen (2018). Anhand drei unterschiedlicher Stichprobensätze wurde die fünfte Version der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) auf ihre psychometrische Güte geprüft. Die Stichprobe setzte sich dabei aus einem Datensatz von Pflegekräften einer Palliativstation aus Kanada und zwei weiteren Datensätzen von Krankenschwestern aus kanadischen sowie australischen Spitälern zusammen (Hemsworth et al., 2018). Untersucht wurde die psychometrische Güte durch Inter-Item-Korrelationen, Reliabilitätstests, Tests zur Prüfung der konvergenten und diskriminanten Validität sowie einer Prüfung der

Konstruktvalidität. Zusätzlich wurde eine exploratorische Faktorenanalyse durchgeführt, um mögliche Artefakte problematischer Items der Skala Burnout zu untersuchen.

Die Ergebnisse zu den Inter-Item-Korrelationen zeigen, wie gut die Items einer Skala durchschnittlich miteinander korrelieren. Im Prinzip sind mittlere bis hohe Korrelationen erwünscht, da die Items innerhalb einer Skala dasselbe dahinterliegende Konstrukt messen sollen. In der Studie von Hemsworth und Kollegen (2018) zeigte sich über alle drei Stichprobensätze hinweg ein ähnliches Bild. Während die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation der Skala Compassion Satisfaction über alle drei Stichprobensätze hinweg gute Werte aufwies, fiel die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation der Skala sekundärer traumatischer Stress in einem der drei Datensätze niedriger als gewünscht aus (Hemsworth et al., 2018). Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation der Skala Burnout war gerade einmal in einem der drei Datensätze knapp akzeptabel und fiel in den anderen zwei Datensätzen unter den gewünschten Wert (Hemsworth et al., 2018). Zusammenfassend zeigten sich gute Werte für die Skala Compassion Satisfaction, während bei den Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress einige Bedenken blieben.

Die Prüfung der Reliabilität zeigte für alle drei Skalen und in allen drei Stichprobensätzen akzeptable bis gute Werte sowohl für das berechnete Cronbachs α als auch für die kongenerische Reliabilität (Hemsworth et al., 2018). Jedoch lagen auch hier die Werte der Skala Compassion Satisfaction deutlich höher als die Werte der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Ein Weglassen von Items bewirkte keine großartige Veränderung in den Reliabilitätswerten der jeweiligen Skalen (Hemsworth et al., 2018), sodass von einer akzeptablen bis guten Reliabilität in allen Skalen ausgegangen werden kann.

Die Validitätsanalyse der Professional Quality of Life Scale von Hemsworth und Kollegen (2018) ist genauer als jene der Übersetzungsstudien und bietet einen guten Einblick in die psychometrischen Eigenschaften der jeweiligen Skalen. Die konvergente Validität wurde durch die durchschnittlich erfasste Varianz untersucht, die mit einem kritischen Wert von 50% angegeben ist. Während die Skala Compassion Satisfaction über alle Datensätze hinweg Werte von über 50% erreichte, verfehlte die Skala sekundärer traumatischer Stress diesen kritischen Wert knapp in allen Datensätzen. Die Skala Burnout lag in allen Datensätzen deutlich unterhalb der gewünschten 50% Varianzerklärung. Die diskriminante Validität und die Konstruktvalidität der drei Skalen Compassion Satisfaction, Burnout und sekundärer traumatischer Stress war über alle drei Stichprobensätze hinweg akzeptabel. Bei zusätzlicher Betrachtung der berechneten Fit-Indizes zeigte sich, dass hier die Skala Compassion Satisfaction und die Skala sekundärer traumatischer Stress in allen

Stichprobensätzen eine gute Modellpassung aufwiesen, während die Skala Burnout in allen Datensätzen knapp unter den empfohlenen Werten lag (Hemsworth et al., 2018).

Hemsworth und Kollegen (2018) betrachteten auch die Item-Ladungen der Skalen näher und fanden vor allem niedrige Ladungen in allen negativ formulierten bzw. rückwärts kodierten Items der Skala Burnout und zwei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 2 und Item 5). Gerade die negativ polierten Items der Skala Burnout (Item 1, Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29) haben bereits in anderen Studien Aufmerksamkeit erregt (Duarte, 2017; Samson et al., 2016). Um ein Artefakt der Rückwärtskodierung zu untersuchen, berechneten Hemsworth und Kollegen (2018) zusätzlich eine exploratorische Faktorenanalyse. Die Ergebnisse der exploratorischen Faktorenanalyse unterstützen die Ansicht, dass die fünf negativ formulierten und umzukodierenden Items der Skala Burnout einen Einfluss auf die psychometrischen Eigenschaften der Skala Burnout haben.

Samson und Kollegen (2016) berichteten bei der Validierung der hebräischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale von ähnlichen Schwierigkeiten mit den negativ formulierten und rückwärts kodierten Items der Skala. Die exploratorische Faktorenanalyse ergab zwar eine dreifaktorielle Faktorenladung der Items, jedoch luden nur achtundzwanzig der dreißig Items auf die drei Faktoren und diese nicht immer in der vorhergesehenen Zugehörigkeit (Samson et al., 2016). So befanden sich auf dem Faktor der Skala Compassion Satisfaction die zehn Original-Items inklusive vier der fünf rückwärtskodierten Items der Skala Burnout. Da die Reliabilität der Skala jedoch nur dann gegeben war, wenn die zehn ursprünglichen Items berücksichtigt wurden, wurden die vier rückwärtskodierten Items der Skala Burnout zur Gänze ausgeschlossen (Samson et al., 2016). Auf der Skala sekundärer traumatischer Stress luden acht der ursprünglich zu dieser Skala gehörigen Items (Item 2, Item 5, Item 7, Item 9, Item 13, Item 14, Item 23 und Item 25) und zwei Items der Skala Burnout (Item 8 und Item 10). Die Reliabilität der Skala mit diesen zehn Items war zufriedenstellend (Samson et al., 2016). Der Faktor der Skala Burnout beinhaltete in der Studie von Samson und Kollegen (2016) nur drei Items der originalen Struktur (Item 19, Item 21 und Item 26), zeigte aber mit einer Reliabilität von Cronbachs $\alpha=.69$ vergleichbare Reliabilitätswerte aus anderen Studien (Stamm, 2010). Sowohl die konvergente Validität als auch die Konstruktvalidität der Kurzversion mit 23 Items war zufriedenstellend (Samson et al., 2016).

Galiana und Kollegen (2017) untersuchten die psychometrischen Eigenschaften der spanischen und portugiesischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale und fanden in ihrer konfirmatorischen Faktorenanalyse eine adäquate Modellpassung für beide Stichproben. Problematisch zeigten sich Item 2, Item 4 und Item 29 sowie die Reliabilität der Skala Burnout (Galiana et al., 2017). Da zwei der problematischen Items aus der Skala

Burnout stammten und zu den rückwärts zu kodierenden Items zählten, schlossen Galiana und Kollegen (2017) auf methodische Artefakte der negativen Formulierung. Die ursprünglich gesehenen Vorteile einer negativen Formulierung sind in neueren Studien widerlegt worden (Dalal & Carter, 2015; Galiana et al., 2016). Es gilt als gesichert, dass eine negative Formulierung von Items ein voreingenommenes Antwortverhalten nicht reduzieren kann, dass negativ und positiv formulierte Items nicht zwangsläufig dasselbe Konstrukt messen und dass die negative Formulierung von Items sehr wohl einen Einfluss auf die Qualität, Reliabilität und Validität einer Skala haben kann (Galiana et al., 2017).

Die Schwierigkeiten mit der negativen Formulierung beziehungsweise der Umpolung von Items sind möglicherweise auch der Grund, warum alle rückwärts zu kodierenden Items der Skala Burnout aus der portugiesischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale in der Modellprüfung von Duarte (2017) exkludiert werden mussten. Duarte (2017) prüfte die Modellpassung der portugiesischen Version der Professional Quality of Life Scale mittels einer konfirmatorischen Faktorenanalyse und den zugehörigen Fit-Indizes. Modell 1, das die Originalstruktur der Professional Quality of Life Scale widerspiegelte, erreichte nur eine schlechte Modellpassung (Duarte, 2017). In Modell 2 wurden nur jene Items aufgenommen, die eine Faktorenladung von größer 0.50 aufwiesen, was zur Entfernung der Items 1, 4, 15, 17 und 29 der Skala Burnout, der Items 2, 5, 7, 14 und 28 der Skala sekundärer traumatischer Stress und des Items 27 der Skala Compassion Satisfaction führte (Duarte, 2017). Modell 2 zeigte bereits eine bessere Modellpassung, jedoch wurden in einem dritten Schritt nach statistischen und theoretischen Überlegungen zwei Items aus zwei verschiedenen Skalen getauscht. Item 8 aus der Skala Burnout wurde auf die Skala sekundärer traumatischer Stress übersiedelt und Item 11 aus der Skala sekundärer traumatischer Stress zu der Skala Burnout hinzugefügt (Duarte, 2017). Die statistische Begründung lag in der positiven Korrelation des jeweiligen Items mit der neu zugehörigen Skala. Die theoretische Begründung lag in der inhaltlichen Bedeutung der jeweiligen Items. Mit der Formulierung „Ich bin nicht so produktiv bei der Arbeit, weil ich Schlaf wegen traumatischen Erfahrungen einer Person, der ich helfe, verliere.“ passt Item 8 theoretisch besser zum Konstrukt der Compassion Fatigue bzw. zum Konstrukt des sekundären traumatischen Stresses (Duarte, 2017). Item 11 hingegen entspricht inhaltlich eher einem allgemeinen Spannungszustand, der nicht spezifisch durch die Erfahrung eines sekundären Traumas herbeigeführt sein muss. Das daraus resultierende Modell 3, bestehend aus 19 Items, zeigte eine gute Reliabilität, eine gute Konstruktvalidität und eine überzeugende konvergente Validität über alle drei Skalen hinweg (Duarte, 2017).

Heritage und Kollegen (2018) untersuchten die psychometrischen Eigenschaften der Professional Quality of Life Scale mittels einer Rasch-Analyse und kürzten die revidierte

Version sogar auf nur mehr zwei Skalen. Die Skala Compassion Satisfaction blieb mit allen zehn Original-Items bestehen, während die Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress von 20 auf 11 Items gekürzt und unter dem Konstrukt Compassion Fatigue vereint wurden.

Der theoretische Ansatz der Rasch-Analyse unterscheidet sich vom Ansatz der klassischen Testtheorie in dem Sinn, dass nicht gemessen wird, wie gut die Modellpassung eines Instruments für einen bestimmten Datensatz ist, sondern wie gut die einzelnen Items einer Skala die zugrundeliegende Fähigkeit oder Eigenschaft einer Person repräsentieren (Heritage et al., 2018; Rasch, 1992). Dazu wird pro Skala eine Rasch-Analyse durchgeführt, und die Güte der Skala entscheidet sich vor allem durch Schätzungen der Personen-Reliabilität und der Item-Reliabilität.

Für die Skala Compassion Satisfaction ergab die Rasch-Analyse sowohl exzellente Schätzungen der Item-Reliabilität als auch der Personen-Reliabilität, was auf eine generelle gute Modell-Güte der Skala Compassion Satisfaction hinweist. Die zehn Items der Skala Compassion Satisfaction wurden alle beibehalten, da die standardisierten Residuen-Korrelationen der Items jeweils unter $r < .70$ lagen und daher keine Redundanz der Items bestand (Heritage et al., 2018).

Bei den Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress fanden sich einige Probleme bei der Messgenauigkeit der Items. In einem mehrteiligen Prozess wurde aus den Items der ursprünglich separaten Skalen die Skala Compassion Fatigue zusammengesetzt (Heritage et al., 2018). Interessanterweise zeigte sich in der ersten Analyse die beste Passung für die Skala Burnout in einem zweifaktoriellen Modell. Das zweifaktorielle Modell erreicht durch den limitierten Itempool der dabei entstehenden zwei Subskalen jedoch nur eine unzufriedenstellende Reliabilität (Heritage et al., 2018). Für die Skala sekundärer traumatischer Stress konnte wegen einiger nicht passender Items sowie wegen Problemen bei 60% der Items mit einer differentiellen Itemfunktion kein adäquates Rasch-Modell erstellt werden. Daher wurde konzeptionell der Schritt zu einem übergreifenden Compassion-Fatigue-Faktor gemacht, der sowohl aus Items der Skala Burnout als auch aus Items der Skala sekundärer traumatischer Stress bestand (Heritage et al., 2018). Zur Itemauswahl wurden Dimensionalitätstests durchgeführt, die in einer ersten Überprüfung eine Gruppe von Items identifizierte, die ein eigenes Cluster bildeten. Dieses Cluster inkludierte alle negativ formulierten Items der Skala Burnout (Item 1, Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29). Da diese Items nur eine geringe geteilte Varianz mit den anderen Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress teilten, wurden diese Items exkludiert (Heritage et al., 2018). Die bestehenden 15 Items wiesen eine adäquate Personen- und Item-Reliabilität sowie ein gutes Cronbachs α auf.

Analysen zu den Infit/Outfit-mean-square-Koeffizienten der Items zeigten für weitere vier Items eine substantielle Varianzerklärung außerhalb des zugrundeliegenden Faktors (Heritage et al., 2018). Items, die beträchtliche Varianz außerhalb des Faktors Compassion Fatigue erklärten, waren Item 2, Item 5, Item 7, und Item 28. Nach dem Ausschluss dieser Items zeigte der Faktor Compassion Fatigue eine adäquate Personen- und Item-Reliabilität sowie eine gute Skalenreliabilität (Heritage et al., 2018). Die Zusammenfassung der Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress zu einem übergreifenden Faktor Compassion Fatigue hat weitreichende theoretische Konsequenzen und bringt nicht unbedingt Licht in das theoretische Chaos um das Konzept der Compassion Fatigue. Während in der Praxis weiterhin die Professional Quality of Life Scale als dreifaktorielle Skala verwendet wird, die drei distinkte Konstrukte misst, deuten viele Anzeichen darauf hin, dass vor allem die Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress nicht so eindeutig abgrenzbar sind, wie sie von Stamm (2005, 2010) angenommen werden. Heritage und Kollegen (2018) unterstreichen mit ihrer Studie die Notwendigkeit nach weiteren psychometrischen Untersuchungen zur Güte der Professional Quality of Life Scale, damit die praktische Nutzung dieses Screening-Instrumentes auch theoretisch gesichert ist.

Normierung der Professional Quality of Life Scale

Die Professional Quality of Life Scale ist primär als Screening-Instrument gedacht (Stamm, 2010) und wird in der Forschung auch primär als ein solches verwendet (Durkin et al., 2016; Hegney et al., 2014; Ray et al., 2013). Für eine vergleichbare Interpretation der Skalenscores schlägt Stamm (2005, 2010) in ihren Manualen Cutoff-Werte für niedrige, mittlere und hohe Ausprägungen vor, die dem Median und den 25. und 75. Perzentilen der zugrundeliegenden Stichprobe entsprechen. Angaben zur genauen Zusammensetzung der Stichprobe, aus der diese Cutoff-Werte berechnet werden, fehlen in beiden Manualen und machen eine Vergleichbarkeit über verschiedene Stichproben hinweg schwierig. Zudem bestehen Unterschiede in den angegebenen Werten zwischen dem Manual von 2005 und dem Manual von 2010. In dem zuletzt erschienenen Manual der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) werden gleich hohe Durchschnittswerte für geringe, mittlere und hohe Ausprägungen in allen drei Skalen vorgeschlagen. De La Rosa, Webb-Murphy, Feserman und Johnson (2018) berechneten die mittleren Rohwerte von 5306 Personen aus 30 Studien und stellten fest, dass die Cutoff-Werte nicht über alle drei Skalen hinweg gleichverteilt sind. Compassion-Satisfaction-Werte zeigten sich tendenziell etwas höher als Burnout-Werte, und Burnout-Werte waren tendenziell etwas höher als Compassion-Fatigue-Werte ausgeprägt. Die Art dieser Rohwertverteilung entspricht den Normierungsangaben des Manuals von 2005 (Stamm, 2005), und daher stellt sich die Frage, welche Normwertangaben nun realistischer

sind. Da ein Mangel an Normierungsstudien zur Professional Quality of Life Scale vorliegt, ist es durchaus von Interesse herauszufinden, inwiefern sich verschiedene Stichproben in der Ausprägung ihrer Normwerte unterscheiden.

Hinweise auf Unterschiede in den mittleren Skalenscores hinsichtlich demografischer Daten, wie dem Alter oder dem Geschlecht, lassen sich nur vereinzelt aus Validierungsstudien und anderen Forschungsergebnissen entnehmen (Duarte, 2017; Kim, Han, Kwak, & Kim, 2015; Kolthoff & Hickman, 2017; Mooney et al., 2017) und ergeben im Allgemeinen kein konklusives Bild. In der Untersuchung zu Geschlechtsunterschieden zum Beispiel gibt es Ergebnisse, die darauf hinweisen, dass Frauen höhere mittlere Skalenscores auf der Skala Compassion Satisfaction erreichen als Männer (Duarte, 2017; Sacco et al., 2015). Gleichzeitig gibt es Studien, die einen genau gegengerichteten Effekt gefunden haben (Mooney et al., 2017). Die Forschungslage zu Unterschieden in den mittleren Skalenscores nach Berufsgruppe ist ebenfalls uneinheitlich und oft sehr spezifisch auf eine bestimmte Berufssparte begrenzt (Mooney et al., 2017; Tay, Earnest, Tan, & Ming, 2014). Studien zum Einfluss der Berufserfahrung ergeben ebenfalls oft widersprüchliche Ergebnisse. Manche Studien berichten von Unterschieden (Mooney et al., 2017; Tay et al., 2014), andere Studien finden keine Unterschiede (Duarte, 2017; Kim et al., 2015; Potter et al., 2010).

Um ein wenig Licht in das Dunkel der Normierung zu bringen, sollen die Daten aus der vorliegenden Studie nicht nur für eine Validierung der Professional Quality of Life Scale verwendet werden, sondern auch dafür herangezogen werden, eine stichprobenübergreifende Normierung zu erstellen.

Zielsetzung der Studie

Die vorliegende Studie hat zum Ziel, die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale zu validieren und einen Beitrag zu den Erkenntnissen über die psychometrischen Eigenschaften der Skala zu leisten. In einem ersten Schritt sollen die psychometrischen Eigenschaften der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale überprüft werden. Von besonderem Interesse sind dabei die Faktorenstruktur sowie Reliabilitäts- und Validitätswerte, die über eine gute Modellpassung Aufschluss geben können. Außerdem soll die Frage geklärt werden, ob die Gütekriterien auch über verschiedene Stichprobenpopulationen im Gesundheits- und Sozialbereich hinweg ähnlich ausgeprägt sind, und falls dies gegeben ist, soll in einem zweiten Schritt eine Erstellung von normativen Richtwerten vorgenommen werden.

Methode

Stichprobe

Die Gesamtstichprobe $N = 989$ setzt sich aus drei kleineren Stichproben zusammen, die im Rahmen von drei unterschiedlichen Masterarbeiten erhoben wurden. In allen Stichproben wurde die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) vorgegeben. Die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale wurde im Rahmen eines Universitätsseminars erstellt. Für die drei Masterarbeiten wurde eine österreichische Übersetzung gewählt, da manche Begriffe der deutschen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale in Österreich nicht übergreifend bekannt sind. Die Stichproben der drei Masterarbeiten wurden unabhängig voneinander erhoben und überschneiden sich in ihren TeilnehmerInnen nicht. Im folgenden Abschnitt werden die genauen Zusammensetzungen der jeweiligen Stichproben beschrieben.

Stichprobe Stefan Bergs.

Die Masterarbeit von Stefan Bergs (2018) umfasste eine Stichprobe von $N = 403$ Personen. Die TeilnehmerInnen beantworteten einen 109 Items umfassenden Fragebogen, der unter anderem auch die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale enthielt. Die TeilnehmerInnen waren im Durchschnitt $M = 39.83$ Jahre alt ($SD = 12.33$), mit einem Minimum von 20 Jahren und einem Maximum von 77 Jahren. Die Stichprobe bestand aus 249 Frauen (61.8%) und 154 Männern (38.2%). Der Großteil der TeilnehmerInnen, 59.3%, gab eine österreichische Nationalität an, während 32.3% der TeilnehmerInnen eine deutsche und 7.7% der TeilnehmerInnen eine andere Nationalität angaben. Drei TeilnehmerInnen (0.7%) machten keine Angaben zu ihrer Nationalität. Zum Zeitpunkt der Befragung lebten viele der TeilnehmerInnen in einer Beziehung (74.4%) oder waren geschieden (10.2%). Circa 15.4% der TeilnehmerInnen waren zum Zeitpunkt der Befragung ledig oder verwitwet. Genaue Informationen zum Familienstand der TeilnehmerInnen sind in Tabelle 1 zu sehen.

