



universität
wien

MASTERARBEIT

Validierung des BSI-18 und Klärung der Auswirkungen von institutionellem
Missbrauch auf Depressivität und Ängstlichkeit im Zuge einer Stichprobe der Wiener
Heimstudie

Verfasserin

Julia Hennerbichler, BSc

Angestrebter akademischer Grad

Master of Science (MSc)

Wien, 2015

Studienkennzahl lt. Studienblatt: A 066 840

Studienrichtung lt. Studienblatt: Masterstudium Psychologie

Betreuer: Mag. Dr. Reinhold Jagsch

Eidesstattliche Erklärung

Ich erkläre hiermit an Eides statt, dass ich die vorliegende Arbeit selbständig und ohne Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt habe.

Die aus fremden Quellen direkt oder indirekt übernommenen Gedanken sind als solche kenntlich gemacht.

Die Arbeit wurde bisher in gleicher oder ähnlicher Form keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und auch noch nicht veröffentlicht.

Pregarten, am 19.6.2015

Unterschrift

Inhaltsverzeichnis

1. Zusammenfassung.....	1
1.1 Deutsche Zusammenfassung	1
1.2 Englische Zusammenfassung	2
2. Theoretischer Hintergrund.....	3
2.1 Depressionen, Angststörungen und ihre Symptome	6
2.2 Langzeitauswirkungen von Kindesmissbrauch auf Depressionen, Angststörungen und ihre Symptome	7
2.3 Unterschiedliche Auswirkungen von Missbrauchsarten auf die Psychopathologie	9
2.4 Messung von depressiven und ängstlichen Symptomen: Das BSI-18.....	10
2.5 Das Tripartite-Modell	14
3. Zielsetzung.....	16
4. Methodik	21
4.1 Projektbeschreibung	21
4.2 Design	21
4.3 Stichprobe	21
4.4 Untersuchungsdurchführung.....	23
4.5 Untersuchungsinstrumente	24
4.6 Statistische Analysen.....	25
5. Ergebnisse	27
5.1 Deskriptive Statistik zu den Stichproben	27
5.2 Validierung des BSI-18	27
5.3 Prüfung des Tripartite-Modells	37
5.4 Auswertung der inhaltlichen Fragestellungen.....	38
6. Diskussion.....	42
6.1 Limitationen	49
7. Konklusion.....	50
8. Literatur	51

1. Zusammenfassung

1.1 Deutsche Zusammenfassung

Das Ziel dieser Arbeit war es zum einen, das *Brief Symptom Inventory 18 (BSI-18)* in einer deutschsprachigen Stichprobe von institutionellen Missbrauchsoptionen in Wiener Erziehungseinrichtungen zwischen den 1960er und 1980er Jahren und in der gleichaltrigen Wiener Allgemeinbevölkerung zu validieren und zusätzlich die Annahmen des Tripartite-Modells zu überprüfen. Zum anderen sollte die Frage geklärt werden, ob institutionelle Missbrauchsoptionen höhere Depressivität und Ängstlichkeit aufweisen, als Personen, die nicht Opfer von institutionellem Missbrauch wurden. Unterschiede der beiden Gruppen in der Affektivität wie auch unterschiedliche Einflüsse verschiedener Missbrauchsarten auf psychische Symptome wurden ebenfalls untersucht. Zur Erfassung der Daten wurden 205 Personen zu Missbrauchserfahrungen, psychischen Symptomen und Affektivität befragt und in eine Versuchsgruppe ($n = 133$) und Kontrollgruppe ($n = 72$) eingeteilt. Die Ergebnisse der Validierung zeigten für die Allgemeinbevölkerung Mängel bezüglich Trennschärfe, Itemverteilungen (Bodeneffekte), Reliabilität der Skalen und faktorieller Validität auf. Für die Stichprobe der institutionellen Missbrauchsoptionen befanden sich die psychometrischen Kennwerte bis auf die Skala *Somatisierung* im guten Bereich. Konvergente Validität, Kriteriumsvalidität und Sensitivität/Spezifität des Verfahrens überzeugten, die diskriminante Validität war hingegen mangelhaft. Die Annahmen des Tripartite-Modells konnten nur zum Teil belegt werden. Institutionelle Missbrauchsoptionen erreichten signifikant höhere Werte in der Depressivität, Ängstlichkeit und im negativen Affekt. Nur emotionale Vernachlässigung hatte einen signifikanten Einfluss auf die Depressivität. Somit zeigten die Ergebnisse zum einen auf, dass das BSI-18 für die Verwendung in einer gesunden Population nicht optimal geeignet ist, allerdings in einer Population von Missbrauchsoptionen eher Sinn macht. Zum anderen wurde deutlich, dass sich institutioneller Missbrauch langfristig auf die psychische Gesundheit auswirken kann.

Schlüsselwörter: Validierung *BSI-18*, institutioneller Missbrauch, Depressivität, Ängstlichkeit, Tripartite-Modell

1.2 Englische Zusammenfassung

Firstly, the aim of this Master thesis was to validate the *Brief Symptom Inventory 18 (BSI-18)* in a sample of institutional abuse victims in Viennese children's homes between the 1960s and 1980s and in a sample of the Viennese general population of the same age. Additionally, the assumptions of the Tripartite-Model were examined. Secondly, the differences in depressivity and anxiety between institutional abuse victims and non-victims were of interest. Differences in affectivity and different influences of diverse abuse forms on psychological symptoms were also investigated. 205 probands participated in an interview about child abuse, psychological symptoms and affectivity, where institutional abuse victims formed the test group ($n = 133$) and non-institutional abuse victims ($n = 72$) the control group. The results of the validation indicated a deficit of the item distribution (floor effect), item discriminatory power, reliability and factorial validity for the sample of non-victims. For the sample of victims the validity data, except the Scale *Somatization*, scored well. Convergent validity, criterion validity and sensitivity/specificity were good, discriminant validity could not be fully satisfied. Assumptions of the Tripartite-Model could be accepted to some extent. Institutional abuse victims significantly differed from controls in depressivity, anxiety and negative affectivity scores. Only emotional neglect was a significant predictor for depressivity. It could be concluded, that the BSI-18 is not the best instrument to assess psychological distress in a sample of the general population, but it is acceptable in a sample of abuse victims. The study could also demonstrate the long-term impact of institutional abuse on mental health.