Das Bildungsniveau der TeilnehmerInnen war generell eher hoch, mit 77.7% der TeilnehmerInnen, die einen zur Matura äquivalenten oder höheren Bildungsabschluss aufwiesen, und 22.3% der TeilnehmerInnen, die ihre Ausbildung mit einem niedrigeren Bildungsabschluss als einer Matura abgeschlossen haben. Genauere Informationen zum Bildungsniveau befinden sich in Tabelle 2. Die Zuteilung zu Berufsgruppen zeigt, dass 35.0% der TeilnehmerInnen im pflegenden Bereich, 16.9% der TeilnehmerInnen im medizinischen Bereich und 20.1% der TeilnehmerInnen im psychologisch-psychotherapeutischen Bereich arbeiteten. 20.6% der TeilnehmerInnen gaben an, im Bereich der Sozialarbeit und

Sozialpädagogik tätig zu sein, und 7.4% der TeilnehmerInnen gaben eine sonstige medizinisch-therapeutische Tätigkeit an. Im Durchschnitt arbeiteten die TeilnehmerInnen $M = 37.83$ Stunden in der Woche ($SD = 9.03$), mit einem Minimum von 8 Stunden in der Woche und einem Maximum von 70 Stunden in der Woche. Die durchschnittliche Berufserfahrung der TeilnehmerInnen lag bei $M = 12.14$ Jahren ($SD = 11.07$), mit einem Minimum von einem halben Jahr und einem Maximum von 45.5 Jahren. Zum Beschäftigungsausmaß gibt Tabelle 3 einen genauen Überblick. Im Allgemeinen gaben 68.0% der TeilnehmerInnen an, in Vollzeitbeschäftigung zu arbeiten, und 27.5% der TeilnehmerInnen, in Teilzeitbeschäftigung zu arbeiten. In geringfügiger Beschäftigung waren 1.3% der TeilnehmerInnen tätig.

Stichprobe Maximilian Hasse.

In der Masterarbeit von Maximilian Hasse (2019) wurden die ausgefüllten Fragebögen von $N = 200$ Personen aus helfenden Berufen im Gesundheits- und Sozialbereich ausgewertet. Die TeilnehmerInnen waren im Durchschnitt $M = 35.11$ Jahre alt ($SD = 11.24$), mit einem Minimum von 18 Jahren und einem Maximum von 68 Jahren. 164 Personen (82.0%) waren weiblich und 35 Personen (17.5%) männlich. Eine Person (0.5%) ordnete sich keiner der beiden Kategorien zu. Der Großteil der Stichprobe, 69.0%, gab eine deutsche Nationalität an. Ein Viertel der TeilnehmerInnen (25.0%) gab an, eine österreichische Nationalität zu haben, und 6.0% gaben eine andere Nationalität an. Wie die Informationen zum Familienstand in Tabelle 1 zeigen, lebte ein großer Teil der TeilnehmerInnen in einer Beziehung oder Ehe (70.8%), während knapp ein Drittel (29.2%) ledig, getrennt oder verwitwet war.

Das Bildungsniveau der Stichprobe war auch in dieser Stichprobe sehr hoch (siehe Tabelle 2). Mit einem Bildungsabschluss, äquivalent zu einer oder höher als eine Matura, schlossen 77.5% der TeilnehmerInnen ihre Ausbildung ab. Einen Bildungsabschluss niedriger als Matura hatten 22.5% der TeilnehmerInnen. Knapp die Hälfte der Stichprobe (49.3%) arbeitete zum Zeitpunkt der Befragung im Bereich der Sozialarbeit und Sozialpädagogik. Im pflegenden Bereich waren 32.7% tätig, während 7.0% der TeilnehmerInnen eine Tätigkeit im psychologisch-psychotherapeutischen Bereich und 5.0% der TeilnehmerInnen eine Tätigkeit im medizinischen Bereich ausübten. In sonstigen medizinisch-therapeutischen Tätigkeiten arbeiteten zum Zeitpunkt der Befragung 6.0% der TeilnehmerInnen.

Im Durchschnitt arbeiteten die TeilnehmerInnen $M = 35.41$ Stunden ($SD = 9.74$) pro Woche, mit einem Minimum von 7 Stunden in der Woche und einem Maximum von 70 Stunden in der Woche. Die durchschnittliche Berufserfahrung der TeilnehmerInnen lag bei $M = 9.36$ Jahren

($SD = 9.48$), mit einem Minimum von einem halben Jahr und einem Maximum von 40 Jahren. Der Großteil der TeilnehmerInnen war in Vollzeitbeschäftigung (49.5%) oder in Teilzeitbeschäftigung (43.0%) angestellt. In geringfügiger Beschäftigung tätig waren zum Zeitpunkt der Befragung 2.0% der TeilnehmerInnen; 5.5% der TeilnehmerInnen gaben ein anderes Beschäftigungsverhältnis an.

Stichprobe Sarah Hoffmann.

Die Stichprobe von $N = 386$ Personen wurde im Rahmen der Masterarbeit von Sarah Hoffmann (2018) erhoben. In der Originalarbeit bestand die Stichprobe aus $N = 335$ Personen, da zwei Einschluss- bzw. Ausschlusskriterien verwendet wurden, die zum Ausschluss von 51 Personen führten. Das erste Einschlusskriterium erforderte, dass die TeilnehmerInnen seit mindestens sechs Monaten im Gesundheits- und Sozialbereich tätig waren. Zehn TeilnehmerInnen erfüllten dieses Kriterium nicht. Als zweites Einschlusskriterium wurde von den TeilnehmerInnen der Studie gefordert, dass ihre primäre Beschäftigung mit einer Klientengruppe stattfand, die mindestens zu 75 Prozent aus Kindern und Jugendlichen sowie deren Familienangehörigen bestand. In der Originalarbeit erfüllten 41 Personen dieses Kriterium nicht. Da die Einschlusskriterien für die vorliegende Studie nicht unmittelbar von Bedeutung sind, wurden die insgesamt zuvor 51 ausgeschlossenen Personen in die Analysen miteinbezogen. Erhoben wurde die Stichprobe von Anfang Februar 2018 bis Ende März 2018. Ein 82 Items umfassender Fragebogen, der auch die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale enthielt, wurde auf einer Online-Plattform vorgegeben.

Das durchschnittliche Alter der Stichprobe lag bei $M = 42.48$ Jahren ($SD = 10.89$), mit einem Minimum von 19 Jahren und einem Maximum von 69 Jahren. Von den 386 TeilnehmerInnen waren 303 Frauen (78.5%), 82 Männer (21.2%), und eine Person gab an, sich einem anderen Geschlecht zugehörig zu fühlen (0.3%). Die TeilnehmerInnen kamen zum Großteil aus Österreich (94.8%), danach aus Deutschland (3.1%) und anderen Ländern (2.1%). In der Masterarbeit von Sarah Hoffmann wurden keine Informationen zum Familienstand erhoben.

In Bezug auf das Bildungsniveau gibt Tabelle 1 einen genauen Überblick. Das Bildungsniveau war, wie in den anderen Stichproben, sehr hoch. 89.6% der TeilnehmerInnen hatten einen mindestens zur Matura äquivalenten oder höheren Abschluss, während 10.4% der TeilnehmerInnen einen Bildungsabschluss ohne Matura hatten. Zur Zusammensetzung der Berufsgruppen kann zusammengefasst gesagt werden, dass 20.2% der TeilnehmerInnen aus dem pflegenden Bereich, 8.0% der TeilnehmerInnen aus dem medizinischen Bereich und 22.8% der TeilnehmerInnen aus dem psychologisch-

psychotherapeutischen Bereich kamen. 46.9% der TeilnehmerInnen übten einen Beruf im Bereich der Sozialarbeit oder Sozialpädagogik aus und 2.1% der TeilnehmerInnen einen Beruf in einem sonstigen medizinisch-therapeutischen Beruf aus.

Im Durchschnitt arbeiteten die TeilnehmerInnen $M = 34.77$ Stunden in der Woche ($SD = 9.69$), mit einem Minimum von 5 Stunden in der Woche und einem Maximum von 70 Stunden in der Woche. Die durchschnittliche Berufserfahrung der TeilnehmerInnen betrug $M = 16.33$ Jahre ($SD = 10.17$), mit einem Minimum von einem halben Jahr und einem Maximum von 41 Jahren. Das Beschäftigungsausmaß kann Tabelle 3 entnommen werden. 59.1% der TeilnehmerInnen gaben an, Vollzeit beschäftigt zu sein, 39.6% der TeilnehmerInnen gaben an, in Teilzeitbeschäftigung zu arbeiten, und 0.3% der TeilnehmerInnen waren zum Erhebungszeitpunkt in einem geringfügigen Beschäftigungsverhältnis.

Untersuchungsdurchführung

Die vorhandenen Datensätze wurden auf Vollständigkeit in der Beantwortung der Professional Quality of Life Scale überprüft und zur Analyse herangezogen. Fehlende Werte wurden in Übereinstimmung mit den Empfehlungen des Manuals (Stamm, 2010) dann als „fehlend“ kodiert und für die Berechnung der Skalenscores nicht berücksichtigt, wenn die Anzahl der fehlenden Items 10% überstieg. Fälle, die mehr als drei fehlende Items beinhalten, und in denen somit weniger als 90% des Fragebogens beantwortet sind, sollen nach Stamm (2010) von der Analyse ausgeschlossen werden. Da in allen Stichproben und bei allen TeilnehmerInnen zumindest 90% der Items der Professional Quality of Life Scale beantwortet wurden, mussten keine Fälle von der Analyse der psychometrischen Eigenschaften ausgeschlossen werden. Zudem wurden die Stichproben auf Normalverteilung, Ausreißer und die Erfüllung der Voraussetzungen der geplanten statistischen Verfahren geprüft. Die genauere statistische Analyse wird im Anschluss an den Punkt „Fragestellungen und Hypothesen“ erläutert.

Studiendesign

In allen drei Masterarbeiten wurde die Stichprobe in einem empirisch quantitativen Querschnittsdesign erhoben. Es wurde ein Ausschnitt der Bevölkerung zu einem einmaligen Zeitpunkt durch eine Fragebogenbatterie befragt.

Tabelle 1

Familienstand

	Bergs		Hasse	
	<i>n</i>	Prozent	<i>n</i>	Prozent
ledig	53	13.2	51	25.7
in einer Beziehung / verheiratet	298	74.4	133	70.8
getrennt / geschieden	41	10.2	3	1.5
verwitwet	5	1.2	4	2.0
anderes	4	1.0	0	-

Anmerkung. Personen, die keine Angaben machten, wurden von den Berechnungen ausgeschlossen.

Tabelle 2

Höchste abgeschlossene Ausbildung

	Bergs		Hasse		Hoffmann	
	<i>n</i>	Prozent	<i>n</i>	Prozent	<i>n</i>	Prozent
Pflichtschule	25	6.2	13	6.5	2	0.5
Lehrabschluss	31	7.7	27	13.5	10	2.6
Meisterprüfung	3	0.7	1	0.5	1	0.3
berufsbildende mittlere Schule	31	7.7	4	2.0	27	7.0
Hochschulreife	76	18.9	46	23.0	71	18.4
Bachelor	41	10.2	54	27.0	58	15.0
Master oder Äquivalent	134	33.3	45	22.5	177	45.8
PhD oder Doktorat	62	15.3	10	5.0	40	10.4

Tabelle 3

Ausmaß der Beschäftigung

	Bergs		Hasse		Hoffmann	
	<i>n</i>	Prozent	<i>n</i>	Prozent	<i>n</i>	Prozent
geringfügige Beschäftigung	5	1.3	4	2.0	1	0.3
Teilzeit	110	27.5	86	43.0	153	39.6
Vollzeit	272	68.0	99	49.5	228	59.1
andere	13	3.2	11	5.5	4	1.0

Anmerkung. Personen, die keine Angaben machten, wurden von den Berechnungen ausgeschlossen.

Untersuchungsinstrument

Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010).

Die Professional Quality of Life Scale ist ein 30 Items umfassendes Screening-Instrument, das aus den drei Subskalen Compassion Satisfaction, sekundärer traumatischer Stress und Burnout besteht. Jede der Subskalen umfasst zehn Items. Im Manual von 2005 (Stamm, 2005) wird die Skala sekundärer traumatischer Stress mit dem Begriff Compassion Fatigue gleichgesetzt. Im Manual von 2010 (Stamm, 2010) hingegen wird der Begriff Compassion Fatigue als Überbegriff für die zwei getrennten Skalen sekundärer traumatischer Stress und Burnout verwendet. Inhaltlich gab es auf Item-Ebene zwischen dem Manual von 2005 (Stamm, 2005) und dem Manual von 2010 (Stamm, 2010) keine Veränderungen. Anhand einer fünf-stufigen Likert-Skala (von 1 = *nie* bis 5 = *sehr oft*) soll beurteilt werden, wie häufig ein beschriebenes Item in dem letzten Monat aufgetreten ist. Über alle drei Subskalen hinweg bedeuten höhere Werte eine stärkere Ausprägung. Für die jeweiligen Skalen kann ein Skalenscore unter Beachtung der invers kodierten Items summiert werden. Die rückwärts zu kodierenden Items befinden sich alle auf der Skala Burnout und inkludieren Item 1, Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29.

Da die Skalen separate Konstrukte messen, wird kein skalenübergreifender Gesamtscore gebildet. Trotz der theoretischen Trennung der Skalen berichtet Stamm (2010) von einer geteilten Varianz der drei Konstrukte. Die Konstrukte Compassion Satisfaction und Compassion Fatigue erklären nur eine geringe gemeinsame Varianz, mit einer Inter-Konstrukt-Korrelation von Compassion Satisfaction und der Skala sekundärer traumatischer Stress von $r = -.23$ (Stamm, 2010). Die Inter-Konstrukt-Korrelation von Compassion Satisfaction und Burnout liegt ebenfalls in einem niedrigen Bereich mit $r = -.14$ (Stamm, 2010). Die gemeinsam erklärte Varianz der Skalen sekundärer traumatischer Stress und Burnout ist mit 34.0% etwas höher. Stamm (2010) erklärt die hohe geteilte Varianz durch den Aspekt des negativ empfundenen Stresses, der in beiden Konstrukten vorkommt. Die Inter-Konstrukt-Korrelation der Skalen sekundärer traumatischer Stress und Burnout ist im Manual (Stamm, 2010) mit $r = .58$ angegeben.

Stamm (2010) gibt die Alpha-Reliabilitäten für die drei Subskalen der Originalversion an, die mit $\alpha = .88$ für die Skala Compassion Satisfaction, $\alpha = .75$ für die Skala Burnout und $\alpha = .81$ für die Skala sekundärer traumatischer Stress in einem akzeptablen bis guten Bereich liegen. Damit weichen die Alpha-Reliabilitäten nur geringfügig von jenen im Vorgänger-Manual (Stamm, 2005) ab. Tabelle 4 zeigt die genaue Übersicht zu den Reliabilitätswerten. Die Konstruktvaliditäten der einzelnen Subskalen zeigten sich als zufriedenstellend (Samson

et al., 2016). Auch die konvergente und diskriminante Validität ist laut Stamm (2005, 2010) ausreichend gesichert.

Tabelle 4

Alpha-Reliabilität Stamm (2005, 2010)

	Manual 2005	Manual 2010
Skala	α	α
Compassion Satisfaction	.87	.88
Burnout	.72	.75
sekundärer traumatischer Stress	.80	.81

Datenaufbereitung

Bevor die Berechnungen zu den psychometrischen Eigenschaften durchgeführt werden konnten, mussten die verschiedenen Datensätze der drei Masterarbeiten vereinheitlicht werden. Dazu wurden in einem ersten Schritt die Variableneigenschaften der demografischen Variablen ermittelt. Für unterschiedliche Variablenformatierungen wurde ein einheitliches System erdacht und, wenn notwendig, wurden Umkodierungen vorgenommen. Besonders bei den Variablen Geschlecht, Berufsgruppe und Beschäftigungsart wurden die Gruppenmarker im Sinne der Einheitlichkeit umkodiert. Für den Datensatz von Hasse wurde zusätzlich die Variable der Berufserfahrung neu berechnet, damit alle Stichprobensätze eine vergleichbare Berufserfahrung (in Jahren) aufwiesen. Zusätzlich zu einer Vereinheitlichung der demografischen Variablen wurden die Items der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) einheitlich beschriftet und für alle Stichproben derselbe Aufbau verwendet. So wurden in die Analyse bereits die umgepolten Items der Skala Burnout miteinbezogen. In einem letzten Schritt wurden der Variablenname, die Variablenbeschriftungen und der Datentyp in allen Variablen angeglichen, um die Zusammenführung der Datensätze zu einem Gesamtdatensatz zu ermöglichen.

Statistische Auswertung

Psychometrische Eigenschaften.

Bei der Beurteilung der psychometrischen Eigenschaften und der damit verbundenen Verwendung von Cutoff-Werten wird die Studie von Hemsworth und Kollegen (2018) als Maßstab herangezogen.

Faktorenanalyse.

Die Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale sowie die faktorenbezogenen Ladungen der einzelnen Items sind bei der Analyse der psychometrischen Eigenschaften von besonderem Interesse. Die Originalstruktur der Professional Quality of Life Scale schlägt drei distinkte Faktoren vor, auf die jeweils zehn Items laden. Um zu überprüfen, ob die von Stamm (2010) vorgeschlagene Faktorenstruktur auch auf die österreichische Übersetzung zutrifft, wurden jeweils eine exploratorische und eine konfirmatorische Faktorenanalyse für alle Stichproben durchgeführt.

Exploratorische Faktorenanalyse.

Nach einer Kontrolle der Stichproben auf fehlende Werte, Ausreißer und Verletzungen der Testvoraussetzungen wurde mit der Analyse der Faktorenstruktur begonnen. Die Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale wurde in einem ersten Schritt durch eine exploratorische Faktorenanalyse mit IBM SPSS 24 ermittelt. Eine exploratorische Faktorenanalyse wurde für alle drei Stichproben separat und zusätzlich für die Gesamtstichprobe durchgeführt. Zur Überprüfung der Angemessenheit des Datensatzes wurden das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium (KMO) und der Bartlett-Test auf Sphärizität berechnet. Zusätzlich wurde die Korrelations-Matrix auf Item-Korrelationen, die niedriger als $r < .3$ oder größer als $r > .8$ sind, geprüft. Die normalerweise vorgeschlagene Exklusion von Items, die Item-Korrelationen von weniger als $r < .3$ oder mehr als $r > .8$ vorweisen (Field, 2016), wurde nicht vorgenommen. Items, die eine geringere gemeinsame Korrelation von $r < .3$ haben, sollten normalerweise vor einer Faktorenanalyse exkludiert werden, da die mindestens erforderliche Korrelation nicht erfüllt ist und gering korrelierende Items die psychometrischen Eigenschaften einer Skala stark beeinträchtigen können (Field, 2016). Items, die gemeinsame Item-Korrelationen von über $r > .8$ aufweisen, sollten ebenfalls exkludiert werden, da eine annähernde Singularität der Items angenommen werden kann (Field, 2016). Zusätzlich wurde die Anti-Image-Korrelationsmatrix auf auffällige Item-Korrelationen geprüft (Field, 2016). Für die Analyse der Faktorenstruktur in dieser Masterarbeit wurden auffällige Items nicht entfernt, da eine Überprüfung der originalen Faktorenstruktur erfolgen sollte.

Die exploratorische Faktorenanalyse wurde mit einer Hauptachsen-Komponenten-Analyse und einer Faktorenextraktion bei Erfüllung des Kaiser-Kriteriums mit einem Eigenwert von größer 1 durchgeführt. Zusätzlich wurde ein Screeplot für die Faktorenextraktion verwendet. Die Rotation der Faktoren fand mit einer obliquen Rotation statt, da eine Korrelation zwischen den Faktoren angenommen werden kann (Stamm, 2005, 2010). Es wurde die

Methode *direct oblimin* in IBM SPSS 24 gewählt mit der vorgewählten Voreinstellung von SPSS. Fehlende Werte wurden listenweise ausgeschlossen.

Konfirmatorische Faktorenanalyse.

Für die Prüfung der Faktorenstruktur durch eine konfirmatorische Faktorenanalyse wurde das Programm IBM SPSS AMOS 26 verwendet. Das Modell der Faktorenstruktur wurde grafisch aufgestellt, so wie es in Abbildung 1 dargestellt ist. Das angenommene Modell nach Stamm besteht aus drei interkorrelierten Faktoren, die die drei Skalen Compassion Satisfaction (CS), Burnout (BO) und sekundärer traumatischer Stress (STS) abbilden. In der Skala Compassion Satisfaction befinden sich Item 3, Item 6, Item 12, Item 16, Item 18, Item 20, Item 22, Item 24, Item 27 und Item 30. Die Skala Burnout umfasst Item 1, Item 4, Item 8, Item 10, Item 15, Item 17, Item 19, Item 21, Item 26 und Item 29. Die Skala sekundärer traumatischer Stress inkludiert Item 2, Item 5, Item 7, Item 9, Item 11, Item 13, Item 14, Item 23, Item 25 und Item 28. Jedem Item wurde eine einzigartige Fehlervarianz zugeordnet.

Die Inter-Konstrukt-Korrelationen zwischen den Skalen sowie die Korrelationen zwischen Item und Skala sind durch Pfeile dargestellt. Für die Berechnung der konfirmatorischen Faktorenanalyse war es notwendig, pro Skala eine Korrelation zwischen der Skala und einem Item auf den Wert 1 zu fixieren. Zur Berechnung wurde die Maximum-Likelihood-Methode gewählt mit einer Schätzung der Mittelwerte und der Intercepte bei fehlenden Werten.

Modell-Fit-Indizes.