Keywords: Validation *BSI-18*, institutional abuse, depressivity, anxiety, Tripartite-Model

2. Theoretischer Hintergrund

Eigentlich kommen Kinder in staatliche Erziehungseinrichtungen, um vor Missbrauch und Gewalt geschützt zu werden. Zumindest sollte dies heutzutage der Fall sein. Zwischen den Jahren 1960 und 1980 sah das jedoch noch anders aus: Kinder in Erziehungsheimen wurden damals nicht vor Gewalt geschützt, sondern waren an diesen Orten sogar erhöhtem Risiko von Kindesmisshandlung ausgesetzt. Auch in Österreich blieben Heimkinder nicht verschont. Viele der damals Betroffenen leiden noch heute an den Folgen dieser Gewalt, beispielsweise in Form von psychischen Problemen. In den Jahren 2011 und 2012 beschäftigte sich ein Bericht im Auftrag der Stadt Wien mit dem Thema Gewalt in Wiener Erziehungsheimen in den 1950er, 1960er und 1970er Jahren (Sieder & Smioski, 2012). Demzufolge kam es in den Heimen zu physischer, sexueller, psychischer, sozialer und ökonomischer Gewalt. Die Opfer wurden beispielsweise mit den verschiedensten Gegenständen geschlagen, ihnen wurde das Sprechen verboten, sie wurden sexuell belästigt, erniedrigt, beraubt, zur Zwangsarbeit verpflichtet oder eingesperrt. Die Aussagen der Betroffenen deuten somit eindeutig auf Kindesmissbrauch hin.

Der Begriff Kindesmissbrauch wird im Weltbericht über Gewalt und Gesundheit (Krug, Mercy, Dahlberg, & Zwi, 2002) als jede Form von physischem und/oder emotionalem oder sexuellem Missbrauch, Deprivation, Vernachlässigung oder einer geschäftlichen bzw. anderen Ausbeutung, die zu einer Schädigung der Gesundheit, des Lebens, der Entwicklung und Würde des Kindes führen, definiert. Die Arten von Missbrauch an Kindern werden im Folgenden anhand der Definitionen von Bernstein et al. (2003) genauer erläutert. Demnach wird sexueller Missbrauch definiert als sexueller Kontakt oder sexuelle Handlung zwischen einem Kind unter 18 Jahren und einer erwachsenen Person. Physischer Missbrauch wird definiert als körperlicher Angriff auf ein Kind durch eine erwachsene Person, der zu einer Verletzung oder möglichen Verletzung führt. Emotionaler Missbrauch ist gekennzeichnet durch verbale Angriffe, die den Selbstwert und das Wohlbefinden des Kindes schädigen, oder durch demütigendes bzw. erniedrigendes Verhalten gegenüber einem Kind durch eine erwachsene Person. Physische Vernachlässigung ist die Vernachlässigung der Bereitstellung von Essen, Kleidung, einer Unterkunft, Sicherheit und Gesundheitsvorsorge zur Befriedigung der physischen Grundbedürfnisse eines

Kindes, und emotionale Vernachlässigung wird definiert als die Vernachlässigung von emotionalen und psychischen Grundbedürfnissen des Kindes, wie Liebe, Zugehörigkeit, Unterstützung und Erziehung.

Kindesmissbrauch kann zudem auf drei verschiedenen Ebenen passieren: der familiären, der institutionellen und der sozialen Ebene (Gil & Baxter, 1979). Im Zusammenhang mit Gewalterfahrungen in Kindererziehungsheimen ist vor allem der Begriff des „institutionellen Missbrauchs“ bedeutend. Unter institutionellem Missbrauch bei Kindern versteht man Missbrauch, der in einem Setting passiert, in dem das Kind beinahe gänzlich von einer Institution oder Autorität kontrolliert wird (Goffman, 1987). Da es heutzutage nicht mehr so viele „totalitäre“ Betreuungseinrichtungen für Kinder gibt, wurde die Definition von Wolfe, Jaffe, Jette, und Poisson (2003) erweitert. Nach dieser ist institutioneller Missbrauch eine unangemessene Verwendung von Macht und Autorität, die das Wohlbefinden und die Entwicklung des Kindes schädigt und kann auch in weiteren sozialen Einrichtungen stattfinden. Gil (1982) identifizierte drei unterschiedliche Formen des institutionellen Missbrauchs: Der offenkundige Missbrauch wird vom Betreuungspersonal begangen und ähnelt daher dem familiären Missbrauch. Die beiden anderen Formen sind einzigartig für außerhäusliche Betreuungen von Kindern, nämlich der programmgesteuerte Missbrauch, der sich unfairer Techniken zur Regulierung des kindlichen Verhaltens bedient (z.B. mit Beruhigungsmitteln), und der systemabhängige Missbrauch, der aufgrund von mangelnden Ressourcen vom ganzen System begangen wird.