Für die Bewertung der Modell-Güte wurden Fit-Indizes herangezogen. Dazu wurden der Chi-Quadrat-Index, der Tucker-Lewis-Index (TLI), der Comparative-Fit-Index (CFI) und der Root-Mean-Square-Error of Approximation (RMSEA) berechnet und mit den jeweiligen Cutoff-Werten verglichen. Die relativ große Anzahl an Fit-Indizes ist auf die Empfehlung von Brown (2015) zurückzuführen, in der eine Mindestanzahl von einem Index pro Index-Kategorie empfohlen wird. Der Chi-Quadrat-Index ist zwar ein Index, der einige Schwächen aufweist, er wird jedoch regelmäßig bei Studien zu konfirmatorischen Faktorenanalysen berichtet (Brown, 2015). Er ist sehr sensitiv gegenüber der Stichprobengröße und wegen der benötigten Stichprobengröße bei konfirmatorischen Faktorenanalysen fast immer positiv. Ein gutes Modell kann angenommen werden, wenn der p -Wert größer als .05 ist. Der Tucker-Lewis-Index (TLI) ist ein nicht-genormter Fit-Index (Brown, 2015) und zeigt ein gutes Modell an, wenn der TLI-Wert über oder gleich dem Wert 0.95 ist. Der Comparative-Fit-Index (CFI) ist ein Index, der wenig sensitiv bei großen Stichproben ist (Brown, 2015), und Werte, die größer oder gleich 0.90 sind, zeigen ein gutes Modell an. Der Root-Mean-Square-Error of

Approximation (RMSEA) ist ein Parsimony-angepasster Fit-Index und zeigt eine adäquate Modell-Güte bei Werten unter 0.08 an (Brown, 2015). Die Fit-Indizes wurden im Zuge der konfirmatorischen Faktorenanalyse mit dem Programm IBM SPSS AMOS 26 berechnet.

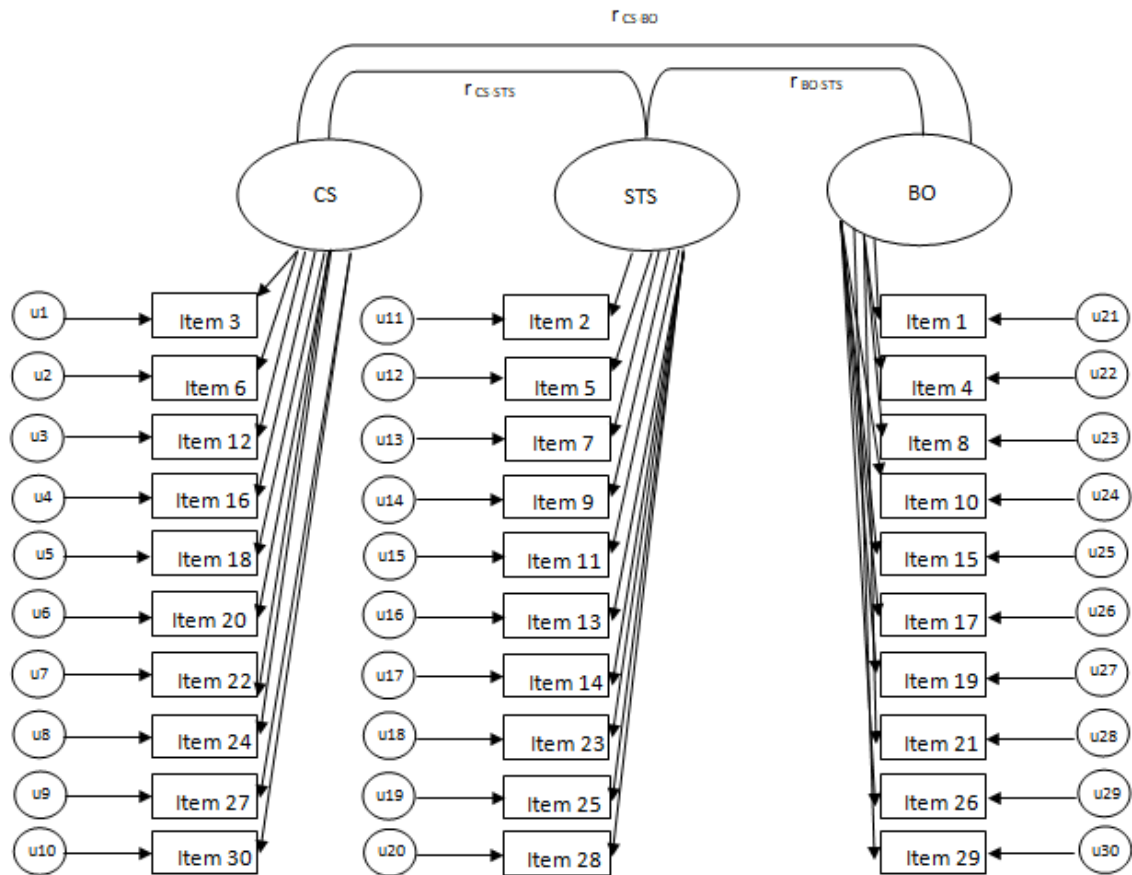


Abbildung 1. Grafische Darstellung der Faktorenlösung des Modells der Professional Quality of Life Scale. CS = Compassion Satisfaction, STS = sekundärer traumatischer Stress, BO = Burnout.

Inter-Konstrukt-Korrelationen.

Zusätzlich zur Faktorenstruktur und zu den Indizes der Modell-Güte können die Inter-Konstrukt-Korrelationen zur Überprüfung der psychometrischen Eigenschaften herangezogen werden. Das Manual der Professional Quality of Life Scale (Stamm, 2010) beschreibt die Inter-Konstrukt-Korrelationen zwischen den einzelnen Skalen auf folgende Weise: Die Skala Burnout und die Skala sekundärer traumatischer Stress sind positiv miteinander korreliert, während die Skala Compassion Satisfaction jeweils negativ mit der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress korreliert ist.

Die Inter-Konstrukt-Korrelationen wurden nach der Überprüfung der Voraussetzungen zusätzlich zu den Ergebnissen der obliquen Rotation mit einer Spearman-Korrelation berechnet.

Durchschnittliche Inter-Item-Korrelation und Inter-Item-Korrelationen.

Bei der Analyse der psychometrischen Eigenschaften ist es auch interessant, die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation sowie die Inter-Item-Korrelationen der Items innerhalb einer Skala zu betrachten. Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation sollte für jede Skala in einem Bereich über $r = 0.3$ liegen, und die Inter-Item-Korrelation eines Items mit den jeweils anderen Items seiner Skala sollte zumindest positiv sein und bevorzugt eine mittlere Effektstärke aufweisen.

Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation und die Inter-Item-Korrelationen wurden im Rahmen der Reliabilitätsanalysen mit IBM SPSS 24 berechnet.

Validitäts- und Reliabilitätsanalyse.

Konvergente Validität.

Die konvergente Validität wurde über die Item-Ladungen der konfirmatorischen Faktorenanalyse und die durchschnittlich erfasste Varianz ermittelt. Um eine ausreichende konvergente Validität zu belegen, wird empfohlen, dass die Item-Ladung eines Items über dem Wert von 0.4 liegt. Die durchschnittlich erfasste Varianz (DEV) legt dann eine ausreichende konvergente Validität nahe, wenn die DEV-Werte pro Skala über dem Wert 0.5 liegen.

Diskriminante Validität.

Für die Berechnung der diskriminanten Validität wurden der Chi-Quadrat-Differenz-Test und die Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT) verwendet. Der Chi-Quadrat-Differenz-Test kann für die Überprüfung der diskriminanten Validität verwendet werden. Dabei wird der Chi-Wert des Originalmodells mit dem Chi-Wert eines eingeschränkten Modells verglichen und auf eine signifikante Differenz hin überprüft. Signifikante Differenzen sprechen für eine ausreichende diskriminante Validität. Die Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT) ist eine Kennzahl, die das Verhältnis zwischen der Inter-Konstrukt-Korrelation zu der durchschnittlichen Inter-Item-Korrelation zwischen zwei Skalen ausdrückt. Bei der Überprüfung der diskriminanten Validität wird dabei darauf geachtet, dass die Werte der Heterotrait-Monotrait-Ratio den Wert 1 nicht übersteigen und somit ein Signifikanzniveau von $p < .05$ angenommen werden kann.

Für die Berechnung der durchschnittlich erfassten Varianz und der Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT) wurde das Programm SmartPLS (Ringle, Wende, & Becker, 2015) verwendet. Der Chi-Quadrat-Differenz-Test wurde für die drei Stichproben und die Gesamtstichprobe im Programm IBM SPSS AMOS 26 berechnet.

Reliabilität.

Die Überprüfung der Reliabilität fand durch die Berechnung des Cronbachs α und der kongenerischen Reliabilität statt. Bei beiden Kennzahlen sprechen Werte, die größer als $\alpha = .70$ sind, für eine ausreichende bis gute Reliabilität einer Skala. Cronbachs α und die kongenerische Reliabilität wurden über eine Reliabilitätsanalyse in IBM SPSS 24 berechnet.

Normierung.

Neben der Untersuchung der psychometrischen Eigenschaften der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale ist auch eine Normierung der Stichprobe von Interesse. Vor der Normierung der Kennwerte war es wichtig festzustellen, ob Unterschiede in den Mittelwerten zwischen der Stichprobe von Stamm und der Gesamtstichprobe der österreichischen Übersetzung bestehen und ob Geschlechtsunterschiede in den Mittelwerten der österreichischen Gesamtstichprobe vorhanden sind. Dafür wurden zwei Fragestellungen mit jeweils dazugehörigen Hypothesenpaaren gebildet.

Fragestellung und Hypothesen.

Fragestellung N1.

Weichen die durchschnittlichen Normwerte für die Skalen der Professional Quality of Life Scale in der österreichischen Gesamtstichprobe von den Angaben der Originalversion im Professional Quality of Life Scale Manual (Stamm, 2010) ab?

H₀(9.1): Der mittlere Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction der österreichischen Gesamtstichprobe unterscheidet sich nicht signifikant vom mittleren Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction der Stichprobe der Originalversion von Stamm.

H₁(9.1): Der mittlere Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction der österreichischen Gesamtstichprobe unterscheidet sich signifikant vom mittleren Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction der Stichprobe der Originalversion von Stamm.

Das Hypothesenbeispiel gilt stellvertretend auch für die Skalen Compassion Fatigue und Burnout.

Fragestellung N2.

Gibt es Unterschiede in den mittleren Skalenscores von Männern und Frauen der österreichischen Gesamtstichprobe?

$H_0(10.1.)$: Der mittlere Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction von Männern unterscheidet sich nicht signifikant vom mittleren Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction von Frauen.

$H_1(10.1.)$: Der mittlere Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction von Männern unterscheidet sich signifikant vom mittleren Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction von Frauen.

Das Hypothesenbeispiel gilt stellvertretend auch für die Skalen Compassion Fatigue und Burnout.

Statistische Auswertung.

In einem ersten Schritt wurde überprüft, ob sich die Mittelwerte der verschiedenen Stichproben signifikant voneinander unterscheiden. Auf Grund der Verletzung mehrerer Voraussetzungen wurde der Kruskal-Wallis-Test als nicht-parametrisches Verfahren herangezogen. Für die weiteren Berechnungen wurde die Gesamtstichprobe verwendet, da signifikante Unterschiede zwischen den Stichproben nur kleine Effekte aufwiesen. Um die Unterschiede zwischen den Mittelwerten der österreichischen Gesamtstichprobe und den Mittelwerten der Stichprobe von Stamm zu ermitteln, wurde in IBM SPSS 24 ein Einstichproben-t-Test berechnet. Für die Überprüfung von Geschlechtsunterschieden in der österreichischen Stichprobe wurde in IBM SPSS 24 ein Zweistichproben-t-Test verwendet. Die Normierung der österreichischen Gesamtstichprobe erfolgte über eine Berechnung der 25. und 75. Perzentile sowie des Medians.

Ergebnisse

Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung

Exploratorische Faktorenanalyse.

Für die Berechnung der exploratorischen Faktorenanalyse wurde eine Hauptachsen-Faktorenanalyse berechnet. Dazu wurden die 30 Items der Professional Quality of Life Scale herangezogen. Rotiert wurden die Faktoren mit der Methode der obliquen Rotation (direct oblimin).

Stichprobe Bergs.

Das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ($KMO = .89$) belegte die Angemessenheit des Datensatzes für den Zweck der Analyse. Ein Wert von .89 steht für eine annähernd ausgezeichnete Angemessenheit (Field, 2016). Der Bartlett-Test auf Sphärizität war signifikant ($\chi^2 = 4355.14$, $df = 435$, $p < .001$), was bei der Größe der Stichprobe zu erwarten war, und bedeutet, dass der Datensatz für die Analyse geeignet ist. Die Faktorenextraktion mit dem Kaiser-Eigenwert-Kriterium brachte eine siebenstellige Faktorenlösung hervor (siehe Tabelle 5). Sieben Faktoren hatten einen Eigenwert größer 1. Im Vergleich mit dem Screeplot (siehe Abbildung 2) zeigte sich jedoch die bevorzugte Faktorenlösung von drei Faktoren. Betrachtet man die erklärte Varianz der beiden Lösungen, erklärt die Faktorenlösung mit sieben Faktoren 58.62% der Varianz und die Faktorenlösung mit drei Faktoren 43.04% der Varianz.

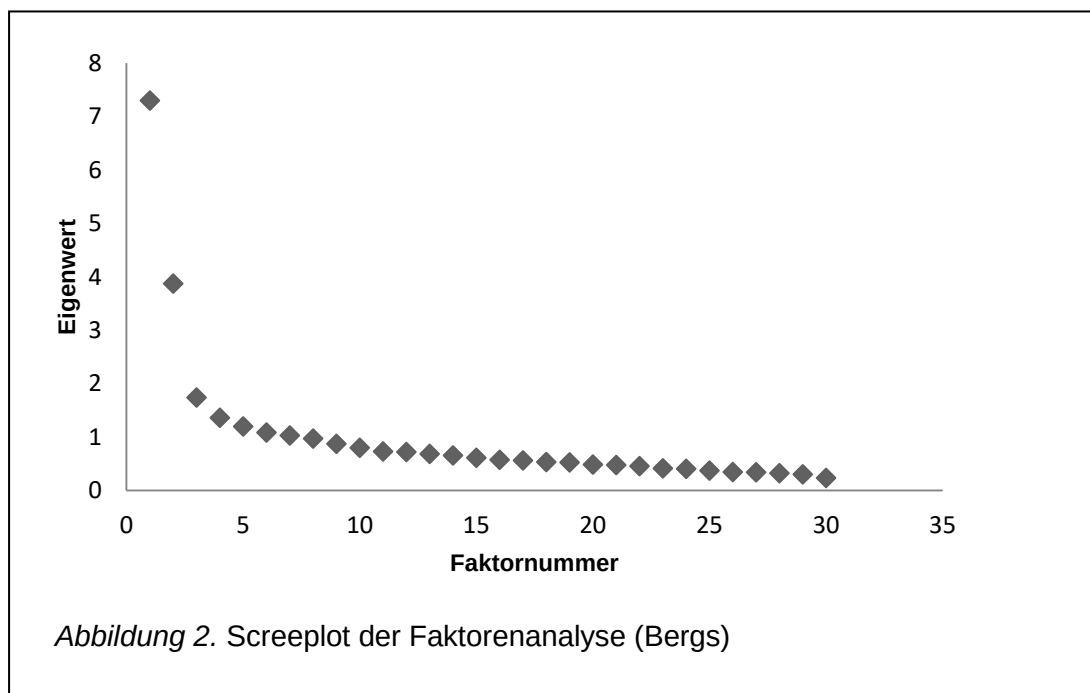


Tabelle 5

Stichprobe Bergs. Faktorenextraktion, Eigenwerte und erklärte Varianz

Faktor	Anfängliche Eigenwerte			Rotierte
	% der			Faktorenladung
	Eigenwert	Varianz	Kumulierte %	Eigenwert
1	7.30	24.33	24.33	4.41
2	3.87	12.91	37.24	3.24
3	1.74	5.80	43.04	3.72
4	1.36	4.54	47.58	1.72
5	1.20	4.00	51.57	2.97
6	1.09	3.62	55.19	3.94
7	1.03	3.43	58.62	2.31

Tabelle 6 zeigt die Mustermatrix der Faktorenladung nach der Rotation mit der siebenstelligen Faktorenlösung. Die Strukturmatrix der Faktorenladung nach der Rotation kann im Anhang A (Tabelle 7) eingesehen werden. Die Mustermatrix der obliquen Rotation zeigt in der Faktorenladung die einzigartige Kontribution eines Items an einem Faktor, während die Strukturmatrix die geteilte Varianz eines Items und der Faktoren berücksichtigt (Field, 2016). Es wird empfohlen, beide Matrizen zu zeigen, besonders wenn Beziehungen zwischen Faktoren angenommen werden (Field, 2016). Betrachtet man die Ergebnisse der Mustermatrix, zeigt sich, dass auf den Faktor 1 vor allem Items aus der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress laden. Die Items der Skala Burnout, die auf Faktor 1 laden, sind Item 21, Item 10, Item 19 und Item 26. Aus der Skala sekundärer traumatischer Stress laden Item 11, Item 13 und Item 2 auf den ersten Faktor. Faktor 2 besteht zur Gänze aus Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 3, Item 6 und Item 20). Auf Faktor 3 laden vier Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 9, Item 14, Item 25 und Item 7) und ein Item der Skala Burnout (Item 8). Faktor 4 besteht zum Großteil aus Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 23, Item 5 und Item 28) sowie dem Item 29 der Skala Burnout. Auf dem Faktor 5 befinden sich zwei Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 27 und Item 22) und ein Item der Skala Burnout (Item 17). Faktor 6 besteht aus vier Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 30, Item 24, Item 12 und Item 18) und einem Item der Skala Burnout (Item 1). Faktor 7 besteht insgesamt nur aus drei Items. Zwei Items stammen aus der Skala Burnout (Item 15 und Item 4), und ein Item stammt aus der Skala Compassion Satisfaction (Item 16).

Tabelle 6

Stichprobe Bergs. Mustermatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_21	0.77						
BO_10	0.76						
BO_19	0.69						
STS_11	0.55						
STS_13	0.43						
BO_26	0.41						
STS_2	0.22						
CS_3		0.78					
CS_6		0.54					
CS_20		0.51					
STS_9			0.76				
STS_14			0.68				
BO_8			0.56				
STS_25			0.45				
STS_7			0.41				
BO_29				-0.45			
STS_23				0.44			
STS_5				0.41			
STS_28				0.38			
CS_27					0.67		
CS_22					0.56		
BO_17					-0.39		
CS_30						-0.67	
CS_24						-0.64	
CS_12						-0.50	
CS_18						-0.46	
BO_1						0.30	
BO_15							0.88
CS_16							-0.33
BO_4							0.26

Anmerkungen. Die Items sind nach der Höhe ihrer Faktorenladungen pro Faktor geordnet.
Ladungen < .4 wurden fett markiert.

Betrachtet man zusätzlich zur Mustermatrix und zur Strukturmatrix auch die Korrelationsmatrix der Faktoren (siehe Tabelle 8), lässt sich ein wenig besser verstehen, wie die Faktoren zusammenhängen. Positive Korrelationen gibt es vor allem zwischen Faktor 1 und Faktor 3 ($r = .388$), Faktor 1 und Faktor 4 ($r = .248$), Faktor 3 und Faktor 4 ($r = .319$), Faktor 1 und Faktor 6 ($r = .288$), Faktor 3 und Faktor 6 ($r = .210$) und Faktor 6 und Faktor 7 ($r = .279$). Eine positive Korrelation besteht auch zwischen dem Faktor 2 und dem Faktor 5 ($r = .331$). Die negativen Korrelationen der Faktoren sind nahezu spiegelverkehrt zu den positiven Korrelationen, mit negativen Korrelationen zwischen Faktor 5 und Faktor 1 ($r = -.245$), Faktor 5 und Faktor 6 ($r = -.280$) und Faktor 5 und Faktor 7 ($r = -.292$). Ebenfalls negativ korreliert sind Faktor 2 und Faktor 6 ($r = -.405$) und Faktor 2 und Faktor 7 ($r = -.412$).

Tabelle 8

Stichprobe Bergs. Korrelationsmatrix der Faktoren

Faktor	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000						
2	-.001	1.000					
3	.388	-.010	1.000				
4	.248	.110	.319	1.000			
5	-.245	.331	-.151	-.009	1.000		
6	.288	-.405	.210	.055	-.280	1.000	
7	-.027	-.412	.116	.042	-.292	.279	1.000

Anmerkung. Korrelationen mit annähernd mittlerer bis mittlerer Effektstärke (r nach Cohen) sind fett markiert.

Stichprobe Hasse.

Die Angemessenheit des Datensatzes wurde durch das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ($KMO = .87$) und den Bartlett-Test auf Sphärizität ($X^2 = 2645.80$, $df = 435$, $p < .001$) als geeignet bewertet. Ein KMO-Wert von .87 fällt in den Bereich der annähernd ausgezeichneten Angemessenheit (Field, 2016). Die Faktorenextraktion mit dem Kaiser-Eigenwert-Kriterium brachte eine siebenstellige Faktorenlösung hervor (siehe Tabelle 9), denn sieben Faktoren hatten einen Eigenwert größer 1. Der Screeplot (siehe Abbildung 3), zeigt einen Knick bei drei Faktoren, was auf eine dreifaktorielle Lösung hindeutet. Betrachtet man die erklärte Varianz der beiden Lösungen, erklärt die Faktorenlösung mit sieben Faktoren 61.78% der Varianz und die Faktorenlösung mit drei Faktoren 45.77% der Varianz.

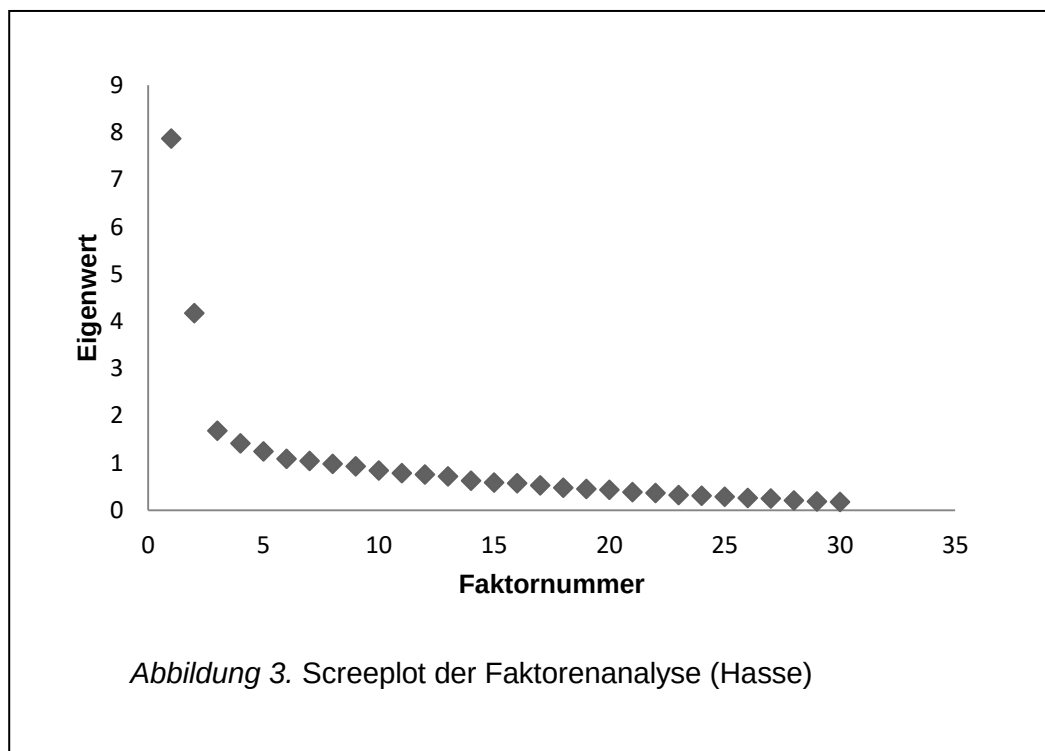


Tabelle 9

Stichprobe Hasse. Faktorenextraktion, Eigenwerte und erklärte Varianz

Faktor	Anfängliche Eigenwerte			Rotierte Faktorenladung
	Eigenwert	% der Varianz	Kumulierte %	Eigenwert
1	7.87	26.24	26.24	4.29
2	4.18	13.92	40.15	2.41
3	1.69	5.62	45.77	3.03
4	1.42	4.73	50.50	3.24
5	1.25	4.16	54.66	3.36
6	1.09	3.64	58.29	4.04
7	1.05	3.49	61.78	3.99

Tabelle 10 zeigt die Mustermatrix der Faktorenladung mit dem einzigartigen Varianzanteil der Items, und im Anhang A (Tabelle 11) zeigt die Strukturmatrix die Faktorenladung mit dem geteilten Varianzanteil. Betrachtet man die Ergebnisse der Mustermatrix, zeigt sich, dass auf den Faktor 1 fünf Items aus der Skala Burnout (Item 10, Item 21, Item 19, Item 26 und Item 29) und zwei Items aus der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 2 und Item 13) laden. Auf Faktor 2 laden drei Items aus der Skala Compassion Satisfaction (Item 3, Item 20 und Item 6), zwei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 5 und Item 23) und ein Item der Skala Burnout (Item 4). Faktor 3 besteht hauptsächlich aus Items der Skala

sekundärer traumatischer Stress (Item 9, Item 14 und Item 7) und einem Item der Skala Burnout (Item 8). Faktor 4 ist ausschließlich von Items der Skala Compassion Satisfaction besetzt (Item 22, Item 27 und Item 16). Auf dem Faktor 5 befinden sich drei Items der Skala Burnout (Item 1, Item 17 und Item 15). Die restlichen vier Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 30, Item 12, Item 18 und Item 24) laden auf Faktor 6, und die verbleibenden drei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 25, Item 11 und Item 28) laden auf Faktor 7.

Die Korrelationsmatrix der Faktoren (siehe Tabelle 12) gibt zusätzlich zur Mustermatrix und zur Strukturmatrix wieder Hinweise, wie die Faktoren inhaltlich und statistisch zusammenhängen können. Positive Korrelationen gibt es zwischen Faktor 2 und Faktor 4 ($r = .224$), Faktor 2 und Faktor 6 ($r = .213$) und zwischen Faktor 4 und Faktor 6 ($r = .406$). Neben diesen positiven Korrelationen gibt es auch positive Korrelationen zwischen Faktor 1 und Faktor 5 ($r = .232$), Faktor 1 und Faktor 7 ($r = .343$) und Faktor 5 und Faktor 7 ($r = .293$). Die negativen Korrelationen der Faktoren zeigen ein umgedrehtes Abbild der positiven Faktorengruppen, mit negativen Korrelationen zwischen Faktor 5 und Faktor 2 ($r = -.230$), Faktor 5 und Faktor 4 ($r = -.230$) und Faktor 5 und Faktor 6 ($r = -.279$). Negative Korrelationen bestehen auch zwischen Faktor 1 und Faktor 3 ($r = -.307$), Faktor 3 und Faktor 7 ($r = -.401$) und Faktor 6 und Faktor 7 ($r = -.281$).

Tabelle 12

Stichprobe Hasse. Korrelationsmatrix der Faktoren

Faktor	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000						
2	.138	1.000					
3	-.307	-.160	1.000				
4	-.082	.224	-.032	1.000			
5	.232	-.230	-.071	-.230	1.000		
6	-.163	.213	.116	.406	-.279	1.000	
7	.343	-.018	-.401	-.155	.293	-.281	1.000

Anmerkung. Korrelationen mit annähernd mittlerer bis mittlerer Effektstärke (r nach Cohen) wurden fett markiert.

Tabelle 10

Stichprobe Hasse. Mustermatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_10	0.75						
BO_21	0.66						
BO_19	0.61						
BO_26	0.55						
STS_02	0.45						
BO_29	-0.29						
STS_13	0.29						
CS_03		0.70					
CS_20		0.47					
CS_06		0.46					
BO_04		-0.39					
STS_05		0.30					
STS_23		0.19					
BO_08			-0.72				
STS_09			-0.68				
STS_14			-0.39				
STS_07			-0.39				
CS_22				0.79			
CS_27				0.69			
CS_16				0.44			
BO_01					0.60		
BO_17					0.56		
BO_15					0.39		
CS_30						0.62	
CS_12						0.52	
CS_18						0.48	
CS_24						0.47	
STS_25							0.67
STS_11							0.51
STS_28							0.36

Anmerkungen. Die Items sind nach der Höhe ihrer Faktorenladungen pro Faktor geordnet.
Ladungen < .4 wurden fett markiert.

Stichprobe Hoffmann.

Die Angemessenheit des Datensatzes wurde durch das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ($KMO = .88$) und den Bartlett-Test auf Sphärizität ($X^2 = 3830.93$, $df = 435$, $p < .001$) als geeignet bewertet. Ein KMO-Wert von .88 fällt in den Bereich der annähernd ausgezeichneten Angemessenheit (Field, 2016). Die Faktorenextraktion mit dem Kaiser-Eigenwert-Kriterium brachte eine siebenstellige Faktorenlösung hervor (siehe Tabelle 13). Sieben Faktoren hatten einen Eigenwert größer 1. Mittels Screeplot (siehe Abbildung 4) ist ein Knick bei drei Faktoren zu erkennen, was auf eine dreifaktorielle Lösung hinweist. Betrachtet man die erklärte Varianz der beiden Lösungen, erklärt die Faktorenlösung mit sieben Faktoren 56.61% der Varianz und die Faktorenlösung mit drei Faktoren 40.83% der Varianz.

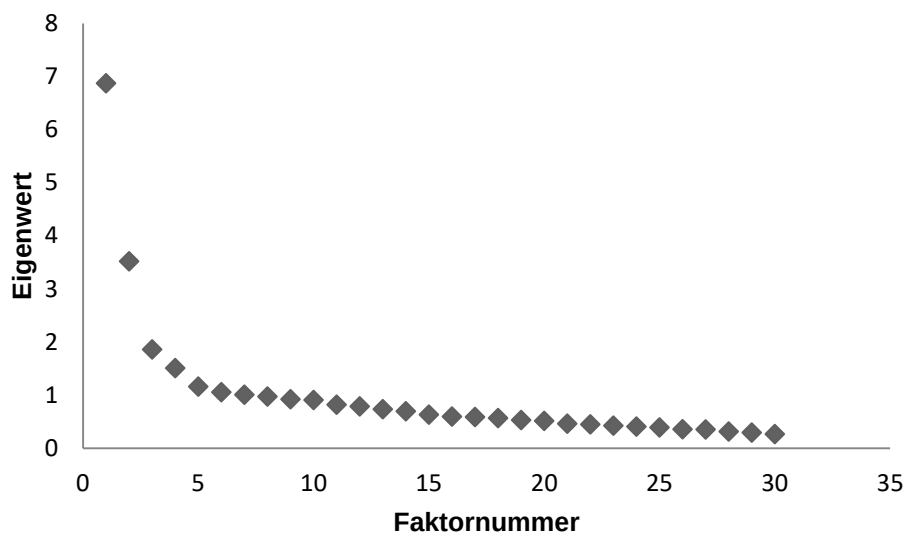


Abbildung 4. Screeplot der Faktorenanalyse (Hoffmann)

Tabelle 14 zeigt die Mustermatrix der Faktorenladung mit dem einzigartigen Varianzanteil der Items. Im Anhang A (siehe Tabelle 15) befindet sich die Strukturmatrix der Faktorenladung mit dem geteilten Varianzanteil. Die Ergebnisse der Mustermatrix zeigen, dass vier Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 30, Item 24, Item 12 und Item 18) und ein Item der Skala Burnout (Item 26) auf den ersten Faktor laden. Faktor 2 beinhaltet ein Item der Skala Burnout (Item 15) und ein Item der Skala Compassion Satisfaction (Item 16). Auf Faktor 3 laden drei Items der Skala Burnout (Item 19, Item 21 und Item 10) und vier Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 11, Item 13, Item 7 und Item 2).

Tabelle 13

Stichprobe Hoffmann. Faktorenextraktion, Eigenwerte und erklärte Varianz

Faktor	Anfängliche Eigenwerte			Rotierte Faktorenladung
	Eigenwert	% der Varianz	Kumulierte %	Eigenwert
1	6.87	22.90	22.90	4.40
2	3.52	11.73	34.63	2.61
3	1.86	6.20	40.83	3.76
4	1.51	5.03	45.86	2.03
5	1.16	3.87	49.73	3.11
6	1.06	3.52	53.25	2.01
7	1.01	3.36	56.61	2.51

Faktor 4 ist von drei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 9, Item 14 und Item 28) und einem Item der Skala Burnout (Item 8) besetzt. Auf Faktor 5 befinden sich ausschließlich Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 3, Item 20, Item 6 und Item 22) und auf dem Faktor 6 ausschließlich Items der Skala Burnout (Item 4 und Item 1). Auf Faktor 7 laden mehrere Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 23, Item 25 und Item 5), zwei Items der Skala Burnout (Item 17 und Item 29) und ein Item der Skala Compassion Satisfaction (Item 27).

Zusätzlich zur Mustermatrix und zur Strukturmatrix hilft die Korrelationsmatrix der Faktoren (siehe Tabelle 16) dabei zu erkennen, wie die Faktoren zusammenhängen können. Betrachtet man die positiven Korrelationen, sind fast alle Faktoren zumindest indirekt positiv miteinander korreliert. Positive Korrelationen bestehen zwischen Faktor 1 und Faktor 2 ($r = .282$), Faktor 1 und Faktor 4 ($r = .200$), Faktor 1 und Faktor 5 ($r = .397$), Faktor 1 und Faktor 6 ($r = .431$) und Faktor 1 und Faktor 7 ($r = .248$). Ebenfalls positiv korreliert sind Faktor 2 und Faktor 7 ($r = .326$), Faktor 4 und Faktor 7 ($r = .277$), Faktor 5 und Faktor 6 ($r = .342$) und Faktor 5 und Faktor 2 ($r = .198$). Die negativen Korrelationen der Faktoren zeigen den Gegenspieler dieser Faktoren. Negative Korrelationen bestehen zwischen Faktor 3 und Faktor 1 ($r = -.257$), Faktor 3 und Faktor 2 ($r = -.215$), Faktor 3 und Faktor 4 ($r = -.193$) und Faktor 3 und Faktor 7 ($r = -.258$).

Tabelle 14

Stichprobe Hoffmann. Mustermatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
CS_30	-0.73						
CS_24	-0.68						
CS_12	-0.52						
CS_18	-0.47						
BO_26	0.45						
BO_15		0.59					
CS_16		-0.57					
BO_19			-0.77				
BO_21			-0.74				
BO_10			-0.74				
STS_11			-0.52				
STS_13			-0.40				
STS_07			-0.31				
STS_02			-0.29				
STS_09				0.77			
STS_14				0.45			
BO_08				0.37			
STS_28				0.22			
CS_03					-0.60		
CS_20					-0.57		
CS_06					-0.51		
CS_22					-0.44		
BO_04						0.76	
BO_01						0.31	
STS_23							0.52
BO_17							0.40
CS_27							-0.39
STS_25							0.30
STS_5							0.25
BO_29							-0.19

Anmerkungen. Die Items sind nach der Höhe ihrer Faktorenladungen pro Faktor geordnet.
Ladungen < .4 wurden fett markiert.

Tabelle 16

Stichprobe Hoffmann. Korrelationsmatrix der Faktoren

Faktor	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000						
2	.282	1.000					
3	-.257	-.215	1.000				
4	.200	.130	-.193	1.000			
5	.397	.198	.034	-.168	1.000		
6	.431	.089	.095	.092	.342	1.000	
7	.248	.326	-.258	.277	.039	-.011	1.000

Anmerkung. Korrelationen mit annähernd mittlerer bis mittlerer Effektstärke (r nach Cohen) wurden fett markiert.

Gesamte Stichprobe.

Da die drei Stichprobensätze zwar im Detail unterschiedliche Ergebnisse, im Großen und Ganzen aber vergleichbare Ergebnisse aufwiesen, wurde eine exploratorische Faktorenanalyse mit dem gesamten Datensatz berechnet. Die Angemessenheit des Datensatzes wurde durch das Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium ($KMO = .92$) und den Bartlett-Test auf Sphärität ($X^2 = 10501.81$, $df = 435$, $p < .001$) als geeignet bewertet. Ein KMO-Wert von .92 fällt in den Bereich der ausgezeichneten Angemessenheit (Field, 2016). Bei der Faktorenextraktion mit dem Kaiser-Eigenwert-Kriterium kam ebenfalls wieder eine siebenstellige Faktorenlösung heraus (siehe Tabelle 17), da sieben Faktoren einen Eigenwert größer 1 hatten. Betrachtet man den Screeplot (Abbildung 5) ist auch hier wieder ein Knick bei drei Faktoren zu erkennen, was eine dreifaktorielle Lösung vorschlägt. Betrachtet man die erklärte Varianz der beiden Lösungen, erklärt die Faktorenlösung mit sieben Faktoren 57.96% der Varianz und die Faktorenlösung mit drei Faktoren 43.16% der Varianz.

Die Faktorenladungen der Items sind in der Mustermatrix in Tabelle 18 sowie in der Strukturmatrix in Tabelle 19 im Anhang A ersichtlich. Die Ergebnisse der Mustermatrix zeigen, dass auf den ersten Faktor zum Großteil Items der Skala Burnout laden (Item 21, Item 10, Item 19, Item 26 und Item 1). Zusätzlich zu den Items der Skala Burnout laden auf den ersten Faktor auch zwei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 11 und Item 13). Faktor 2 beinhaltet drei Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 3, Item 20 und Item 6). Auf Faktor 3 laden sechs Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 9, Item 14, Item 25, Item 7, Item 23 und Item 28) und zwei Items der Skala Burnout (Item 8

und Item 29). Faktor 4 ist von zwei Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 27 und Item 22) und einem Item der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 5) besetzt. Auf den fünften Faktor laden vier Items der Skala Compassion Satisfaction (Item 30, Item 24, Item 12 und Item 18) und ein Item der Skala Burnout (Item 17). Faktor 6 besteht aus einem Item der Skala Burnout (Item 15) und einem Item der Skala Compassion Satisfaction (Item 16). Auf Faktor 7 lädt ein Item der Skala Burnout (Item 4) und ein Item der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 2).

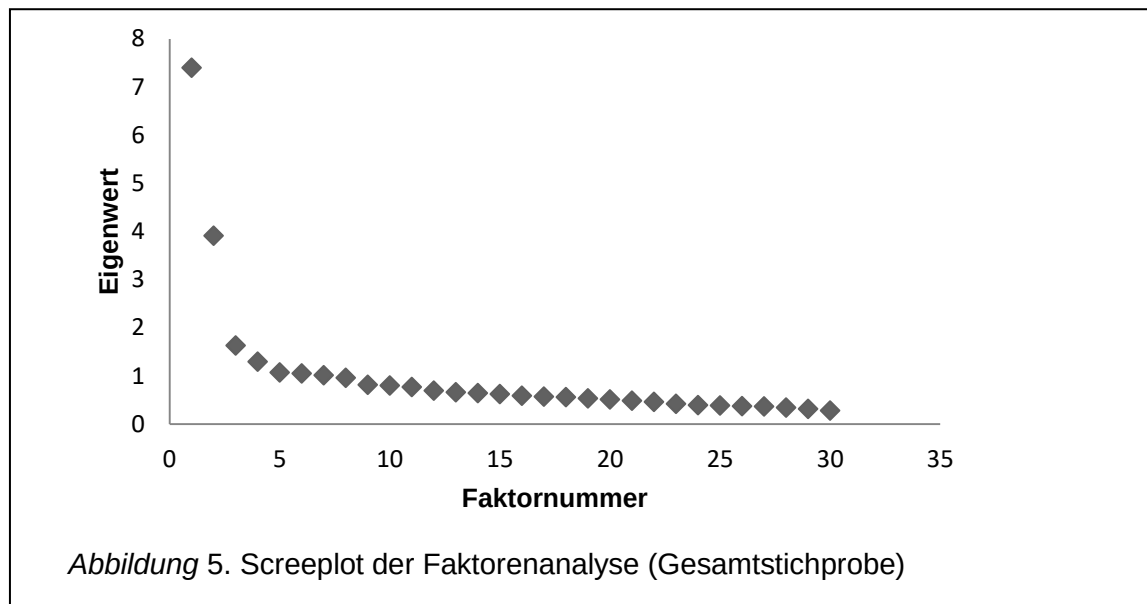


Tabelle 17

Gesamtstichprobe. Faktorenextraktion, Eigenwerte und erklärte Varianz

Faktor	Anfängliche Eigenwerte			Rotierte
	Eigenwert	% der Varianz	Kumulierte %	Faktorenladung
1	7.40	24.67	24.67	5.00
2	3.91	13.04	37.71	2.61
3	1.63	5.45	43.16	3.51
4	1.30	4.33	47.48	2.44
5	1.07	3.58	51.06	4.68
6	1.05	3.51	54.58	2.84
7	1.02	3.39	57.96	1.50

Betrachtet man zusätzlich zur Mustermatrix und zur Strukturmatrix die Korrelationsmatrix der Faktoren (siehe Tabelle 20), kann man erkennen, dass zwei Gruppierungen von Faktoren

Tabelle 18

Gesamtstichprobe. Mustermatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_21	0.79						
BO_10	0.78						
BO_19	0.76						
STS_11	0.56						
BO_26	0.50						
STS_13	0.42						
BO_01	0.35						
CS_03		0.70					
CS_20		0.54					
CS_6		0.47					
STS_9			0.70				
STS_14			0.64				
BO_08			0.53				
STS_25			0.46				
STS_7			0.38				
STS_23			0.35				
STS_28			0.29				
BO_29			-0.18				
CS_27				0.59			
CS_22				0.53			
STS_5				-0.21			
CS_30					0.80		
CS_24					0.62		
CS_12					0.59		
CS_18					0.56		
BO_17					-0.35		
BO_15						0.62	
CS_16						-0.47	
BO_04							0.50
STS_02							-0.33

Anmerkungen. Die Items sind nach der Höhe ihrer Faktorenladungen pro Faktor geordnet.
Ladungen < .4 wurden fett markiert.

zusammenhängen. Die positiven Korrelationen zeigen, welche Faktoren in welcher Gruppe sein könnten. In einer ersten Gruppe bestehen positive Korrelationen zwischen Faktor 1 und Faktor 3 ($r = .421$), Faktor 1 und Faktor 6 ($r = .247$) und Faktor 6 und Faktor 7 ($r = .204$). In einer zweiten Gruppe zeigen sich positive Korrelation zwischen Faktor 5 und Faktor 2 ($r = .427$) und Faktor 5 und Faktor 4 ($r = .295$). Die negativen Korrelationen der Faktoren sind konträr zu den positiven Korrelationen und festigen das Bild der zwei Gruppen. Negative Korrelationen bestehen zwischen Faktor 2 und Faktor 6 ($r = -.242$) und zwischen Faktor 2 und Faktor 7 ($r = -.317$). Zusätzlich korrelieren Faktor 4 und Faktor 1 ($r = -.274$), Faktor 4 und Faktor 3 ($r = -.225$) und Faktor 4 und Faktor 6 ($r = -.299$) negativ miteinander. Negativ miteinander korreliert sind ebenfalls Faktor 5 und Faktor 1 ($r = -.327$), Faktor 5 und Faktor 6 ($r = -.408$) und Faktor 5 und Faktor 7 ($r = -.342$).