Detaillierte Informationen zu der Prävalenz und den Arten des institutionellen Missbrauchs in Kinderbetreuungseinrichtungen von damals gibt es bisher nur wenige. Lueger-Schuster et al. (2014) widmeten sich 2014 bereits dem Thema „institutioneller Missbrauch in österreichischen Betreuungseinrichtungen“. Sie untersuchten die Arten von Gewalt gegen Kinder in Einrichtungen der katholischen Kirche. Ihre Ergebnisse zeigten, dass damals 68.8% der in der Studie Befragten unter sexueller Gewalt, 68.3% unter physischer und 83.3% unter emotionaler Gewalt litten. 12.7% der untersuchten Stichprobe berichteten von einer Art, 54.2% von zwei Arten und 33% von allen drei Arten der Misshandlung. Dabei wurden die meisten Missbrauchsfälle zwischen den

1950er und 1970er Jahren berichtet. Ein Vergleich mit der Prävalenz von Kindesmissbrauch in der österreichischen Allgemeinbevölkerung von damals ist aufgrund fehlender Studien nicht möglich. In einer amerikanischen Studie wurden jedoch Erwachsene mit einem Durchschnittsalter von 46 Jahren im Jahr 2003 zu traumatischen Kindheitsereignissen befragt. Dabei berichteten 14.2% der befragten Männer und 32.3% der befragten Frauen von Kindheitsereignissen, die die Kriterien für sexuellen Missbrauch erfüllen, und 22.2% der Frauen und 19.5% der Männer gaben Ereignisse an, die die Kriterien für physischen Missbrauch erfüllen. 21% der Befragten, die angaben, eine Art von Missbrauch erlebt zu haben, hatten auch eine andere Art erlebt (Briere & Elliott, 2003). Zahlen zu Kindesmissbrauch in der aktuellen Population von außerhalb betreuten Kindern kommen zum Beispiel von einer niederländischen Studie. In dieser berichteten 25% einer Stichprobe von Jugendlichen, die in staatlichen Betreuungseinrichtungen untergebracht waren, von physischer Gewalt (Euser, Alink, Tharner, van Ijzendoorn, & Bakermans-Kranenburg, 2014). Dieser Anteil war damit etwa dreimal so hoch wie in der niederländischen Allgemeinbevölkerung (Alink et al., 2011). In der generellen Bevölkerung Europas dürften nach Analysen im Zuge des europäischen Berichts zur Prävention von Kindesmisshandlung heutzutage etwa 9.6% aller Kinder von sexuellem Missbrauch (13.4% Mädchen und 5.7% Buben), 22.9% von physischem Missbrauch und 29.1% von emotionalem Missbrauch betroffen sein. Bei der Vernachlässigung zeigt sich eine Prävalenz von 16.3% für physische Vernachlässigung und 18.4% für emotionale Vernachlässigung (Sethi et al., 2013).

Misshandlung in der Kindheit verursacht nicht nur seelisches Leid in der Kindheit, sondern hat auch langfristige Auswirkungen auf das Erwachsenenleben. Vielfach wurden die Auswirkungen auf die mentale Gesundheit untersucht und gezeigt, dass Missbrauchsoffer eine erhöhte Vulnerabilität für psychische Störungen aufweisen. Eine große amerikanische Studie hat die Epidemiologie von psychischen Störungen bei Personen mit Missbrauchserfahrungen untersucht. Etwa 84% der Stichprobe hatte zumindest eine psychische Störung. Für jede psychische Störung war die Prävalenz bei Missbrauchsoffern höher als bei Nicht-Missbrauchsoffern (Sugaya et al., 2012). Dabei dürften nach Hovens et al. (2010) Kindheitstraumata wie etwa

Missbrauch eher Risikofaktoren für psychische Störungen darstellen als generelle negative Kindheitsereignisse wie beispielsweise Scheidung. Unter den untersuchten negativen Kindheitsereignissen stellte in dieser Studie lediglich „außerhäusliche Betreuung“ als einziges einen Risikofaktor für psychische Störungen dar. In einem systematischen Literatur-Review identifizierten Gilbert et al. (2009) zusätzlich zu psychischen Problemen wie Depression, Angststörungen, posttraumatische Belastungsstörung auch erhöhte Suizidalität, Alkohol- und Drogenprobleme, Übergewicht, kriminelles Verhalten und riskantes sexuelles Verhalten als langfristige Konsequenzen von Kindesmissbrauch. Auf sozioökonomischer Ebene sind die Auswirkungen von Kindesmissbrauch etwa erhöhte Arbeitslosigkeit, verstärkte Armut und höhere medizinische Kosten (Zielinski, 2009).

2.1 Depressionen, Angststörungen und ihre Symptome

Beinahe jeder Mensch leidet manchmal an einzelnen depressiven Symptomen wie Traurigkeit, Niedergeschlagenheit oder Antriebslosigkeit, z.B. im Zusammenhang mit Stresssituationen oder belastenden Ereignissen. Von einer depressiven Störung nach DSM-IV-TR (APA, 2000), die behandelt werden sollte, spricht man jedoch erst, wenn die Symptome eine bestimmte Zeit lang anhalten und bestimmte Schweregrade überschreiten. Bei der Major Depression ist diese Dauer mit mindestens zwei Wochen depressiver Verstimmung und zwar jeden Tag und durchgängig festgelegt. Typische Symptome der Depression sind niedergeschlagene, depressive oder traurige Stimmung bzw. der Verlust an Freude und Interesse an Tätigkeiten, die der Person normalerweise Freude bereiten. Zusätzlich treten Symptome wie Appetit- und/oder Gewichtsverlust, Schlafstörungen, Energieverlust, Konzentrationsstörungen, Probleme mit dem Selbstwertgefühl, Suizidgedanken oder Suizidhandlungen auf.