Tabelle 20

Gesamtstichprobe. Korrelationsmatrix der Faktoren

Faktor	1	2	3	4	5	6	7
1	1.000						
2	.071	1.000					
3	.421	.187	1.000				
4	-.274	.052	-.225	1.000			
5	-.327	.427	-.180	.295	1.000		
6	.247	-.242	.165	-.299	-.408	1.000	
7	-.170	-.317	-.033	-.027	-.342	.204	1.000

Anmerkung. Korrelationen mit mindestens annähernd mittlerer bis mittlerer Effektstärke (r nach Cohen) wurden fett markiert.

Überprüfung der Kommunalitäten.

Die Kommunalität eines Items ist das Ausmaß, mit dem ein Item mit allen anderen Items korreliert (Field, 2016). Kommunalitäten geringer als .4 zeigen, dass ein Item Probleme haben könnte, signifikant auf irgendeinen der extrahierten Faktoren zu laden. Tabelle 21 gibt einen Überblick über die Kommunalitäten der Items nach der Extraktion der Faktoren in der exploratorischen Faktorenanalyse. Probleme zeigen sich dabei vor allem bei Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Bei der Skala Burnout haben das Item 1, das Item 4, das Item 15, das Item 26 und das Item 29 eine niedrige Kommunalität. Für die Skala sekundärer traumatischer Stress zeigen sich Probleme bei Item 2, Item 5, Item 7, Item 14, Item 23 und Item 28. Auf der Skala Compassion Satisfaction fällt nur das Item 16 negativ auf.

Tabelle 21

Kommunalitäten der Items nach der Extraktion der Faktoren (EFA)

Skala	Item	Bergs	Hasse	Hoffmann	Gesamt
		Kommunalität	Kommunalität	Kommunalität	Kommunalität
CS	CS_03	0.67	0.62	0.58	0.63
	CS_06	0.51	0.43	0.41	0.45
	CS_12	0.57	0.60	0.48	0.55
	CS_16	0.37	0.35	0.47	0.39
	CS_18	0.62	0.62	0.65	0.63
	CS_20	0.49	0.43	0.50	0.49
	CS_22	0.50	0.67	0.47	0.53
	CS_24	0.50	0.54	0.45	0.43
	CS_27	0.60	0.60	0.46	0.57
	CS_30	0.67	0.78	0.68	0.71
BO	BO_01	0.30	0.48	0.38	0.33
	BO_04	0.30	0.40	0.62	0.42
	BO_08	0.42	0.66	0.41	0.48
	BO_10	0.60	0.66	0.53	0.59
	BO_15	0.71	0.33	0.34	0.42
	BO_17	0.49	0.52	0.46	0.47
	BO_19	0.58	0.76	0.67	0.65
	BO_21	0.65	0.65	0.57	0.62
	BO_26	0.37	0.45	0.48	0.41
	BO_29	0.29	0.27	0.11	0.16
STS	STS_02	0.14	0.24	0.19	0.18
	STS_05	0.25	0.19	0.14	0.17
	STS_07	0.31	0.56	0.41	0.46
	STS_09	0.61	0.65	0.61	0.54
	STS_11	0.50	0.66	0.47	0.52
	STS_13	0.44	0.41	0.45	0.42
	STS_14	0.46	0.50	0.24	0.41
	STS_23	0.42	0.21	0.33	0.30
	STS_25	0.45	0.67	0.41	0.49
	STS_28	0.28	0.19	0.15	0.12

Anmerkungen. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress. Items mit Kommunalitäten < .4 sind fett markiert.

Konfirmatorische Faktorenanalyse.

Item-Ladungen.

Die Ergebnisse der konfirmatorischen Faktorenanalyse sind vor allem im Bereich der Faktorenladungen der Items auf die vorgegebenen Faktoren und der Fit-Indizes der Modelle für die Angabe der Modell-Güte interessant. Tabelle 22 zeigt die Faktorenladungen der Items aus allen drei Stichproben sowie der zusammengefassten Gesamtstichprobe. In der Faktorenanalyse ist es wünschenswert, dass Items möglichst hoch auf einen bestimmten Faktor laden. Werte von Item-Ladungen kleiner als .4 sind problematisch (Field, 2016). Die Größe des Cutoff-Wertes ist dabei von der Stichprobengröße abhängig (Field, 2016), und die Wahl des Wertes .4 ist für eine Stichprobengröße größer $N = 200$ eher konservativ gewählt. Die Ergebnisse der Faktorenladungen zeigen, dass für die Skala Compassion Satisfaction keine Items mit problematischer Faktorenladung vorliegen. Die Skala Burnout hat drei Items mit einer Faktorenladung kleiner .4 (Item 4, Item 15 und Item 29), und die Skala sekundärer traumatischer Stress zeigt bei fünf Items (Item 2, Item 5, Item 14, Item 23 und Item 28) eine problematische Faktorenladung.

Modell-Fit-Indizes.

Die Güte eines Modells wird durch Fit-Indizes angegeben, die im Rahmen der konfirmatorischen Faktorenanalyse berechnet werden. Für diese Masterarbeit wurden der Chi-Quadrat-Index, der Tucker-Lewis-Index (TLI), der Comparative-Fit-Index (CFI) und der Root-Mean-Square-Error of Approximation (RMSEA) berechnet. Ein gutes Modell kann angenommen werden, wenn der p -Wert des Chi-Quadrat-Index größer als .05 ist, wenn der TLI-Wert größer oder gleich zu dem Wert 0.95 ist, wenn der CFI-Wert größer oder gleich 0.90 ist und der RMSEA-Wert unter dem Wert von 0.08 liegt (Brown, 2015). Tabelle 23 zeigt die Fit-Indizes sowie den p -Wert des assoziierten Chi-Quadrats für alle drei Stichproben sowie für die Gesamtstichprobe. In keiner Stichprobe fielen die Werte der Fit-Indizes in den gewünschten Bereich und in keiner Stichprobe war der p -Wert des Chi-Quadrat-Modells größer als .05.

Inter-Konstrukt-Korrelationen.

Für die dreifaktorielle Faktorenstruktur nach Stamm (2005, 2010) lässt sich die Inter-Konstrukt-Korrelation auch separat berechnen. Um Voraussetzungsverletzungen vor allem im Bereich der Ausreißer zu begegnen, wurde die Spearman-Rangkorrelation berechnet. Tabelle 24 zeigt die Inter-Konstrukt-Korrelationen für alle drei Stichproben und die Gesamtstichprobe.

Tabelle 22

Item-Ladungen der konfirmatorischen Faktorenanalyse

Skala	Item	Bergs	Hasse	Hoffmann	Gesamt
		Ladung	Ladung	Ladung	Ladung
CS	Item 03	0.64	0.54	0.58	0.59
	Item 06	0.64	0.51	0.52	0.57
	Item 12	0.73	0.76	0.67	0.72
	Item 16	0.50	0.43	0.49	0.48
	Item 18	0.74	0.76	0.78	0.76
	Item 20	0.60	0.51	0.57	0.56
	Item 22	0.54	0.54	0.59	0.56
	Item 24	0.60	0.74	0.55	0.61
	Item 27	0.54	0.57	0.59	0.56
	Item 30	0.71	0.88	0.74	0.76
BO	Item 1	0.48	0.53	0.49	0.51
	Item 4	0.13	0.12	0.19	0.14
	Item 8	0.47	0.53	0.41	0.49
	Item 10	0.70	0.74	0.62	0.69
	Item 15	0.16	0.26	0.17	0.20
	Item 17	0.52	0.43	0.40	0.48
	Item 19	0.75	0.86	0.78	0.80
	Item 21	0.77	0.82	0.71	0.76
	Item 26	0.58	0.60	0.60	0.61
	Item 29	-0.23	-0.40	-0.09	-0.22
STS	Item 02	0.06	0.21	0.06	0.12
	Item 05	0.33	0.29	0.27	0.33
	Item 07	0.49	0.64	0.43	0.60
	Item 09	0.62	0.63	0.48	0.60
	Item 11	0.68	0.78	0.71	0.73
	Item 13	0.65	0.64	0.65	0.63
	Item 14	0.52	0.56	0.30	0.49
	Item 23	0.50	0.39	0.36	0.45
	Item 25	0.67	0.72	0.59	0.68
	Item 28	0.24	0.30	0.14	0.20

Anmerkungen. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress. Item-Ladungen mit einem Wert < .4 sind fett markiert.

Tabelle 23

Modell-Werte und Fit-Indizes

	Default Model			Fit-Indizes		
	χ^2	df	p	CFI	TLI	RMSEA
Bergs	1465.63	402	< .001	0.74	0.72	0.08
Hasse	1006.13	402	< .001	0.74	0.70	0.09
Hoffmann	1527.46	402	< .001	0.68	0.65	0.09
Gesamt	3077.61	402	< .001	0.74	0.70	0.08

Anmerkung. Eine gute Modell-Güte besteht bei $CFI \geq 0.90$, $TLI \geq 0.95$, $RMSEA < 0.08$ und ein $p > .05$ beim Chi-Quadrat-Index.

Ergebnisse Bergs.

Eine signifikant negative Korrelation besteht zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala Burnout ($r = -.503$, $p < .001$) sowie zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = -.143$, $p < .001$). Die Skala sekundärer traumatischer Stress und die Skala Burnout sind signifikant positiv miteinander korreliert ($r = .447$, $p < .001$).

Ergebnisse Hasse.

Die Inter-Konstrukt-Korrelation zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala Burnout ($r = -.458$, $p < .001$) ist signifikant negativ. Die Skala Compassion Satisfaction korreliert ebenfalls signifikant negativ mit der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = -.205$, $p < .001$). Eine signifikant positive Inter-Konstrukt-Korrelation gibt es zwischen der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = .583$, $p < .001$).

Ergebnisse Hoffmann.

Wie in den beiden anderen Stichproben korreliert die Skala Compassion Satisfaction signifikant negativ mit der Skala Burnout ($r = -.544$, $p < .001$). Ebenfalls signifikant negativ korreliert ist die Skala Compassion Satisfaction mit der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = -.233$, $p < .001$). Die Skala Burnout und die Skala sekundärer traumatischer Stress sind signifikant positiv korreliert ($r = .461$, $p < .001$).

Ergebnisse Gesamtstichprobe.

Es besteht eine signifikant negative Korrelation zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala Burnout ($r = -.502$, $p < .001$) sowie zwischen der Skala Compassion

Satisfaction und der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = -.183, p < .001$). Die Skala Burnout korreliert signifikant positiv mit der Skala sekundärer traumatischer Stress ($r = .501, p < .001$).

Tabelle 24

Inter-Konstrukt-Korrelationen der Skalen

Korrelation	Bergs <i>r</i>	Hasse <i>r</i>	Hoffmann <i>r</i>	Gesamt <i>r</i>
CS-BO	-.503**	-.458**	-.544**	-.502**
CS-STs	-.143**	-.205**	-.233**	-.183**
BO-STs	.447**	.583**	.461**	.501**

Anmerkungen. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STs = sekundärer traumatischer Stress. ** bedeutet $p < .001$

Durchschnittliche Inter-Item-Korrelation und Inter-Item-Korrelationen.

Durchschnittliche Inter-Item-Korrelation.

Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation gibt an, wie hoch die Items einer Skala im Mittel miteinander korrelieren. Items, die dasselbe latente Konstrukt messen, sollten im Durchschnitt mittel bis hoch miteinander korrelieren. Eine durchschnittliche Inter-Item-Korrelation, die niedriger als $r_d < .3$ ausfällt, ist problematisch, da einzelne Items innerhalb der Skala nicht hoch genug miteinander korrelieren. Tabelle 25 zeigt die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation für alle drei Stichproben und die Gesamtstichprobe. Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation der Skala Compassion Satisfaction liegt in allen Stichproben oberhalb des Cutoff-Wertes von .3 (Bergs $r_d = .394$, Hasse $r_d = .400$, Hoffmann $r_d = .371$ und Gesamt $r_d = .387$). In der Skala Burnout verfehlt die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation in allen Stichproben den gewünschten Wert von $r_d > .3$ (Bergs $r_d = .180$, Hasse $r_d = .199$, Hoffmann $r_d = .179$ und Gesamt $r_d = .195$). Auch in der Skala sekundärer traumatischer Stress liegt die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation in allen Stichproben unter dem kritischen Wert von .3 (Bergs $r_d = .230$, Hasse $r_d = .266$, Hoffmann $r_d = .164$ und Gesamt $r_d = .231$).

Inter-Item-Korrelationen.

Die Inter-Item-Korrelation, für jedes Item separat berechnet, ist die durchschnittliche Korrelation eines Items mit den restlichen Items einer Skala. Diese Inter-Item-Korrelation sollte im besten Fall positiv und mit einer mittleren bis hohen Effektstärke sein. Korreliert ein Item negativ oder nur schwach mit den restlichen Items seiner Skala, kann das bedeuten, dass dieses Item nicht dasselbe latente Konstrukt misst. Für die verschiedenen Stichproben und die drei Skalen Compassion Satisfaction, Burnout und sekundärer traumatischer Stress zeigen Tabelle 26 bis Tabelle 28 die genauen Details.

In der Skala Compassion Satisfaction zeigen alle Items über alle Stichproben hinweg gute mittlere bis hohe Inter-Item-Korrelationen (siehe Tabelle 26). Die Skala Burnout weist in allen Stichproben eher niedrige bis mittlere Inter-Item-Korrelationen auf (siehe Tabelle 27) und hat bei dem Item 29 sogar eine negative Inter-Item-Korrelation in der Stichprobe von Bergs ($r_i = -.160$), in der Stichprobe von Hasse ($r_i = -.323$) und in der Gesamtstichprobe ($r_i = -.153$). In der Skala sekundärer traumatischer Stress liegen meistens mittlere Inter-Item-Korrelationen vor (siehe Tabelle 28). Manche Items zeigen schwache Inter-Item-Korrelationen. Eine auffällig schwache Inter-Item-Korrelation hat Item 2 in der Stichprobe von Bergs ($r_i = .058$), der Stichprobe von Hoffmann ($r_i = .019$) und der Gesamtstichprobe ($r_i = .094$). Item 28 ist nur in der Stichprobe von Hoffmann problematisch mit einer Inter-Item-Korrelation von $r_i = .098$.

Tabelle 25

Durchschnittliche Inter-Item-Korrelation, durchschnittlich erfasste Varianz, Cronbachs α und kongenerische Reliabilität

	CS				BO				STS			
	r_d	DEV	α	K α	r_d	DEV	α	K α	r_d	DEV	α	K α
Bergs	.394	.37	.86	.84	.180	.26	.68	.73	.230	.26	.72	.73
Hasse	.400	.38	.87	.82	.199	.31	.70	.75	.266	.30	.78	.76
Hoffmann	.371	.36	.85	.83	.179	.23	.68	.70	.164	.20	.63	.65
Gesamt	.387	.37	.85	.83	.195	.27	.68	.74	.231	.27	.63	.75

Anmerkungen. CO = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress. r_d = durchschnittliche Inter-Item-Korrelation, DEV = durchschnittlich erfasste Varianz, α = Cronbachs α , K α = Alpha der kongenerischen Reliabilität. r_d -Werte < .3 und DEV-Werte < .5 sind fett markiert.

Tabelle 26

Inter-Item-Korrelationen und korrigiertes Cronbachs α der Skala Compassion Satisfaction

Items	Bergs $\alpha = .86$		Hasse $\alpha = .87$		Hoffmann $\alpha = .85$		Gesamt $\alpha = .86$	
	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item
Item 3	.601	.85	.562	.86	.569	.83	.575	.85
Item 6	.605	.85	.485	.86	.497	.84	.540	.85
Item 12	.652	.85	.696	.85	.613	.83	.649	.84
Item 16	.481	.86	.428	.87	.451	.84	.457	.86
Item 18	.646	.85	.652	.85	.682	.82	.660	.84
Item 20	.593	.85	.533	.86	.584	.83	.571	.85
Item 22	.543	.85	.558	.86	.559	.84	.555	.85
Item 24	.536	.86	.639	.85	.462	.85	.530	.85
Item 27	.528	.85	.557	.86	.527	.84	.538	.85
Item 30	.608	.85	.764	.84	.635	.83	.655	.84

Anmerkungen. Cronbachs α der Skala = α , r_i = die durchschnittliche Korrelation eines Items mit den restlichen neun Items der Skala, α -Item ist das Cronbachs α bei Weglassen des Items.

Tabelle 27

Inter-Item-Korrelationen und korrigiertes Cronbachs α der Skala Burnout

Items	Bergs $\alpha = .68$		Hasse $\alpha = .70$		Hoffmann $\alpha = .68$		Gesamt $\alpha = .70$	
	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item
Item 1	.440	.65	.494	.66	.569	.83	.480	.66
Item 4	.186	.68	.193	.70	.497	.84	.204	.70
Item 8	.276	.67	.375	.67	.613	.83	.309	.68
Item 10	.524	.62	.587	.63	.451	.84	.520	.65
Item 15	.163	.69	.309	.68	.682	.82	.209	.70
Item 17	.484	.63	.423	.66	.584	.83	.455	.66
Item 19	.580	.61	.700	.60	.559	.84	.635	.62
Item 21	.619	.60	.643	.61	.462	.85	.616	.62
Item 26	.456	.63	.436	.66	.527	.84	.477	.66
Item 29	-.160	.76	-.323	.80	.635	.83	-.153	.77

Anmerkungen. Cronbachs α der Skala = α , r_i = die durchschnittliche Korrelation eines Items mit den restlichen neun Items der Skala, α -Item ist das Cronbachs α bei Weglassen des Items. Items mit negativer Ladung sind fett markiert.

Tabelle 28

Inter-Item-Korrelationen und korrigiertes Cronbachs α der Skala sekundärer traumatischer Stress

Items	Bergs $\alpha = .72$		Hasse $\alpha = .78$		Hoffmann $\alpha = .63$		Gesamt $\alpha = .73$	
	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item	r_i	α -Item
Item 2	.058	.76	.200	.79	.019	.68	.094	.76
Item 5	.324	.71	.270	.79	.257	.62	.309	.73
Item 7	.435	.69	.566	.75	.408	.58	.497	.69
Item 9	.521	.69	.570	.75	.437	.58	.531	.70
Item 11	.493	.68	.607	.74	.477	.56	.549	.68
Item 13	.469	.69	.494	.76	.395	.58	.460	.70
Item 14	.458	.69	.521	.76	.292	.61	.449	.71
Item 23	.492	.68	.394	.77	.329	.60	.435	.70
Item 25	.553	.67	.663	.74	.472	.57	.586	.68
Item 28	.234	.72	.274	.78	.098	.65	.184	.74

Anmerkungen. Cronbachs α der Skala = α , r_i = die durchschnittliche Korrelation eines Items mit den restlichen neun Items der Skala, α -Item ist das Cronbachs α bei Weglassen des Items.

Validitätsanalyse

Konvergente Validität.

Für die Überprüfung der konvergenten Validität der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale wurden die Kennzahl der durchschnittlich erfassten Varianz pro Skala und die Item-Ladungen der Items betrachtet. Die konvergente Validität ist das Maß für die positive Korrelation eines Konstruktes mit anderen Konstrukten, die vorgeben, dasselbe latente Merkmal zu messen. Auch Items können für die Überprüfung der konvergenten Validität eines Konstruktes verwendet werden (Hemsworth et al., 2018). Dabei geht man davon aus, dass die Items einer Skala das gleiche zugrundeliegende Merkmal messen.

Durchschnittlich erfasste Varianz (DEV).

Nimmt man die Items einer Skala als Maßstab für die Beurteilung der konvergenten Validität her, ist vor allem die Kennzahl der durchschnittlich erfassten Varianz (DEV) wichtig. Die durchschnittlich erfasste Varianz ist der Anteil eines Items, der durch das Konstrukt, bzw. im Fall der konfirmatorischen Faktorenanalyse durch den Faktor, erklärt wird. Die

durchschnittlich erfasste Varianz eines Items durch den Faktor sollte dabei bei zumindest 50 Prozent liegen. Tabelle 25 zeigt die durchschnittlich erfasste Varianz für alle Stichproben. In allen Stichproben und in allen Skalen lag die durchschnittlich erfasste Varianz unterhalb der 50%-Marke.

Item-Ladungen.

Zusätzlich zur durchschnittlich erfassten Varianz ist es sinnvoll, sich die Faktorenladungen der einzelnen Items anzusehen. Die Faktorenladungen aus der exploratorischen Faktorenanalyse befinden sich für die Stichprobe von Bergs in Tabelle 6, für die Stichprobe von Hasse in Tabelle 10, für die Stichprobe von Hoffmann in Tabelle 14 und für die Gesamtstichprobe in Tabelle 18. Die Faktorenladungen aus der konfirmatorischen Faktorenanalyse sind, zusammengefasst für alle Stichproben, in der Tabelle 22 zu finden.

In der Skala sekundärer traumatischer Stress sind in fast allen Stichproben sowohl in der exploratorischen als auch in der konfirmatorischen Faktorenanalyse Auffälligkeiten bei Item 2, Item 5 und Item 28 aufgetreten. Ebenfalls konsistente Auffälligkeiten zeigen sich bei Item 7, Item 14 und Item 23, wobei hier nicht immer in allen Stichproben und über beide Faktorenanalysen hinweg. Item 13 war nur in der Stichprobe von Hasse bei der Ladung der exploratorischen Faktorenanalyse unterhalb des erforderlichen Wertes. In der Skala Burnout sind die Ergebnisse der exploratorischen und der konfirmatorischen Faktorenanalyse nicht so einheitlich wie bei der Skala sekundärer traumatischer Stress, dennoch zeigen sich einige Items konsistent auffällig. Besonders Item 1, Item 4, Item 15 und Item 29 sind in fast allen Stichproben unterhalb der gewünschten Ladung von .4. Ebenfalls auffällig ist Item 17 und Item 8, doch beide Items fallen nicht konsistent über alle Stichproben und beide Analysearten hinweg auf. In der Skala Compassion Satisfaction zeigen sich in der konfirmatorischen Faktorenanalyse überhaupt keine auffälligen Items und bei der exploratorischen Faktorenanalyse sind lediglich Item 16 in der Stichprobe von Bergs und Item 27 in der Stichprobe von Hoffmann auffällig.

Diskriminante Validität.

Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT).

Die diskriminante Validität beschreibt, wie gut ein Konstrukt von einem anderen Konstrukt abgrenzbar ist. Berechnet werden kann die diskriminante Validität auf mehrere Arten, eine davon ist die Heterotrait-Monotrait-Ratio (HTMT). Beim HTMT-Test werden die Inter-Konstrukt-Korrelationen in ein Verhältnis mit den durchschnittlichen Inter-Item-Korrelationen der Konstrukte gesetzt (Hemsworth et al., 2018). Wenn der HTMT-Wert selbst oder der

HTMT-Wert der Bootstrap-Konfidenzintervalle (Konfidenzintervall für HTMT 2.5% und HTMT 97.5%) den Wert 1 beinhaltet oder überschreitet, wird damit der geforderte p -Wert von $< .05$ nicht mehr eingehalten, und die diskriminante Validität ist nicht gegeben. Der HTMT-Wert und die HTMT-Werte der Konfidenzintervalle stiegen in keiner Stichprobe und in keinem Konstrukt-Paar über den Wert 1 (siehe Tabelle 29).

Chi-Quadrat-Differenz-Test.

Eine weitere Möglichkeit, die diskriminante Validität zu überprüfen, ist der Chi-Quadrat-Differenz-Test. Für den Chi-Quadrat-Differenz-Test wird pro Stichprobe das Original-Modell eines Konstrukt-Paares mit dem beschränkten Modell eines Konstrukt-Paares verglichen. Das beschränkte Modell entsteht durch die Fixierung der Korrelation eines Konstrukt-Paares auf 1.0. Anschließend wird die Differenz aus dem X^2 -Wert des beschränkten Modells und dem X^2 -Wert des Originalmodells gebildet und mit dem kritischen X^2 -Wert bei den berechneten Freiheitsgraden ($df = 2$) und dem gewünschten p -Wert ($p < .01$) verglichen. Ist die Chi-Quadrat-Differenz größer als der kritische X^2 -Wert, dann kann das gewünschte Signifikanzniveau angenommen werden. In allen Stichproben und über alle Konstrukt-Paare hinweg war die Chi-Quadrat-Differenz signifikant (siehe Tabelle 29).

Reliabilität der Skalen

Für die Beurteilung der Reliabilität wurden das Cronbachs α und die kongenerische Reliabilität berechnet. Das Cronbachs α setzt voraus, dass die Faktorenladungen der Items gleich groß sind. Da in den meisten Modellen die Faktorenladungen der Items nicht gleich groß sind, wird durch die Verwendung von Cronbachs α oft die Reliabilität einer Skala unterschätzt (Bagozzi & Yi, 1988). Die kongenerische Reliabilität setzt nicht voraus, dass die Faktorenladung der Items gleich groß sind und ist daher für die Verwendung in psychometrischen Studien gut geeignet. Für beide Reliabilitäten gelten Werte $> .70$ als empfohlen. Die Reliabilität der Skalen kann für alle Stichproben in Tabelle 25 eingesehen werden.

Cronbachs α .

Das Cronbachs α für die Skala Compassion Satisfaction liegt in allen Stichproben in einem guten Bereich, mit Werten zwischen .85 und .87. Das Cronbachs α für die Skala Burnout liegt in zwei Stichproben knapp unter dem empfohlenen Wert von .70. In den Stichproben von Bergs und Hoffmann erreicht das Cronbachs α der Skala Burnout einen Wert von .68. In der Stichprobe von Hasse und in der Gesamtstichprobe liegt das Cronbachs α der Skala Burnout bei .68. Die Skala sekundärer traumatischer Stress hat ein Cronbachs α mit Werten

zwischen .63 und .78. Besonders in der Stichprobe von Hoffmann und in der Gesamtstichprobe liegt der α -Wert unter dem gewünschten Wert von .70.

Tabelle 29

Chi-Quadrat-Differenz und HTMT-Werte der diskriminanten Validität

		Chi-Quadrat-Differenz-Test		HTMT-Test			
		Chi-Quadrat-Differenz	p -Wert	HTMT Wert	HTMT 2.5%	HTMT 97.5%	p -Wert
Bergs	BO-CS	58.95	< .01	.66	.58	.73	0.00
	BO-STs	651.78	< .01	.90	.84	.95	0.00
	CS-STs	471.84	< .01	.38	.33	.47	0.00
Hasse	BO-CS	50.91	< .01	.55	.48	.67	0.00
	BO-STs	374.84	< .01	.92	.84	.99	0.00
	CS-STs	374.21	< .01	.40	.34	.54	0.00
Hoffmann	BO-CS	47.30	< .01	.74	.67	.81	0.00
	BO-STs	347.86	< .01	.88	.79	.96	0.00
	CS-STs	243.24	< .01	.47	.42	.57	0.00
Gesamt	BO-CS	155.93	< .01	.64	.59	.69	0.00
	BO-STs	1550.82	< .01	.91	.86	.94	0.00
	CS-STs	1202.60	< .01	.40	.35	.46	0.00

Anmerkung. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress.

Kongenerische Reliabilität.

Die kongenerische Reliabilität liegt, außer bei der Skala Compassion Satisfaction, in allen Studien über den Werten des Cronbachs α . In der Skala Compassion Satisfaction ergeben sich α -Werte zwischen .82 und .84. Die Skala Burnout hat α -Werte der kongenerischen Reliabilität zwischen .70 und .75. Die kongenerische Reliabilität der Skala sekundärer traumatischer Stress liegt in den Stichproben von Bergs und Hasse sowie in der Gesamtstichprobe mit Werten zwischen .73 und .76 über dem kritischen Wert von .70. In der Stichprobe von Hoffmann liegt die kongenerische Reliabilität der Skala sekundärer traumatischer Stress mit einem Wert von .65 unterhalb des gewünschten Wertes von .70.

α -Item-Reliabilität.

Interessant für die Analyse der Reliabilität ist auch, ob sich die Reliabilität einer Skala verbessert, wenn man ein bestimmtes Item weglässt. Tabelle 26 zeigt das korrigierte Cronbachs α für die Skala Compassion Satisfaction, wenn ein Item weggelassen wurde. In allen Stichproben und über alle Items hinweg zeigt sich keine Verbesserung des Cronbachs α der Skala Compassion Satisfaction, wenn man ein Item weglassen würde. In Tabelle 27 befinden sich die korrigierten Cronbachs α für die Skala Burnout, wenn bestimmte Items entfernt werden würden. Vor allem bei Item 29 zeigt sich eine deutliche Verbesserung des Cronbachs α in allen Stichproben, wenn man das Item weglassen würde. Bei der Stichprobe von Hoffmann zeigt sich bei allen Items der Skala Burnout eine Verbesserung des Cronbachs α , wenn das jeweilige Item aus der Skala entfernt werden würde. Die Skala sekundärer traumatischer Stress zeigt bei Item 2 in allen Stichproben eine leichte Verbesserung des Cronbachs α , wenn dieses Item weggelassen werden würde (siehe Tabelle 28). Bei der Stichprobe von Hoffmann und in der Gesamtstichprobe verbessert sich das Cronbachs α der Skala auch, wenn man Item 28 exkludieren würde.

Normierung

Mittelwertunterschiede zwischen den Stichproben.

Für die Normierung der Stichprobe wurde in einem ersten Schritt überprüft, ob sich die Mittelwerte der verschiedenen Stichproben in den Skalenscores der Skala Compassion Satisfaction, Burnout und sekundärer traumatischer Stress signifikant unterscheiden. Eine einfaktorielle ANOVA konnte auf Grund der verletzten Voraussetzungen der Normalverteilung und der Varianzhomogenität sowie auf Grund von Ausreißern nicht durchgeführt werden. Bei ausreichend großen Stichproben sind Voraussetzungsverletzungen einer ANOVA nur dann zu verkraften, wenn die verschiedenen Teilstichgrößen gleich groß sind (Field, 2016). Da die TeilnehmerInnenanzahl in den einzelnen Stichproben unterschiedlich groß ist, wurde auf den nicht-parametrischen Kruskal-Wallis-Test ausgewichen.

In einer ersten Analyse wurde geprüft, ob signifikante Unterschiede in den Mittelwerten der Skalenscores der Stichproben von Bergs, Hasse und Hoffmann bestehen. Für alle drei Skalen wurden signifikante Unterschiede gefunden. Signifikante Mittelwertunterschiede bestanden in dem mittleren Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction, $H(2) = 7.95$, $p = .019$, der Skala Burnout, $H(2) = 51.41$, $p < .001$, und der Skala sekundärer traumatischer Stress, $H(2) = 53.08$, $p < .001$. Bei der Skala Compassion Satisfaction unterschieden sich die mittleren Skalenscores der Stichprobe von Bergs und Hoffmann signifikant ($d = -0.094$,

$p = .015$) voneinander. Die mittleren Skalenscores zwischen der Stichprobe von Bergs und Hasse sowie zwischen der Stichprobe von Hoffmann und Hasse unterschieden sich nicht signifikant voneinander. Signifikante Unterschiede in den mittleren Skalenscores der Skala Burnout gab es zwischen der Stichprobe von Hoffmann und Bergs ($d = 0.264$, $p = .001$), zwischen der Stichprobe von Hoffmann und Hasse ($d = 0.615$, $p < .001$) und zwischen der Stichprobe von Bergs und Hasse ($d = -0.343$, $p < .001$). In der Skala sekundärer traumatischer Stress unterschieden sich die mittleren Skalenscores zwischen der Stichprobe von Hoffmann und Hasse ($d = 0.611$, $p < .001$) und zwischen der Stichprobe von Bergs und Hasse ($d = -0.505$, $p < .001$). Keine signifikanten Unterschiede in den mittleren Skalenscores der Skala sekundärer traumatischer Stress gab es zwischen der Stichprobe von Hoffmann und Bergs. Nach Cohen sind Effekte von $d = 0.2$ klein und Effekte von $d = 0.5$ mittel. Da die Effekte der Mittelwertunterschiede nur klein bis maximal mittel waren, wurde in den weiteren Berechnungen der Normierung mit der Gesamtstichprobe gerechnet. Tabelle 30 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen der Stichproben für alle Skalen.

Tabelle 30

Mittelwert und Standardabweichung der Skalen CS, BO und STS

Stichprobe	N	CS		BO		STS	
		M	SD	M	SD	M	SD
Bergs	403	39.28	5.05	24.25	4.40	19.53	4.25
Hasse	200	39.63	5.51	26.14	5.20	22.24	5.59
Hoffmann	386	40.28	4.96	22.95	4.42	19.01	3.74
Gesamt	989	39.74	5.13	24.12	4.72	19.87	4.53

Anmerkung. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress.

Mittelwertunterschiede der Cutoff-Werte.

Um die Unterschiede zwischen den Mittelwerten der österreichischen Gesamtstichprobe und den Mittelwerten der Stichprobe von Stamm zu ermitteln, wurde in IBM SPSS 24 ein Einstichproben-t-Test berechnet. Tabelle 31 gibt einen Überblick über die Mediane der Skalen aus der Gesamtstichprobe sowie der Stichprobe von Stamm (Stamm, 2010). Die mittleren Skalenscores der jeweiligen Skalen sind aus dem Manual von 2010 (Stamm, 2010) entnommen worden und wurden jeweils als Referenzwert für den Einstichproben-t-Test verwendet. Signifikante Mittelwertunterschiede zwischen dem mittleren Skalenscores von Stamm und den mittleren Skalenscores der österreichischen Gesamtstichprobe wurden für

alle Skalen gefunden. Der mittlere Skalenscore der Skala Compassion Satisfaction ($M = 39.74$, $SD = 5.13$) war signifikant höher als der Skalenscore der Stichprobe von Stamm, $t(988) = 16.811$, $p < .001$. Der Effekt des Mittelwertunterschieds war mit Cohens $d = 0.72$ moderat. Nach Cohen sind Effekte von $d = 0.2$ klein, Effekte von $d = 0.5$ mittel und Effekte von $d > 0.8$ groß (Field, 2016). Der mittlere Skalenscore der Skala Burnout ($M = 24.12$, $SD = 4.72$) war ebenfalls signifikant höher als der Skalenscore der Stichprobe von Stamm, $t(988) = 24.447$, $p < .001$, mit einem großen Effekt von $d = 1.18$. Zuletzt zeigte sich auch der mittlere Skalenscore der Skala sekundärer traumatischer Stress ($M = 19.87$, $SD = 4.54$) als signifikant höher als der mittlere Skalenscore der Stichprobe von Stamm, $t(988) = 54.590$, $p < .001$. Der Effekt der Mittelwertunterschiede war ebenfalls sehr groß, $d = 2.35$.

Tabelle 31

Median, 25. und 75. Perzentil

		<i>Mdn</i>	25. Perzentil	75. Perzentil
Gesamtstichprobe $N = 989$	CS	40	36	43
	BO	24	21	27
	STS	19	16	22
Stamm (2010) $N = 1187$	CS	37	32	42
	BO	20	15	25
	STS	12	7	17

Anmerkungen. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress. Die Werte für den Median und das 25. und 75. Perzentil für die Stichprobe von Stamm sind dem Manual aus 2010 (Stamm, 2010) entnommen.

Mittelwertunterschiede nach Geschlecht.

Für die Überprüfung von Geschlechtsunterschieden in der österreichischen Stichprobe wurde in IBM SPSS 24 ein Zweistichproben-t-Test herangezogen. Die Mittelwerte der Skalenscores von Männern und Frauen unterschieden sich signifikant in der Skala Compassion Satisfaction, $t(985) = 2.987$, $p = .003$, und in der Skala sekundärer traumatischer Stress, $t(988) = 3.343$, $p = .001$, voneinander. In der Skala Burnout gab es keine signifikanten Mittelwertunterschiede zwischen Männern und Frauen. In der Skala Compassion Satisfaction hatten Frauen ($M = 40.05$, $SD = 5.02$) einen höheren mittleren Skalenscore als Männer ($M = 38.97$, $SD = 5.31$). Der Effekt war mit $d = 0.21$ jedoch klein. Die Mittelwerte von Frauen ($M = 20.15$, $SD = 4.64$) waren auch in der Skala sekundärer

traumatischer Stress signifikant größer als jene der Männer ($M = 19.12$, $SD = 4.16$), ebenfalls mit einem kleinen Effekt, $d = 0.24$. Tabelle 32 zeigt die Mittelwerte und Standardabweichungen für Frauen und Männer nach den Skalen geordnet.

Tabelle 32

Mittelwerte und Standardabweichung nach Skalen und Geschlecht getrennt

Geschlecht	N	CS		BO		STS	
		M	SD	M	SD	M	SD
weiblich	716	40.05	5.02	24.00	4.73	20.15	4.64
männlich	271	38.97	5.31	24.44	4.71	19.12	4.16

Anmerkung. CS = Compassion Satisfaction, BO = Burnout, STS = sekundärer traumatischer Stress.

Perzentile und Median.

Die Normierung der österreichischen Gesamtstichprobe erfolgte über eine Berechnung der 25. und 75. Perzentile sowie des Medians (siehe Tabelle 31). Für die Skala Compassion Satisfaction liegt das 25. Perzentil bei einem Wert von 36, der Median liegt bei einem Wert von 40, und das 75. Perzentil der Stichprobe liegt bei einem Wert von 43. In der Skala Burnout liegt das 25. Perzentil der Stichprobe bei einem Wert von 21, der Median liegt bei einem Wert von 24, und das 75. Perzentil liegt bei einem Wert von 27. In der Skala sekundärer traumatischer Stress liegt das 25. Perzentil bei einem Wert von 16, der Median liegt bei einem Wert von 19 und das 75. Perzentil liegt bei einem Skalenscore von 22. Die TeilnehmerInnen erzielten die höchsten Cutoff-Werte in der Skala Compassion Satisfaction. Die Perzentile und der Median der Skala Burnout lagen unter jenen der Skala Compassion Satisfaction, aber über jenen der Skala sekundärer traumatischer Stress.

Diskussion

Psychometrische Eigenschaften

Die Professional Quality of Life Scale ist ein Screening-Instrument, das in der Forschungsliteratur vielfach verwendet wird. Ihr praktischer Nutzen und ihre Relevanz für die Forschung sind allein durch die Vielzahl an veröffentlichten Studien, die die Professional Quality of Life Scale verwenden (Stamm, 2010), klar ersichtlich. Trotz der hohen Nutzung der Professional Quality of Life Scale ist die Validierung der Skala bislang nur in einigen wenigen Studien genauer ins Blickfeld gerückt (Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018). Die Ergebnisse der veröffentlichten Validierungs- und Übersetzungsstudien rückt die unhinterfragte Verwendung der Professional Quality of Life Scale jedoch in ein fragwürdiges Licht, denn vor allem die Skala Burnout und die Skala sekundärer traumatischer Stress kämpfen oft mit Validitäts- und Reliabilitätsproblemen (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016). Diese Masterarbeit hatte zum Ziel, die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale zu validieren und die Faktorenstruktur sowie die Validitäts- und Reliabilitätsangaben zu prüfen.

In Bezug auf die Ergebnisse der exploratorischen Faktorenanalyse konnte die Faktorenstruktur der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale nicht eindeutig belegt werden. Die Faktorenextraktion durch die kombinierte Verwendung des Kaiser-Eigenwert-Kriteriums und des Screeplots legt zwar eine dreifaktorielle Faktorenstruktur nahe, aber die Ladungen der Items auf die Skalen sind nicht immer so eindeutig, wie es die Skala von Stamm (2010) vorschlägt. Im Detail liegt es vor allem an den Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Die Items der Skala Compassion Satisfaction laden bis auf zwei Items (Item 16 und Item 27) generell hoch und eindeutig auf zusammenfassbaren Faktoren. Bei der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress ermöglicht die Faktorenladung der Items nicht immer eine eindeutige Zuordnung zu den zwei angeblich distinkten Konstrukten (Stamm, 2005, 2010). Es lassen sich jedoch einige Cluster von Items erkennen, die oft gemischt aus Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress bestehen. Ein erstes Cluster besteht im Großteil der Stichproben aus vier Items der Skala Burnout (Item 10, Item 19, Item 21 und Item 26) und drei Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 2, Item 11 und Item 13). In einem zweiten Cluster finden sich vor allem Items der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 7, Item 9 und Item 14) sowie Item 8 der Skala Burnout wieder. Besonders Item 8 wurde bereits in anderen Studien (Duarte, 2017; Samson et al., 2016) in der statistischen Analyse mit Items der Skala sekundärer traumatischer Stress in Verbindung gebracht. Duarte (2017) begründete den Wechsel von Item 8 zur Skala sekundärer

traumatischer Stress inhaltlich damit, dass explizit ein Verlust der arbeitsbezogenen Produktivität auf Grund von einer indirekten Traumatisierung erfragt wird. Das dritte Cluster an Items ist nicht mehr wirklich eindeutig als Cluster erkennbar, aber es ist insofern als Gruppierung zu sehen, da es die negativ formulierten Items der Skala Burnout betrifft. Sowohl Item 1 der Skala Burnout als auch Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29 finden sich immer wieder in den Stichproben zu Gruppen zusammen, wenn sie nicht niedrig oder in verkehrter Ladung bei anderen Clustergruppen mit laden.

Die konfuse Ladung der Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress lässt nicht zweifelsfrei erkennen, ob der Faktor Burnout inhaltlich getrennt von dem Faktor sekundärer traumatischer Stress auftreten kann. Betrachtet man die Faktorenkorrelation der exploratorischen Faktorenanalyse ist auch inhaltlich eher eine Trennung in zwei als in drei Faktoren begründbar. In den meisten Stichproben korrelieren die Faktoren der siebenstelligen Faktorenlösung so miteinander, dass ein klar abgrenzbarer Faktor mit Items der Skala Compassion Satisfaction entsteht und ein weiterer Faktor mit gemischten Items aus der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Besonders für die Faktoren der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress bedeutet das, dass die durch den Screeplot nahegelegte dreifaktorielle Faktorenlösung inhaltlich nicht durch die Wahl der Items gestützt ist. Es sind zwar drei Konstrukte voneinander abgrenzbar, doch es scheint, als wären besonders die Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress keine guten Repräsentationen ihrer latenten Konstrukte.

Die Ergebnisse der Faktorenextraktion in Bezug auf Schwierigkeiten in der Trennung der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress werden dadurch unterstrichen, dass einige Items Probleme dabei haben, hoch auf irgendeinen der Faktoren zu laden. Bei der Skala Burnout betrifft es vor allem Item 1, Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29 sowie in einem Fall auch Item 8. Items der Skala sekundärer traumatischer Stress, die niedrige Faktorenladungen aufweisen, umfassen Item 2, Item 5, Item 7, Item 14, Item 23 und Item 28 sowie in einem Fall Item 13. Die Skala Compassion Satisfaction hat grundsätzlich keine Schwierigkeiten bei der Höhe der Item-Ladungen, jedoch fallen Item 16 und Item 27 in jeweils einer Stichprobe mit einer geringeren Ladung als gewünscht auf. In diesem Zusammenhang sind auch die Ergebnisse der konfirmatorischen Faktorenanalyse von Interesse.