Auch bezüglich der Angststörungen lässt sich sagen, dass viele Menschen des Öfteren Angstzustände erleben, eine tatsächliche Störung jedoch nur bei der Erfüllung bestimmter Kriterien vorliegt. So muss die Angst unangemessen sein und in einer erhöhten, abnormalen Intensität auftreten. Zu den Angststörungen werden die soziale Phobie, spezifische Phobie, generalisierte Angststörung, posttraumatische Belastungsstörung, Zwangsstörung und Panikstörung gezählt.

Die Angstsymptome der aufgezählten Angststörungen beinhalten beispielsweise Nervosität, Zittern, Schwindel, Schweißausbrüche, Herzklopfen, Atembeschwerden, Übelkeit, Benommenheit oder die Furcht zu sterben (APA, 2000). Die Prävalenz für die Major Depression liegt in der EU bei 6.9% und für Angststörungen sogar bei 14% (Wittchen et al., 2011).

Wie bereits erwähnt, leiden nicht alle Menschen beim Vorhandensein von diversen psychischen Symptomen tatsächlich an Depressionen oder Angststörungen. Viele sind einfach psychisch belastet oder verspüren psychischen Stress. Dieser wird beispielsweise als ein unangenehmer emotionaler Zustand psychischer Natur definiert, der die Fähigkeit, mit diversen Anforderungen umzugehen, beeinträchtigt (Sellick & Edwardson, 2007). Die Struktur von psychischer Belastung und psychischem Wohlbefinden untersuchten Veit und Ware schon 1983. Psychische Belastung beinhaltet in ihrer Beschreibung Angst, depressive Verstimmung, Probleme mit der Emotionsregulation und emotionalen Bindungen bzw. dem Empfinden positiver Gefühle. Psychische Belastung spielt z.B. bei PatientInnen mit schwerwiegenden Erkrankungen eine große Rolle, so betrug etwa die Prävalenz von psychischer Belastung bei KrebspatientInnen in einer amerikanischen Studie 35.1% (Zabora, Brintzenhofesoc, Curbow, Hooker, & Piantadosi, 2001). In einer Studie mit einer Stichprobe der amerikanischen Allgemeinbevölkerung gaben etwa 15% an, im letzten Monat moderat, und 3% gaben an, stark psychisch belastet gewesen zu sein (Mojtabai & Jorm, 2015). Es ist also auch von großer Bedeutung, psychische Symptome wie etwa Depressivität oder Ängstlichkeit ernst zu nehmen und ihnen entgegenzuwirken. Auf die Messung dieser wird daher später noch genauer eingegangen.

2.2 Langzeitauswirkungen von Kindesmissbrauch auf Depressionen, Angststörungen und ihre Symptome

Die psychischen Auswirkungen von Kindesmissbrauch wurden in der Literatur vielfach untersucht. In folgendem Abschnitt soll speziell auf aktuelle Studien bezüglich der Auswirkungen auf Depressionen und Angststörungen bzw. Depressivität und Ängstlichkeit eingegangen werden. Dabei liegt der Fokus auch auf der Komponente Zeit, da erwiesen ist, dass die psychischen Folgen von Missbrauch langfristig sind und oft ins hohe Alter reichen. So zeigte eine

Längsschnittstudie von Springer, Sheridan, Kuo, und Carnes (2007), dass physischer Missbrauch in der Kindheit die Wahrscheinlichkeit für die Entstehung von Depressionen und Ängstlichkeit sogar noch 40 Jahre später erhöhte. Aber auch sexueller Missbrauch kann langzeitige Auswirkungen auf die Psyche haben. Dazu wurde beispielsweise gefunden, dass sexueller Missbrauch von Frauen in der Kindheit sogar noch Jahre später das Risiko dieser erhöht, an einer affektiven Störung oder Angststörung zu erkranken (Bonomi, Cannon, Anderson, Rivara, & Thompson, 2008). Zu den Konsequenzen von sexuellem Missbrauch an Männern gibt es ebenfalls Zahlen. Ein Viertel von in einer religiösen Betreuungseinrichtung sexuell und physisch missbrauchten Männern litt noch viele Jahre nach den Vorkommnissen an affektiven Störungen, die meisten an einer Major Depression, und etwa 5% entwickelten eine Angststörung (Wolfe, Francis, & Straatman, 2006). Außerdem haben Opfer von sexuellem Missbrauch in der Kindheit fast viermal so oft Kontakt mit Gesundheitseinrichtungen als Kontrollpersonen, depressive Störungen und Angststörungen werden dabei sehr häufig behandelt. Es wird geschätzt, dass sexueller Missbrauch für etwa 7.83% der Arztbesuche verantwortlich ist (Cutajar et al., 2010).

Dass Missbrauch in der Kindheit Auswirkungen auf psychische Symptome und psychische Belastungen im Erwachsenenalter hat, konnte ebenfalls mehrfach belegt werden. In der bereits erwähnten Studie von Lueger-Schuster et al. (2014) litten 84.9% der ehemaligen Missbrauchsoffer unter mindestens einer Art von psychischen Symptomen und unter erhöhten psychischen Belastungswerten im Erwachsenenalter. Kindesmissbrauch hing auch in einer weiteren Studie mit psychischen Symptomen, darunter auch Ängstlichkeit und Depressivität, zusammen. Die höchsten Zusammenhänge ergaben sich dabei für alle Missbrauchsarten bei den depressiven Symptomen im Vergleich mit ängstlichen Symptomen (Rostami, Abdi, & Heidari, 2014). Psychische Symptome im Erwachsenenalter konnten in der Studie von Wright, Crawford, und Del Castillo (2009) ebenfalls durch Kindesmissbrauch vorhergesagt werden.

2.3 Unterschiedliche Auswirkungen von Missbrauchsarten auf die Psychopathologie

Untersucht wurden auch die unterschiedlich starken Auswirkungen verschiedener Missbrauchserfahrungen auf die Entstehung von Depressionen und Angststörungen und auf die Entstehung von allgemeinen psychischen Symptomen wie Depressivität und Ängstlichkeit. In der Studie von Spinhoven et al. (2010) zeigte sich ein starker Zusammenhang zwischen emotionaler Vernachlässigung und der Lebenszeitprävalenz von Depressionen und Angststörungen, speziell mit Dysthymie und sozialer Phobie. Emotionaler Missbrauch war in dieser Studie mit einer Major Depression und sozialen Phobie assoziiert, und sexueller Missbrauch korrelierte mit irgendeiner Art von Angststörung und mit Dysthymie. Physischer Missbrauch erhöhte in dieser Studie das Risiko, an Depressionen oder Angststörungen zu erkranken, jedoch gar nicht. In einer Studie von Gibb, Chelminski, und Zimmerman (2007) wurde emotionaler Missbrauch auch eher mit einer depressiven Störung und Angststörung assoziiert als physischer oder sexueller Missbrauch. Außerdem wirkte sich emotionaler Missbrauch stärker auf eine Depression aus als auf eine Angststörung. Die Ergebnisse von Hovens et al. (2010) zeigten, dass emotionale Vernachlässigung und emotionaler Missbrauch eher zu der Entstehung von Depressionen führen als zur Entstehung von Angststörungen.

Studien zur Untersuchung unterschiedlicher Auswirkungen von verschiedenen Missbrauchserfahrungen auf die Depressivität und Ängstlichkeit kamen zu ähnlichen Ergebnissen, was die starke Auswirkung emotionalen Missbrauchs und emotionaler Vernachlässigung betrifft. So führten emotionaler Missbrauch und emotionale Vernachlässigung in der Kindheit zu ängstlichen und depressiven Symptomen im Erwachsenenalter, und diese zwei Formen klärten eindeutig mehr Varianz auf als physischer Missbrauch (Wright et al., 2009). Andere Ergebnisse zeigten, dass nur emotionale Vernachlässigung mit Depressivität, Ängstlichkeit und allgemeinem psychischen Leid zusammenhing. Emotionaler Missbrauch und sexueller Missbrauch waren mit genereller psychischer Belastung und ängstlichen Symptomen assoziiert, während physischer Missbrauch nur mit ängstlichen Symptomen korrelierte. Die stärksten Zusammenhänge zeigten sich zwischen emotionaler Vernachlässigung und Depressivität bzw. sexuellem Missbrauch und

Ängstlichkeit (Van Veen et al., 2013). Rostami et al. (2014) fanden heraus, dass nur emotionale Vernachlässigung einen signifikanten Prädiktor für die Vorhersage von psychischen Symptomen, darunter auch Depressivität und Ängstlichkeit, darstellt. Wie die dargestellte Literatur also zeigt, scheinen sich verschiedene Formen von Missbrauch unterschiedlich stark auf Depressionen und Angststörungen auszuwirken. Emotionale Vernachlässigung und emotionaler Missbrauch spielen bei der Entstehung beider Störungen höchstwahrscheinlich eine größere Rolle als andere Missbrauchsarten. Bezüglich Depressionen könnte dieses Ergebnis sogar noch bedeutender sein als bezüglich Angststörungen.

2.4 Messung von depressiven und ängstlichen Symptomen: Das Brief Symptom Inventory-18

Wie bereits beschrieben, ist psychische Belastung von echten psychischen Störungen abzugrenzen, jedoch trotzdem ernst zu nehmen. Zur Erfassung von psychischer Belastung und vor allem Symptomen der Depressivität und Ängstlichkeit werden in der Praxis und Forschung oft kurze Selbstbeurteilungsverfahren verwendet. Das *Brief Symptom Inventory* (Derogatis & Melisaratos, 1983) gehört dabei zu den etablierten Verfahren. Mit 53 Items erfasst es neun verschiedene psychopathologische Syndrome. In der Psychiatrie sind jedoch nicht alle Syndrome von hoher Relevanz, da das Hauptaugenmerk vor allem auf Depressivität, Ängstlichkeit und Somatisierung liegt. Diese gehören auch zu den häufigsten psychischen Störungen (Jacobi et al., 2004). Deshalb wurde von Derogatis (2000) das *BSI-18*, eine Kurzform mit den Skalen *Depressivität*, *Ängstlichkeit*, *Somatisierung* und einem allgemeinen Gesamtwert der psychischen Beeinträchtigung, dem *GSI*, konstruiert. Dabei sollen die Befragten angeben, ob sie bestimmte Beschwerden in den letzten sieben Tagen verspürt haben. Um depressive Symptome zu messen, wird nach dem Gefühl, sich für nichts zu interessieren, nach Einsamkeitsgefühlen, Schwermut, Wertlosigkeit, Hoffnungslosigkeit oder Suizidgedanken gefragt. Ängstliche Symptome werden durch die Beschwerden Nervosität, Zittern, Angespanntheit, plötzliches Erschrecken ohne Grund, Schreck- oder Panikanfälle, starke Ruhelosigkeit und Furchtsamkeit erfasst. Somatisierung wird erfragt durch die Symptome von Ohnmachts- und Schwindelgefühlen, Herz- oder Brustschmerzen, Übelkeit, Atemschwierigkeiten und Taubheit in

bestimmten Körperteilen. Laut Manual des *BSI-18* (Derogatis, 2000) kommt das Verfahren sehr oft in Gesundheitseinrichtungen als Screeninginstrument zur Anwendung, um psychische Belastungen von PatientInnen identifizieren zu können. Die Ergebnisse können bei wichtigen klinischen Entscheidungen mitberücksichtigt werden, und durch die Anwendung des Tests kann der Behandlungsprozess besser überwacht und der Behandlungsfortschritt überprüft werden. In folgendem Abschnitt sollen die Gütekriterien und diverse Charakteristiken des *BSI-18* anhand mehrerer deutscher Validierungsstudien dargestellt werden.