Die konfirmatorische Faktorenanalyse bietet quasi eine erzwungene Faktorenstruktur mit drei Faktoren und der Vorgabe, welche Items auf welche Skala laden sollen. Dadurch sind vor allem die Ladungen der Items auf ihre jeweiligen Faktoren von großem Interesse. Ähnlich wie bei der exploratorischen Faktorenanalyse sind niedrige Item-Ladungen vor allem bei

Items der Skala Burnout (Item 4, Item 15 und Item 29) und der Skala sekundärer traumatischer Stress (Item 2, Item 5, Item 14, Item 23 und Item 28) auffällig gewesen. Betrachtet man zusätzlich die Kommunalitäten der Items, die bei der exploratorischen Faktorenanalyse berechnet worden sind, zeigen sich die bereits verdächtigen Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress erneut als problematisch. Eine geringe Kommunalität eines Items bedeutet eine geringe Korrelation des Items mit anderen Items und spiegelt Probleme eines Items wieder, ordentlich auf einen Faktor zu laden. Für die Skala Burnout betrifft das Problem einer niedrigen Kommunalität Item 1, Item 4, Item 15, Item 26 und Item 29. Die Skala sekundärer traumatischer Stress hat ihrerseits Schwierigkeiten, die gewünschte Höhe der Kommunalität bei Item 2, Item 5, Item 7, Item 14, Item 23 und Item 28 zu erreichen. Für die Skala Compassion Satisfaction zeigt sich allein bei Item 16 eine niedrige Kommunalität.

Die Ergebnisse der niedrigen Item-Ladung und der niedrigen Kommunalität einiger Items wird unterstrichen durch die problematische Inter-Item-Korrelation einiger Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Die Inter-Item-Korrelation eines Items mit anderen Items seiner Skala sollte im besten Fall positiv und von mittlerer Effektstärke sein, denn immerhin sollte das Item dasselbe Konstrukt messen wie die anderen Items der Skala. Eine schwache oder sogar negative Inter-Item-Korrelation eines Items deutet darauf hin, dass dieses Item nicht oder nur gering zu den Items seiner eigenen Skala gehört. Für die Skala sekundärer traumatischer Stress wurden schwache Inter-Item-Korrelationen bei Item 2 und Item 28 gefunden, und für die Skala Burnout ergab sich bei Item 29 sogar eine negative Inter-Item-Korrelation. Die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation zeigt, wie gut die Items einer Skala gesamt miteinander korrelieren, und auch hier ist eine positive mittlere Korrelation erwünscht. Betrachtet man die Ergebnisse der Item-Ladungen und der Inter-Item-Korrelationen, ist es nur wenig verwunderlich, dass die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress unterhalb der geforderten Mindestkorrelation liegen.

Fasst man die Ergebnisse der Faktorenladungen, der Inter-Item-Korrelationen und der Kommunalitäten zusammen, ergibt sich ein Bild von problematischen Items, das sich konsistent durch die ganzen Ergebnisse der Studie zieht. Auf der Skala Burnout sind vor allem Item 1, Item 4, Item 15, Item 17 und Item 29 problematisch. Alle diese Items sind bereits in anderen Studien auffällig geworden (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016), und gerade bei diesen Items besteht der Verdacht, dass die negative Formulierung bzw. die Rückwärtskodierung der Items einen starken Einfluss auf ihre psychometrische Leistung hat (Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018). Auch auf der Skala sekundärer traumatischer Stress sind Items

auffällig geworden, die bereits in anderen Studien als problematisch identifiziert wurden (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018). In dieser Studie betrifft eine negative Leistung vor allem Item 2, Item 5, Item 7, Item 14, Item 23 und Item 28 der Skala sekundärer traumatischer Stress. Im Gegensatz zu den problematischen Items der Skala Burnout ist die Studienlage zu den problematischen Items der Skala sekundärer traumatischer Stress jedoch nicht so konsistent, und obwohl fast alle dieser Items bereits in der einen oder anderen Studie negativ erwähnt worden sind, sind nicht alle Items durchgehend negativ aufgefallen. Das einzige Item, das mit relativer Konstanz immer wieder negativ aufgefallen ist, ist Item 2 (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018). Während sich Item 5 ebenfalls oft problematisch zeigt (Duarte, 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018), sind Item 7, Item 14 und Item 28 bis zum jetzigen Zeitpunkt nur in der Studie von Duarte (2017) negativ aufgefallen. Da immer wieder die gleichen Items der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress über verschiedene Studien hinweg problembehaftet sind, wirkt die Forderung nach einer Elimination oder einer Überarbeitung dieser Items legitim (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018).

Die Inter-Konstrukt-Korrelationen der Skala Compassion Satisfaction, der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress verhalten sich so, wie sie von Stamm (2005) vorgeschlagen sind. Zwischen der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress besteht eine positive Korrelation. Negative Korrelationen zeigen sich zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala Burnout und zwischen der Skala Compassion Satisfaction und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Die positive Korrelation zwischen der Skala Burnout und der Skala sekundärer traumatischer Stress hat eine mittlere bis hohe Effektstärke, und es ist daher zu überlegen, ob diese relativ hohe positive Korrelation eine Zusammenlegung der Faktoren Burnout und sekundärer traumatischer Stress rechtfertigt. Eine zweifaktorielle Lösung der Professional Quality of Life Scale beziehungsweise Kürzungen der Professional Quality of Life Scale wurden bereits in anderen Studien vorgenommen (Duarte, 2017; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016). In den meisten Fällen bleiben bei diesen Revisionen der Professional Quality of Life Scale die Items der Skala Compassion Satisfaction erhalten, während die Items der Skala Burnout und die Items der Skala sekundärer traumatischer Stress drastisch gekürzt, wenn nicht sogar zusammengelegt werden. Bislang hat sich die Kürzung oder Zusammenlegung der Items nur positiv auf die psychometrischen Eigenschaften der Professional Quality of Life Scale ausgewirkt (Duarte, 2017; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016). Die Kürzung problematischer Items ist auch in Betracht der Ergebnisse dieser Masterarbeit eine ernsthafte Überlegung wert.

Zur Validitäts- und Reliabilitätsanalyse lassen sich folgende Ergebnisse zusammenfassen. Es ist anzunehmen, dass sich die problematischen Items negativ auf die konvergente Validität der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale ausgewirkt haben. Es konnte weder für die Skala Compassion Satisfaction noch für die Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress eine zufriedenstellende konvergente Validität nachgewiesen werden. Die konvergente Validität der Konstrukte wurde in dieser Studie durch den Beitrag der einzelnen Items einer Skala zu dieser Skala evaluiert, und für keine der drei Skalen konnte eine zufriedenstellende durchschnittlich erfasste Varianz gezeigt werden. Die schlechten Validitätsergebnisse für die Skala Burnout und die Skala sekundärer traumatischer Stress stehen in Einklang mit bisherigen Forschungsergebnissen (Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018). Die mangelnde konvergente Validität der Skala Compassion Satisfaction kommt vor allem beim Ergebnis der durchschnittlich erfassten Varianz eher überraschend, da sowohl die durchschnittliche Inter-Item-Korrelation als auch die Faktorenladungen der Items in einem zufriedenstellenden Bereich lagen. Außerdem war die konvergente Validität der Skala Compassion Satisfaction in anderen Studien bis jetzt immer gegeben (Duarte, 2017; Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018, Heritage et al., 2018).

Auch die einzelnen Item-Ladungen sind besonders in der Skala Burnout und in der Skala sekundärer traumatischer Stress in vielen Fällen unterhalb des gewünschten kritischen Wertes. Für die drei Konstrukte bedeutet das, dass die Items, aus denen sie konstruiert sind, nicht ausreichend genug dasselbe Konstrukt messen. Die diskriminante Validität ist trotz konfuser Item-Ladungen und fehlender konvergenter Validität für alle Skalen und in allen Stichproben gegeben. Das bedeutet, dass die drei Konstrukte prinzipiell voneinander unterscheidbar sind und dass die drei Skalen drei distinkte Konstrukte messen.

Die Ergebnisse der Reliabilitätsanalyse sind mit anderen Studien vergleichbar (Galiana et al., 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018) und zeigen für die Skala Compassion Satisfaction über alle Stichproben hinweg eine durchgehend zufriedenstellende Reliabilität. Die Reliabilität der Skala Burnout war in zwei Stichproben knapp unter den erforderlichen Reliabilitätswerten, und die Reliabilität der Skala sekundärer traumatischer Stress war in einer Stichprobe niedriger als gewünscht. Eine erhebliche Verbesserung der Reliabilität der Skala Burnout konnte in dieser Studie in allen Stichproben durch das Weglassen von Item 29 erreicht werden, was in Zusammenhang mit der negativen Inter-Item-Korrelation auch sehr sinnvoll erscheint. Die problematische Reliabilität der Skala sekundärer traumatischer Stress trat nur in der Stichprobe von Hoffmann auf, und die Betrachtung der α -Reliabilität bei Weglassen von einzelnen Items gab keinen exakten Aufschluss darüber, welche Items zu der mangelhaften Reliabilität führten.

Insgesamt zeigt sich also eine durchwachsene psychometrische Leistung der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale, was sich auch in den Fit-Indizes der Modell-Güte widerspiegelt. Um die Güte des Modells mit der von Stamm vorgeschlagenen Faktorenstruktur zu prüfen, wurden der Chi-Quadrat-Index, der Tucker-Lewis-Index (TLI), der Comparative-Fit-Index (CFI) und der Root-Mean-Square-Error of Approximation (RMSEA) berechnet. In keiner der Stichproben konnte für das vorgeschlagene Modell ein akzeptabler Fit-Index gefunden werden. In der Übersetzungsstudie von Duarte (2017) konnte das erste Modell, das der Originalstruktur der Professional Quality of Life Scale am ähnlichsten war, ebenfalls keine zufriedenstellende Modell-Güte erreichen. Die Elimination problematischer Items scheint bei vielen Validierungsstudien ein notwendiger Schritt zu sein, um eine passende Modell-Güte zu erreichen (Duarte, 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016).

Die Gestaltung der Professional Quality of Life Scale kann zumindest in der österreichischen Übersetzung nicht gehalten werden, und eine Revision der Skalen ist erforderlich, um eine gute Modell-Güte zu erreichen. Die Überlegungen zu einer gekürzten Version und einer inhaltlichen Überarbeitung der Items aus den Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress, wie sie bereits in anderen Studien gefordert wurden (Duarte, 2017; Hemsworth et al., 2018; Heritage et al., 2018; Samson et al., 2016), macht aus Sicht dieser Studie sehr viel Sinn. Auch der Vorschlag einer Zusammenführung der Skalen Burnout und sekundärer traumatischer Stress unter dem Konstrukt der Compassion Fatigue (Heritage et al., 2018) kann durch die Ergebnisse dieser Studie gestützt werden. Dabei sollte die Gestaltung der Skala Compassion Fatigue nicht allein durch eine Reduktion der problematischen Items erfolgen, sondern durch eine tatsächlich inhaltlich und empirisch begründete Item-Auswahl (Sinclair et al., 2017).

Normierung

Trotz der in einigen Bereichen mangelhaften psychometrischen Leistung der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale wurde die mögliche Normierung geprüft und brachte interessante Ergebnisse zu Tage. Vor allem der Mittelwertvergleich zwischen den mittleren Skalenscores der österreichischen Stichprobe und den Cutoff-Werten von Stamm (2010) brachte eine neue Information. Der Mittelwert der österreichischen Stichprobe lag in allen Skalen deutlich über dem Cutoff-Wert von Stamm (2010), was für hohe Ausprägungen der Compassion Satisfaction, des Burnouts und des sekundären traumatischen Stresses in der deutschsprachigen Population spricht. Ein Vergleich zu den Ergebnissen wird dadurch erschwert, dass in Stamms Manualen (2005, 2010) keine Angaben über den demographischen Hintergrund der Stichprobe gemacht

werden. Prinzipiell könnten die höheren Werte aber schon allein durch einen Zeiteffekt entstehen, da zwischen dem Erhebungszeitraum der Stichprobe von Stamm und dem Erhebungszeitraum der Stichprobe, die in dieser Masterarbeit verwendet wurde, knapp zehn Jahre vergangen sind. Korunka und Kubicek (2013) betonen, dass sich die seit dem Jahr 2000 kontinuierlich zunehmende Beschleunigung des Arbeitslebens negativ auf das Wohlbefinden, die Zufriedenheit und das Engagement der Arbeitnehmer auswirken kann. Die Beschleunigung des Arbeitslebens und die damit verbundenen Belastungen wären demnach eine mögliche Erklärung für die erhöhten Burnout- und Compassion-Fatigue-Werte. Die erhöhten Compassion-Satisfaction-Werte wiederum könnten durch einen Anstieg des Bewusstseins für achtsamkeitsbasierte Praktiken, wie Yoga, Meditation und Selbst-Pflege-Aktivitäten, erklärbar sein (Keng, Smoski, & Robins, 2011).

Die Prüfung auf Geschlechtsunterschiede in den Mittelwerten der Skalenscores ergab einen signifikanten Unterschied zwischen Männern und Frauen in der Skala Compassion Satisfaction und der Skala sekundärer traumatischer Stress. Frauen erzielten dabei in beiden Skalen signifikant höhere Werte als Männer, jeweils aber nur mit einem kleinen Effekt. Ähnliche Ergebnisse wurden in der Studie von Duarte (2017) und Sacco und Kollegen (2015) gefunden. Da keine Geschlechtsunterschiede in den mittleren Skalenscores in der Skala Burnout vorlagen und da die Studienlage zu geschlechtsspezifischen Unterschieden noch nicht eindeutig geklärt ist (Duarte, 2017; Mooney et al., 2017), wurde die Normierung der Cutoff-Werte der deutschsprachigen Stichprobe mit der Gesamtstichprobe ohne Trennung nach Geschlecht vorgenommen. Sowohl der Median als auch das 25. und das 75. Perzentil liegen in allen Skalen über den vorgeschlagenen Cutoff-Werten von Stamm (2010).

Zusammenfassend lässt sich abschließend sagen, dass die Professional Quality of Life Scale ein wichtiges und vielverwendetes Screening-Instrument ist und daher unbedingt eine Kürzung und Revision der problematischen Items vorgenommen werden muss, damit eine zufriedenstellende Modell-Güte erreicht werden kann. Die Normierung der Professional Quality of Life Scale scheint sich zumindest länderspezifisch von der vorgegebenen Normierung von Stamm (2010) zu unterscheiden, und es ist daher von großem Interesse, wie sich die Cutoff-Werte der Professional Quality of Life Scale in anderen Ländern zusammensetzen.

Limitationen

Zu den Limitationen dieser Studie zählt in erster Linie, dass nicht die Originalversion der Professional Quality of Life Scale überprüft wurde, sondern eine österreichische Übersetzung. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie gelten daher vor allem speziell für die österreichische Übersetzung der Professional Quality of Life Scale. Außerdem können

mögliche Übersetzungsdiskrepanzen eventuell einen Einfluss auf die Leistung einzelner Items gehabt haben. Zusätzlich wäre es von großem Interesse zu prüfen, ob sich die Modellgüte der österreichischen Übersetzung der Professional Quality of Life Scale verbessert, wenn die problematischen Items eliminiert werden. Eine solche Überprüfung hätte den Rahmen dieser Arbeit jedoch gesprengt. Die Frage nach einer Verbesserung der Gütekriterien bleibt also sicherlich für weitere Arbeiten nach wie vor interessant.

Trotz der Limitationen leistet diese Arbeit einen wichtigen Beitrag zur Validierungsforschung und unterstreicht, im Einklang mit bisherigen Studien, wie wichtig es ist, dass die Professional Quality of Life Scale überarbeitet wird.

Literatur

- Amin, A. A., Vankar, J. R., Nimbalkar, S. M., & Phatak, A. G. (2015). Perceived stress and professional quality of life in neonatal intensive care unit nurses in Gujarat, India. *Indian Journal of Pediatrics*, 82, 1001-1005. doi: 10.1007/s12098-015-1794-3
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74-94. doi: 10.1177/009207038801600107
- Baird, K., & Kracen, A. C. (2006). Vicarious traumatization and secondary traumatic stress: A research synthesis. *Counselling Psychology Quarterly*, 19(2), 181-188. doi: 10.1080/09515070600811899
- Bergs, S. (2018). *Arbeitsbezogene Lebensqualität von HelferInnen im Zusammenhang mit dem subjektiven Stresserleben und Gebrauch von Copingstilen*. Unveröffentlichte Masterarbeit, Universität Wien, Wien.
- Boyle, D. A. (2011). Countering compassion fatigue: A requisite nursing agenda. *Online Journal of Issues in Nursing*, 16(1):2. Abgerufen von <http://ojin.nursingworld.org/MainMenuCategories/ANAMarketplace/ANAPeriodicals/OJIN/TableofContents/Vol-16-2011/No1-Jan-2011/Countering-Compassion-Fatigue.html>
- Branch, C., & Klinkenberg, D. (2015) Compassion fatigue among pediatric healthcare providers. *American Journal of Maternal/Child Nursing*, 40(3), 160–166. doi: 10.1097/NMC.0000000000000133
- Bride, B. E., Radey, M., & Figley, C. R. (2007). Measuring compassion fatigue. *Clinical Social Work Journal*, 35(3), 155–163. doi: 10.1007/s10615-007-0091-7
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Press.
- Burtson, P. L., & Stichler, J. F. (2010). Nursing work environment and nurse caring: Relationship among motivational factors. *Journal of Advanced Nursing*, 66(8), 1819–1831. doi: 10.1111/j.13652648.2010.05336.x
- Compassion. (n.d.). In *Merriam-Webster's online dictionary*. Abgerufen von <https://www.merriam-webster.com/dictionary/compassion>
- Craigie, M., Osseiran-Moisson, R., Hemsworth, D., Aoun, S., Francis, K., Brown, J., . . . Rees, C. (2016). The influence of trait-negative affect and compassion satisfaction on compassion fatigue in Australian nurses. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 8(1), 88-97. doi: 10.1037/tra0000050
- Dalal, D. K., & Carter, N. T. (2015). Negatively worded items negatively impact survey research. In C. E. Lance & R. J. Vandenberg (Hrsg.), *More statistical and*

- methodological myths and urban legends*. New York, NY: Routledge. doi: 10.1177/1094428110391814
- De La Rosa, G. M., Webb-Murphy, J. A., Fesperman, S. F., & Johnston, S. L. (2018). Professional quality of life normative benchmarks. *Psychological Trauma: Theory, Research, Practice, and Policy*, 10(2), 225-228. doi: 10.1037/tra0000263
- Duarte, J. (2017). Professional quality of life in nurses: Contribution for the validation of the Portuguese version of the Professional Quality of Life Scale-5 (ProQOL-5). *Análise Psicológica*, 4, 529-542. doi: 10.14417/ap.1260
- Duarte, J., Pinto-Gouveia, J., & Cruz, B. (2016). Relationships between nurses' empathy, self-compassion and dimensions of professional quality of life: A cross-sectional study. *International Journal of Nursing Studies*, 60, 1-11. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2016.02.015
- Durkin, M., Beaumont, E., Hollins Martin, C. J., & Carson, J. (2016). A pilot study exploring the relationship between self-compassion, self-judgement, self-kindness, compassion, professional quality of life and wellbeing among UK community nurses. *Nurse Education Today*, 46, 109-114. doi: 10.1016/j.nedt.2016.08.030
- Fatigue. (n.d.). In *Merriam-Webster's online dictionary*. Abgerufen von <https://www.merriam-webster.com/dictionary/fatigue>
- Field, A. (2016). *Discovering statistics using IBM SPSS statistics* (4. Aufl.). London: SAGE Publications.
- Figley, C. R. (1995). *Compassion fatigue: Coping with secondary traumatic stress disorder*. New York, NY: Brunner/Mazel.
- Flarity, K., Gentry, J. E., & Mesnikoff, N. (2013). The effectiveness of an educational program on preventing and treating compassion fatigue in emergency nurses. *Advanced Emergency Nursing Journal*, 35(3), 247-258. doi: 10.1097/TME.0b013e31829b726f.
- Galiana, L., Arena, F., Oliver, A., Sansó, N., & Benito, E. (2017). Compassion satisfaction, compassion fatigue, and burnout in Spain and Brazil: ProQOL validation and cross-cultural diagnosis. *Journal of Pain and Symptom Management*, 53(3), 598-604. doi: 10.1016/j.jpainsymman.2016.09.014
- Hasse, M. (2019). *Schutzfaktoren gegen Burnout: Welche Rolle spielt Spiritualität in der Entwicklung von Burnout im Sozial- und Gesundheitsbereich?* Unveröffentlichte Masterarbeit, Universität Wien, Wien.
- Hegney, D. G., Craigie, M., Hemsworth, D., Osseiran-Moisson, R., Aoun, S., Francis, K., & Drury, V. (2014). Compassion satisfaction, compassion fatigue, anxiety, depression and stress in registered nurses in Australia: Study 1 results. *Journal of Nursing Management*, 22, 506-518. doi: 10.1111/jonm.12160

- Hegney, D. G., Rees, C. S., Eley, R., Osseiran-Moisson, R., & Francis, K. (2015). The contribution of individual psychological resilience in determining the professional quality of life of Australian nurses. *Frontiers in Psychology*, 6:1613. doi: 10.3389/fpsyg.2015.01613
- Hemsworth, D., Baregheh, A., Aoun, S., & Kazanjian, A. (2018). A critical enquiry into the psychometric properties of the Professional Quality of Life Scale (ProQol-5) instrument. *Applied Nursing Research*, 39, 81-88. doi: 10.1016/j.apnr.2017.09.006
- Heritage, B., Rees, C. S., & Hegney, D. G. (2018). The ProQOL-21: A revised version of the Professional Quality of Life (ProQOL) Scale based on Rasch analysis. *PLoS ONE*, 13(2):e0193478. doi: 10.1371/journal.pone.0193478
- Hoffmann, S. (2018). *Professionelle Lebensqualität und Resilienz in der psychosozialen Arbeit mit Kindern und Jugendlichen*. Unveröffentlichte Masterarbeit, Universität Wien, Wien.
- Hunsaker, S., Chen, H.-C., Maughan, D., & Heaston, S. (2015). Factors that influence the development of compassion fatigue, burnout, and compassion satisfaction in emergency department nurses. *Journal of Nursing Scholarship*, 47(2), 186-194. doi: 10.1111/jnu.12122
- Jenkins, B., & Warren, N. A. (2012). Concept analysis: Compassion fatigue and effects upon critical care nurses. *Critical Care Nurse Quarterly*, 35(4), 388-395. doi: 10.1097/CNQ.0b013e318268fe09
- Joinson, C. (1992). Coping with Compassion Fatigue. *Nursing*, 22(4), 118-121.
- Jones, C. B., & Gates, M. (2007). The costs and benefits of nurse turnover: A business case for nurse retention. *Online Journal of Issues in Nursing*, 12(3):4. Abgerufen von <http://ojin.nursingworld.org/MainMenuCategories/ANAMarketplace/ANAPeriodicals/OJIN/TableofContents/Volume122007/No3Sept07/NurseRetention.aspx>
- Keng, S.-L., Smoski, M. J., & Robins, C. J. (2011). Effects of mindfulness on psychological health: A review of empirical studies. *Clinical Psychology Review*, 31(6):1041-1056. doi: 10.1016/j.cpr.2011.04.006
- Kim, K., Han, Y., Kwak, Y., & Kim, J. (2015). Professional quality of life and clinical competencies among Korean nurses. *Asian Nursing Research*, 9, 200-206. doi: 10.1016/j.anr.2015.03.002
- Kolthoff, K. L., & Hickman, S. E. (2017). Compassion fatigue among nurses working with older adults. *Geriatric Nursing*, 38, 106-109. doi: 10.1016/j.gerinurse.2016.08.003
- Korunka, C., & Kubicek, B. (2013). Beschleunigung im Arbeitsleben – neue Anforderungen und deren Folgen. In G. Junghanns & M. Morschhäuser (Hrsg.), *Immer schneller, immer mehr*. Wiesbaden: Springer.