Reliabilität: Zum Vergleich mit der deutschsprachigen Version ist zu sagen, dass die Berechnungen der Reliabilität der amerikanischen Originalversion für die Skalen *Somatisierung* (Cronbach's $\alpha = .74$), *Depressivität* (Cronbach's $\alpha = .84$), *Ängstlichkeit* (Cronbach's $\alpha = .79$) und den *GSI* (Cronbach's $\alpha = .89$) befriedende Werte ergaben. Zur Reliabilität der deutschen Version gibt es bisher gemischte Ergebnisse, besonders in Bezug auf die Skala *Somatisierung*. Die Reliabilität war etwa bei einer Prüfung anhand einer deutschen Stichprobe von PatientInnen mit orthopädischen und pulmologischen Erkrankungen (Rusdorf et al., 2010) im Vergleich zur Originalstudie niedriger, zwischen $\alpha = .58$ und $\alpha = .87$, wobei die Skala *Somatisierung* den niedrigsten Wert erreichte. In einer Überprüfung des *BSI-18* anhand einer Stichprobe von 638 stationären PsychotherapiepatientInnen (Franke et al., 2011) wurden jedoch wieder gute Reliabilitätskoeffizienten für die Skala *Somatisierung* (Cronbach's $\alpha = .79$), *Depressivität* (Cronbach's $\alpha = .84$), *Ängstlichkeit* (Cronbach's $\alpha = .84$) und für den *GSI* (Cronbach's $\alpha = .91$) festgestellt. Eine weitere deutsche Evaluation des Testinstruments beinhaltete eine Stichprobe von StudentInnen und psychosomatischen PatientInnengruppen (Spitzer et al., 2011). Die Reliabilitätskoeffizienten der nicht-klinischen Gruppen (Cronbach's α zwischen .64 und .85) fielen dabei schlechter aus als die der klinischen Gruppen (Cronbach's α zwischen .75 und .86), wobei auch in dieser Studie wieder die Skala *Somatisierung* bei beiden Gruppen die niedrigste Reliabilität aufwies. Dasselbe Bild zeigte sich bei Spitzer et al. (2011) auch in Bezug auf die Trennschärfe der Items. Alle Items, ausgenommen die Items der Skala *Somatisierung*, waren ausreichend trennscharf, dies war vor allem in der klinischen Stichprobe der Fall.

Faktorenstruktur: Überprüfungen der Faktorenstruktur der deutschen Ausgabe des *BSI-18* kamen bisher zu unterschiedlichen Lösungen. Die Ergebnisse einer Faktorenanalyse in einer spanischen Stichprobe von PsychiatriepatientInnen (Andreu et al., 2008) zeigten etwa, dass vier Dimensionen statt drei, und zwar *Depressivität*, *Somatisierung*, *generelle Ängstlichkeit* und *Panik*, die Daten besser beschreiben würden. Die Aufteilung der *Ängstlichkeit* in zwei Skalen wäre den Autoren nach zumindest bei psychiatrischen Stichproben eher von Vorteil als bei nicht-psychiatrischen Stichproben. Bei der Validierung mit einer Stichprobe von nierentransplantierten Personen (Franke et al., 2010) konnte die Drei-Faktoren-Struktur zwar belegt werden, allerdings überlappten sich die Skalen *Ängstlichkeit* und *Somatisierung*. In einer Stichprobe von deutschen PsychotherapiepatientInnen konnte hingegen die Drei-Faktoren-Struktur sowohl mit explorativer als auch mit konfirmatorischer Faktorenanalyse repliziert werden (Franke et al., 2011). Und auch bei Rusdorf et al. (2010) führte die faktorenanalytische Überprüfung zu befriedigenden Ergebnissen.

Kriteriumsvalidität: Die Kriteriumsvalidität wurde bisher gut belegt. So trennte in der Studie von Spitzer et al. (2011) das Verfahren gut zwischen der klinischen und nicht-klinischen Stichprobe (StudentInnen), da die klinische Stichprobe durchgehend höhere Skalenwerte als die nicht-klinische Gruppe erreichte.

Diskriminanzvalidität: Die Fähigkeit des *BSI-18*, zwischen Personen mit unterschiedlichen Diagnosen mit Hilfe der Skalen zu diskriminieren, wurde in deutschsprachigen Validierungsstudien bisher eher selten überprüft. Bei Spitzer et al. (2011) kam beispielsweise heraus, dass lediglich die Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* zwischen den Diagnosen differenzieren können, denn Personen mit Angststörungen erreichten höhere Werte auf der Skala *Ängstlichkeit* und Personen mit Depressionen höhere Werte auf der Skala *Depressivität*. Auf der Skala *Somatisierung* ergaben sich jedoch keine Unterschiede zwischen Personen verschiedener Diagnosegruppen. In der bereits erwähnten spanischen Stichprobe von PsychiatriepatientInnen wurde die Diskriminanzvalidität des Gesamtwertes überprüft. Dabei konnten die international vorgeschlagenen Cut-off-Scores für die Einordnung von ProbandInnen in psychisch auffällige und unauffällige Gruppen, der bei Männern bei einem Summenwert von ≥ 10 und bei Frauen bei einem

Summenwert von ≥ 13 liegt (Zabora et al., 2001), als angemessen angesehen werden, da sich die ermittelten Gruppen auch im psychischen Summenscore der *SF-36* (Bullinger & Kirchberger, 1998), einer Skala zur Erfassung der gesundheitsbezogenen Lebensqualität, deutlich voneinander unterscheiden.