- Lachman, V. D. (2016). Compassion fatigue as a threat to ethical practice: Identification, personal and workplace prevention/management strategies. *MEDSURG Nursing*, 25(4), 275-278. Abgerufen von <https://www.nursingworld.org/~4af2bc/globalassets/docs/ana/ethics/compassionfatigue.pdf>
- Ledoux, K. (2015). Understanding compassion fatigue: Understanding compassion. *Journal of Advanced Nursing*, 71(9), 2041–2050. doi: 10.1111/jan.12686
- Lee, R. T., & Ashforth, B. E. (1996). A meta-analytic examination of the correlates of the three dimensions of job burnout. *Journal of Applied Psychology*, 81(2), 123-133. doi: 10.1037//0021-9010.81.2.123
- Li, A., Early, S. F., Mahrer, N. E., Klaristenfeld, J.L., & Gold, J. I. (2014). Group cohesion and organizational commitment: Protective factors for nurse residents' job satisfaction, compassion fatigue, compassion satisfaction, and burnout. *Journal of Professional Nursing*, 30, 89–99. doi: 10.1016/j.profnurs.2013.04.004
- Lloyd, M., & Carson, A. (2011). Making compassion count: Equal recognition and authentic involvement in mental health care. *International Journal of Consumer Studies*, 35(6), 616-621. doi: 10.1111/j.1470-6431.2011.01018.x
- Lown, B. A., Rosen, J., & Marttila, J. (2011). An agenda for improving compassionate care: A survey shows about half of patients say such care is missing. *Health Affairs*, 30(9), 1772-1778. Abgerufen von <https://doi.org/10.1377/hlthaff.2011.0539>
- Maercker, A. (2013). *Posttraumatische Belastungsstörungen* (4. Aufl.). Heidelberg: Springer.
- Maslach, C., & Leiter, M. P. (1997). *The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it*. San Francisco, CA: Jossey-Bass.
- Maslach, C., Schaufeli, W. B., & Leiter, M. P. (2001). Job burnout. *Annual Review of Psychology*, 52, 397-422. doi: 10.1146/annurev.psych.52.1.397
- Mason, V. M., Leslie, G., Clark, K., Lyons, P., Walke, E., Butler, C., & Griffin, M. (2014). Compassion fatigue, moral distress, and work engagement in surgical intensive care unit trauma nurses. *Dimensions of Critical Care Nursing*, 33(4), 215–225. doi: 10.1097/DCC.0000000000000056
- McCann, I. L., & Pearlman, L. A. (1990). Vicarious traumatization: A framework for understanding the psychological effects of working with victims. *Journal of Traumatic Stress*, 3(1), 131-149. doi: 10.1007/BF00975140
- Mooney, C., Fetter, K., Gross, B., Rinehart, C., Lynch, C., & Rogers, F. B. (2017). A preliminary analysis of compassion satisfaction and compassion fatigue with considerations for nursing unit specialization and demographic factors. *Journal of Trauma Nursing*, 24(3), 158–163. doi: 10.1097/JTN.0000000000000284

- Mullira, R. S., & Ssendikadiwa, V. B. (2016). Professional quality of life and associated factors among Ugandan midwives working in Mubende and Mityana rural districts. *Maternal and Child Health Journal*, 20, 567-576. doi: 10.1007/s10995-015-1855-2
- Pelon, S. B. (2017). Compassion fatigue and compassion satisfaction in hospice social work. *Journal of Social Life and Palliative Care*, 13(2), 134-150. doi: 10.1080/15524256.2017.1314232
- Potter, P., Deshields, T., Divanbeigi, J., Berger, J., Cipriano, D., Norris, L., & Olsen, S. (2010). Compassion fatigue and burnout: prevalence among oncology nurses. *Clinical Journal of Oncology Nursing*, 14(5), 56-62. doi: 10.1188/10.CJON.E56-E62
- Radey, M., & Figley, C. R. (2007). The social psychology of compassion. *Clinical Social Work Journal*, 35(3), 207-214. doi: 10.1007/s10615-007-0087-3
- Rasch, G. (1992). *Probabilistic models for some intelligence and attainment tests* (erweiterte Aufl.). Chicago, IL: MESA Press.
- Ratanawongsa, N., Roter, D., Beach, M. C., Laird, S. L., Larson, S. M., Carson, K. A., & Cooper, L. A. (2008). Physician burnout and patient-physician communication during primary care encounters. *Journal of General Internal Medicine*, 23, 1581-1588. doi: 10.1007/s11606-008-0702-1
- Ray, S. L., Wong, C., White, D., & Heaslip, K. (2013). Compassion satisfaction, compassion fatigue, work life conditions, and burnout among frontline mental health care professionals. *Traumatology*, 19(4), 255–267. doi: 10.1177/1534765612471144
- Ringle, C., Wende, S., & Becker, J. (2015). *SmartPLS 3*. Bönningstedt: SmartPLS. Retrieved from <http://www.smartpls.com>
- Sacco, T. L., Ciurzynski, S. M., Harvey, M. E., & Ingersoll, G. L. (2015). Compassion satisfaction and compassion fatigue among critical care nurses. *Critical Care Nurse*, 35(4), 32-42. doi: 10.4037/ccn2015392
- Sacco, T. L., & Copel, L. C. (2018). Compassion satisfaction: A concept analysis in nursing. *Nursing Forum*, 53, 76-83. doi: 10.1111/nuf.12213
- Samson, T., Iecovich, E., & Shvartzman, P. (2016). Psychometric characteristics of the Hebrew version of the Professional Quality of Life Scale. *Journal of Pain and Symptom Management*, 52(4), 575-581. doi: 10.1016/j.jpainsymman.2016.03.019
- Satisfaction. (n.d.). In *Merriam-Webster's online dictionary*. Abgerufen von <https://www.merriam-webster.com/dictionary/satisfaction>
- Sawatzky, J.-A. V., & Enns, C. L. (2012). Exploring the key predictors of retention in emergency nurses. *Journal of Nursing Management*, 20(5), 696–707. doi: 10.1111/j.1365-2834.2012.01355.x
- Schulz, M., Damkroger, A., Voltmer, E., Lowe, B., Driessen, M., Ward, M., & Wingenfeld, K. (2011). Work-related behaviour and experience pattern in nurses: Impact on physical

- and mental health. *Journal of Psychiatric and Mental Health Nursing*, 18, 411-417. doi: 10.1111/j.1365-2850.2011.01691.x
- Shanafelt, T. D., Bradley, K. A., Wipf, J. E., & Back, A. L. (2002). Burnout and self-reported patient care in an internal medicine residency program. *Annals of Internal Medicine*, 136, 358-367. doi: 10.7326/0003-4819-136-5-200203050-00008
- Shoji, K., Lesniewska, M., Smoktunowicz, E., Bock, J., Luszczynska, A., Benight, C. C., & Cieslak, R. (2015). What comes first, job burnout or secondary traumatic stress? Findings from two longitudinal studies from the U.S. and Poland. *PLoS ONE*, 10(8): e0136730. doi: 10.1371/journal.pone.0136730
- Sinclair, S., Raffin-Bouchal, S., Venturato, L., Mijovic-Kondejewski, J., & Smith-MacDonald, L. (2017). Compassion fatigue: A meta-narrative review of the healthcare literature. *International Journal of Nursing Studies*, 69, 9-24. doi: 10.1016/j.ijnurstu.2017.01.003
- Slatten, L. A., Carson, K. D., & Carson, P. P. (2011). Compassion fatigue and burnout: What managers should know. *Health Care Manager*, 30(4), 325-333. doi: 10.1097/HCM.0b013e31823511f7
- Smart, D., English, A., James, J., Wilson, M., Daratha, K., Childers, B., & Magera, C. (2014). Compassion fatigue and satisfaction: A cross-sectional survey among US healthcare workers. *Nursing & Health Sciences*, 16(1), 3-10. doi: 10.1111/nhs.12068.
- Stamm, B. H. (2005). *The ProQOL manual: The Professional Quality of Life Scale: Compassion satisfaction, burnout & compassion fatigue/secondary trauma scales*. Baltimore, MD: Sidran Press. doi: 10.1037/tra0000263
- Stamm, B. H. (2010). *The concise ProQOL manual*. Abgerufen von <http://proqol.org>
- Tay, W. Y., Earnest, A., Tan, S. Y., & Ming, M. J. (2014). Prevalence of burnout among nurses in a community hospital in Singapore: A cross-sectional study. *Proceedings of Singapore Healthcare*, 23(2), 93-99. doi: 10.1177/201010581402300202
- Watts, J., & Robertson, N. (2015). Selecting a measure for assessing secondary trauma in nurses. *Nurse Researcher*, 23(2), 30–35. doi: 10.7748/nr.23.2.30.s7
- West, C. P., Huschka, M. M., Novotny, P. J., Sloan, J. A., Kolars, J. C., Habermann, T. M., & Shanafelt, T. D. (2006). Association of perceived medical errors: A prospective longitudinal study. *Journal of the American Medical Association*, 296, 1071-1078. doi: 10.1001/jama.296.9.1071

Anhang A. Strukturmatrizen der exploratorischen Faktorenanalyse

Tabelle 7

Stichprobe Bergs. Strukturmatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_21	0.79		0.39				
BO_10	0.77						
BO_19	0.73		0.39				
STS_11	0.67		0.42			0.32	
STS_13	0.56		0.48				
BO_26	0.54					0.38	
CS_3		0.81				-0.42	
CS_6		0.65			0.38	-0.38	-0.37
CS_20		0.64			0.40	-0.37	-0.34
BO_4		-0.40					0.38
STS_2							
STS_9	0.33		0.78				
STS_14			0.67				
BO_8	0.36		0.63				
STS_25	0.45		0.60	0.36			
STS_7	0.37		0.49				
STS_23			0.48	0.54			
BO_29				-0.49			
STS_5				0.47			
STS_28				0.40			
CS_27		0.35			0.74	-0.30	-0.41
CS_22		0.45			0.64	-0.30	-0.33
BO_17	0.43				-0.53	0.48	
CS_30	-0.34	0.40				-0.78	-0.32
CS_24		0.40				-0.67	
CS_12		0.55				-0.67	-0.35
CS_18	-0.43	0.40			0.52	-0.67	
BO_1	0.39				-0.32	0.40	
BO_15							0.84
CS_16		0.41			0.43		-0.49

Anmerkungen. Die Strukturmatrix enthält Informationen über die geteilte Varianz von Items. Items können daher auf mehr als einen Faktor laden.

Tabelle 11

Stichprobe Hasse. Strukturmatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_10	0.79				0.33		0.33
BO_19	0.75		-0.39		0.49	-0.41	0.38
BO_21	0.75		-0.32		0.39		0.41
BO_26	0.61					-0.30	0.39
STS_02	0.43		-0.23				
BO_29	-0.41						-0.37
STS_05	0.30	0.29					
CS_03		0.72		0.35		0.39	
CS_20		0.55		0.44		0.34	
CS_06		0.52		0.31	-0.33	0.34	
BO_04		-0.52			0.44		
BO_08	0.43		-0.77				0.36
STS_09			-0.76				0.49
STS_07	0.45		-0.57		0.31		0.52
STS_14			-0.56			-0.32	0.55
CS_22				0.79		0.35	
CS_27				0.74		0.43	
CS_16				0.50	-0.30		
BO_01	0.34				0.64		
BO_17					0.63	-0.48	
BO_15		-0.35			0.49		
CS_30				0.59	-0.41	0.81	-0.37
CS_18	-0.30			0.44	-0.51	0.68	-0.35
CS_12		0.46		0.46	-0.34	0.68	
CS_24		0.34		0.43	-0.38	0.65	-0.34
STS_25	0.38		-0.41			-0.33	0.79
STS_11	0.60		-0.33		0.42		0.69
STS_13	0.46				0.32	-0.42	0.47
STS_28							0.38
STS_23	0.31						0.32

Anmerkungen. Die Strukturmatrix enthält Informationen über die geteilte Varianz von Items. Items können daher auf mehr als einen Faktor laden.

Tabelle 15

Stichprobe Hoffmann. Strukturmatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
CS_30	-0.78	-0.41	0.37		-0.33		
CS_18	-0.69	-0.40	0.32		-0.48	-0.32	-0.41
CS_24	-0.67						
CS_12	-0.64				-0.49	-0.31	
BO_26	0.58		-0.48				
BO_01	0.43		-0.33			0.36	0.36
CS_16	-0.32	-0.65			-0.32		
BO_15		0.60					
BO_19	0.31		-0.80				0.32
BO_21			-0.75				
BO_10			-0.72				
STS_11	0.31		-0.60	0.39			0.31
STS_13	0.42		-0.51	0.31			0.39
STS_07		0.33	-0.42	0.34			
STS_09				0.76			
BO_08			-0.40	0.48			
STS_14				0.48			
STS_28	0.24			0.26		0.25	
CS_03	-0.46				-0.69	-0.46	
CS_20	-0.39	-0.33			-0.66	-0.36	
CS_06	-0.36				-0.59	-0.30	
CS_22	-0.40	-0.37			-0.54		-0.40
BO_04	0.34				0.36	0.76	
STS_02						-0.31	
STS_23							0.55
BO_17	0.40	0.50					0.52
CS_27	-0.38	-0.41			-0.44		-0.49
STS_25			-0.39	0.45			0.47
STS_05							0.31
BO_29							-0.22

Anmerkungen. Die Strukturmatrix enthält Informationen über die geteilte Varianz von Items. Items können daher auf mehr als einen Faktor laden.

Tabelle 19

Gesamtstichprobe. Strukturmatrix der Faktorenladung

	Faktor						
	1	2	3	4	5	6	7
BO_19	0.80		0.37		-0.32		
BO_21	0.78		0.32				
BO_10	0.76						
STS_11	0.69		0.48				
BO_26	0.58		0.32		-0.39		
STS_13	0.57		0.42	-0.34	-0.36		
BO_01	0.45				-0.41	0.32	
CS_03		0.76			0.49		-0.36
CS_20		0.65			0.44	-0.35	
CS_06		0.57			0.44	-0.36	
STS_09	0.36		0.72				
STS_14			0.63				
STS_25	0.50		0.62	-0.34			
BO_08	0.42		0.61				
STS_07	0.45		0.52				-0.32
STS_23	0.31		0.46	-0.33			
STS_05	0.26		0.28	-0.27			
STS_28			0.28				0.16
BO_29	-0.23	-0.21	-0.27				
CS_27				0.67	0.45	-0.42	
CS_22		0.41		0.59	0.43	-0.39	
CS_30	-0.39	0.31			0.83	-0.40	
CS_18	-0.45	0.31		0.42	0.74	-0.42	
CS_12		0.48			0.71	-0.35	
CS_24		0.30			0.65		
BO_17	0.40			-0.43	-0.50	0.44	
BO_15						0.64	
CS_16				0.35	0.34	-0.58	
BO_04		-0.37			-0.35	0.34	0.56
STS_02							-0.38

Anmerkungen. Die Strukturmatrix enthält Informationen über die geteilte Varianz von Items. Items können daher auf mehr als einen Faktor laden.

Anhang B. Übersetzung der Professional Quality of Life Scale

Professional Quality Of Life Scale (PROQOL)

Im Folgenden sind einige Fragen über Ihre Erfahrungen. Im Betreuungsalltag erlebt man als HelferIn oder BetreuerIn sowohl positive als auch negative Seiten des Mitgefühls.

Beantworten Sie jede der folgenden Fragen im Zusammenhang mit Ihrer aktuellen Arbeitssituation. Bitte kreuzen Sie an, wie häufig die folgenden Aussagen in den letzten vier Wochen auf Sie zugetroffen haben.

	Nie	Selten	Manch- mal	Oft	Sehr oft
1. Ich bin glücklich.	☐	☐	☐	☐	☐
2. Ich bin mit mehr als einem Menschen, dem ich helfe, intensiv beschäftigt.	☐	☐	☐	☐	☐
3. Ich erfahre Zufriedenheit darin, anderen helfen zu können.	☐	☐	☐	☐	☐
4. Ich fühle mich mit anderen verbunden.	☐	☐	☐	☐	☐
5. Ich erschrecke bei unerwarteten Geräuschen.	☐	☐	☐	☐	☐
6. Nach der Arbeit mit Menschen, denen ich helfe, fühle ich mich belebt oder gestärkt.	☐	☐	☐	☐	☐
7. Ich finde es schwierig, mein Privatleben von meinem Arbeitsleben als Helfende/r zu trennen.	☐	☐	☐	☐	☐
8. Die traumatische Erfahrungen eines Menschen, dem ich helfe, rauben mir den Schlaf.	☐	☐	☐	☐	☐
9. Ich denke, dass ich mich an der traumatischen Belastung derer, denen ich helfe, „angesteckt“ haben könnte.	☐	☐	☐	☐	☐
10. Ich fühle mich durch meine Arbeit sehr stark in Anspruch genommen.	☐	☐	☐	☐	☐
11. Ich fühle mich wegen meiner Arbeit auch in anderen Lebensbereichen irritiert.	☐	☐	☐	☐	☐
12. Ich mag meine Arbeit als Helfende/r.	☐	☐	☐	☐	☐
13. Ich fühle mich wegen Arbeit als Helfende/r deprimiert.	☐	☐	☐	☐	☐
14. Ich fühle mich, als ob ich das Trauma von jemandem, dem ich geholfen habe, selbst erlebe.	☐	☐	☐	☐	☐
15. Ich habe Überzeugungen, die mich unterstützen.	☐	☐	☐	☐	☐
16. Ich freue mich, dass ich in der Lage bin, hilfreiche Techniken anwenden zu können.	☐	☐	☐	☐	☐

	Nie	Selten	Manch- mal	Oft	Sehr oft
17. Ich bin der Mensch, der ich immer sein wollte.	☐	☐	☐	☐	☐
18. Meine Arbeit erfüllt mich mit Zufriedenheit.	☐	☐	☐	☐	☐
19. Ich fühle mich wegen meiner Arbeit als Helfer/in erschöpft.	☐	☐	☐	☐	☐
20. Ich habe glückliche Gefühle denjenigen gegenüber, denen ich helfe, und bei dem Gedanken, wie ich ihnen helfen könnte.	☐	☐	☐	☐	☐
21. Ich fühle mich durch mein hohes Arbeitspensum überlastet.	☐	☐	☐	☐	☐
22. Ich glaube, dass ich durch meine Arbeit entscheidend helfen kann.	☐	☐	☐	☐	☐
23. Ich vermeide bestimmte Aktivitäten oder Situationen, weil sie mich an eine beängstigende Erfahrung erinnern.	☐	☐	☐	☐	☐
24. Ich habe vor, noch für lange Zeit ein/e Helfende/r zu sein.	☐	☐	☐	☐	☐
25. Ich habe wegen meiner Arbeit plötzlich auftretende beängstigende Gedanken.	☐	☐	☐	☐	☐
26. Ich habe das Gefühl, im System festzustecken.	☐	☐	☐	☐	☐
27. Ich denke, dass ich in meiner Arbeit als Helfer/in erfolgreich bin.	☐	☐	☐	☐	☐
28. Ich kann mich an wichtige Teile meiner Arbeit mit traumatisierten Menschen nicht erinnern.	☐	☐	☐	☐	☐
29. Ich bin ein übermäßig empfindsamer Mensch.	☐	☐	☐	☐	☐
30. Ich bin glücklich über meine Entscheidung, dieser Arbeit nachzugehen.	☐	☐	☐	☐	☐