Konvergente Validität: Die konvergente Validität konnte in deutschen Studien bisher sehr gut belegt werden. In der Studie von Franke et al. (2010) wurde z.B. die konvergente Validität des *BSI-18* mit Hilfe der *SF-36* (Bullinger & Kirchberger, 1998) berechnet. Die *BSI*-Skala *Somatisierung* hing erwartungsgemäß mit dem Körperlichen Summenscore der *SF-36* zusammen und die Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* mit dem Psychischen Summenscore der *SF-36*. In der Stichprobe von spanischen PsychiatriepatientInnen (Andreu et al., 2008) wurden die Skalen des *BSI-18* mit dem *Beck Depression Inventory* (*BDI*; Beck, Ward, Mendelson, Mock, & Erbaugh, 1961), einem Screeningverfahren für Depressionen, und dem *Beck Anxiety Inventory* (*BAI*; Beck, Epstein, Brown, & Steer, 1988), einem Instrument zur Erfassung von Ängstlichkeit, verglichen. Die Skala *Depressivität* des *BSI-18* korrelierte dabei hoch mit dem Gesamtwert des *BDI* ($r = .83$, $p < .001$) und die Skala *Ängstlichkeit* hoch mit dem Gesamtwert des *BAI* ($r = .64$, $p < .001$). Diese Ergebnisse zeugen also von einer guten konvergenten Validität des *BSI-18* in klinischen Stichproben. Spitzer et al. (2011) konnten jedoch in einer nicht-klinischen Stichprobe von StudentInnen die konvergente Validität nicht so eindeutig belegen. Dabei wurde das *BSI-18* mit einem Screeninginstrument zur Diagnose von Depression, somatoformen Störungen und Angststörungen, dem *PHQ-D* (Löwe, Spitzer, & Zipfel, 2002), verglichen. Die korrespondierenden Skalen (*Depressivität*, *Ängstlichkeit*, *Somatisierung*) der beiden Instrumente wiesen zwar sowohl bei der klinischen Stichprobe als auch bei der nicht-klinischen Stichprobe die höchsten Korrelationskoeffizienten auf, in der studentischen Stichprobe korrelierte jedoch die Skala *Ängstlichkeit* des *BSI-18* gleich hoch mit den Skalen *Ängstlichkeit* und *Depressivität* des *PHQ-D*.

Sensitivität und Spezifität: Die Güte des Instruments in Bezug auf dessen diagnostische Fähigkeiten wurde in den gefundenen deutschen Studien bisher nicht überprüft.

2.5 Das Tripartite-Modell

Werden jedoch nicht nur depressive oder ängstliche Symptome, sondern richtige Angststörungen oder depressive Störungen kategorisch diagnostiziert, stellt die hohe Komorbidität beider Störungen ein großes Problem dar (Jacobi et al., 2004), da ein Teil der Pathogenese zwischen diesen geteilt wird. Um diese Störungen besser auseinanderhalten zu können, wurde ein dimensionales Modell vorgeschlagen: Das Tripartite-Modell (Clark & Watson, 1991). Dieses definiert spezifische Symptome, die einzigartig für eine dieser Störungen sind, und generelle Symptome, die beide Störungsgruppen gemein haben. Die generelle Dimension inkludiert *allgemeines psychisches Leid*, also generell Angst, Wut, Traurigkeit, im Prinzip negative Affektivität. Die generelle Dimension kommt sowohl bei der Depression als auch bei der Angststörung vor, sie sorgt also für ihre Komorbidität. Die spezielle Dimension *anhedonische Depression* umfasst niedrige positive Affektivität wie z.B. unglücklich sein, uninteressiert sein, wenig begeistert zu sein. Die Dimension *ängstliche Erregung* beinhaltet Symptome wie Herzrasen, Schwitzen, Zittern oder Atemlosigkeit. Der Fragebogen *Mood and Anxiety Symptom Questionnaire* (Watson & Clark, 1991) konnte bereits zeigen, dass die drei Dimensionen gut zwischen Angststörung und Depression unterscheiden können. Dieses Verfahren beinhaltet die Skalen *anhedonische Depression/Interesse* (z.B. „Fühle mich interesselos“, „Habe Suizidgedanken“), *anhedonische Depression/positiver Affekt* (z.B. „Bin optimistisch“, „bin glücklich“), *ängstliche Erregung* (z.B. „Habe Atemprobleme“, „bin zittrig“), *generell psychisches Leid/Depression* (z.B. „Fühle mich traurig“, „Fühle mich hoffnungslos“) und *generell psychisches Leid/Angst* (z.B. „Bin furchtsam“, „Bin angespannt“). Eine wichtige Rolle in der Unterscheidung von Depressivität und Ängstlichkeit spielt demnach die Affektivität. Negative Affektivität ist ein Symptom beider Störungsbilder, wohingegen niedrige positive Affektivität nur für depressive Störungen charakteristisch ist. So konnte in einer Studie von Gencöz (2002) die negative Affektivität, gemessen mit Hilfe der *Positive and Negative Affect Schedule* (PANAS; Watson, Clark, & Tellegen, 1988), Depressivität und Ängstlichkeit vorhersagen, niedriger positiver Affekt konnte jedoch nur Depressivität vorhersagen.

Mit dem Tripartite-Modell können Depressionen und Angststörungen nicht nur besser differenziert werden, sondern es kann die epidemiologische Forschung unterstützen, indem herausgefunden wird, welche spezifischen Auslösefaktoren für die Entstehung welcher Symptome (ängstlich bzw. depressiv) verantwortlich sind. Van Veen et al. (2013) haben das Tripartite-Modell z.B. verwendet, um spezifische Effekte von verschiedenen Missbrauchsarten auf die Entstehung von Angststörungen und Depressionen zu finden; ihre Ergebnisse wurden bereits berichtet.

3. Zielsetzung

Das Ziel dieser Studie war es zum einen, den *BSI-18* in einer Stichprobe von deutschsprachigen institutionellen Missbrauchs- und Nicht-Missbrauchsoptionen zu validieren, denn bisher wurde der deutschsprachige *BSI-18* meist an klinischen Stichproben, z.B. bei PsychotherapiepatientInnen, überprüft. Im Zuge der Wiener Heimstudie bot es sich daher sehr gut an, diesen Test bei institutionellen Missbrauchsoptionen, die ebenfalls größtenteils psychisch belastet sind, zu validieren und mit einer Gruppe der Allgemeinbevölkerung zu vergleichen. Somit konnte auch überprüft werden, ob das *BSI-18* für nicht klinische Gruppen geeignet ist, denn dies wurde in der bisherigen Literatur zum Teil bezweifelt (Spitzer et al, 2011). In vorangegangenen deutschen Validierungen wurde auch gefunden, dass in nicht klinischen Stichproben die Reliabilität, gemessen an der internen Konsistenz, und die Trennschärfekoeffizienten von so manchen Skalen und Items nicht immer im akzeptablen Bereich lagen. Deshalb sollten diese psychometrischen Daten für alle Skalen und beide Stichproben auch in dieser Studie näher betrachtet werden. Zudem sollte überprüft werden, ob die in der Originalversion ermittelte Drei-Faktoren-Struktur des Instruments in diesen beiden Stichproben vorliegt, da diese z.B. in einer spanischen Validierungsstudie bereits zu Diskussionsbedarf führte (Andreu et al., 2008). Bezüglich der Validität wurde zudem die konvergente Validität mit Hilfe des *I-PANAS-SF* (Thompson, 2007), einem Verfahren zur Messung der positiven und negativen Affektivität, überprüft. Diese konnte in mehreren Studien mit mehreren ähnlichen Instrumenten bereits belegt werden. Mit einem Vergleich der Daten der beiden Stichproben sollte in dieser Arbeit außerdem die Kriteriumsvalidität berechnet werden, indem bestimmt wurde, ob der Test aufgrund der psychischen Symptome zwischen institutionellen Missbrauchsoptionen, die voraussichtlich größtenteils psychisch belastet sind, und nicht institutionellen Missbrauchsoptionen, unterscheiden kann. Zusätzlich wurde in der Gruppe der institutionellen Missbrauchsoptionen untersucht, ob die Skalen des *BSI-18* zwischen depressiven Störungen und Angststörungen diskriminieren können. Dabei wurde angenommen, dass Personen mit einer Angststörung höhere Werte auf der Skala *Ängstlichkeit* erreichen und Personen mit einer depressiven Störung höhere Werte auf der Skala *Depressivität*. In diesen Themenbereich fiel auch

die Überprüfung der Sensitivität bzw. Spezifität des Tests und der Güte des Tests mit Hilfe von *ROC-Kurven*, die ebenfalls überprüft wurden. Dazu wurde in den deutschsprachigen Studien bisher nichts berichtet.

Außerdem bot es sich aufgrund der Verwendung des *I-PANAS-SF* an, das Tripartite-Modell von Clark und Watson (1991) in dieser Stichprobe zu überprüfen. So wurde zunächst untersucht, ob die Ängstlichkeitsskala des *BSI-18* die Tripartite-Dimension *ängstliche Erregung* erfassen kann, also zwischen Personen mit einer Angststörung und Personen mit einer depressiven Störung unterscheiden kann. Denn viele der Items der Ängstlichkeitsskalen des *MASQ*, der an das Tripartite-Modell angelehnt ist und mit Hilfe dessen Skalen die Tripartite-Dimensionen erfasst werden, gleichen den Items der Ängstlichkeitsskala des *BSI-18*. Außerdem wurde nach dem Tripartite-Modell angenommen, dass depressive Störungen nur durch niedrige positive Affektivität, aber nicht durch generelle depressive Symptome von der Angststörung unterschieden werden können. Daher sollte überprüft werden, ob die Skala Depressivität des *BSI-18* tatsächlich nicht zur Unterscheidung der beiden Störungen herangezogen werden kann. Demnach lauteten die Hypothesen nach dem Tripartite-Modell folgendermaßen:

H₀ (1.1): Personen mit einer depressiven Störung erreichen gleich hohe oder niedrigere Werte auf der Skala *Depressivität* als Personen mit einer Angststörung.

H₁ (1.1): Personen mit einer depressiven Störung erreichen höhere Werte auf der Skala *Depressivität* als Personen mit einer Angststörung.

H₀ (1.2): Personen mit einer Angststörung erreichen gleich hohe oder niedrigere Werte auf der Skala *Ängstlichkeit* als Personen mit einer Angststörung.

H₁ (1.2): Personen mit einer Angststörung erreichen höhere Werte auf der Skala *Ängstlichkeit* als Personen mit einer depressiven Störung.

Durch die Verwendung des *I-PANAS-SF* konnte im nächsten Schritt speziell die Dimension *anhedonische Depression* überprüft werden. Dies geschah, indem getestet wurde, ob eine depressive Störung mit einer niedrigeren positiven Affektivität assoziiert ist als eine Angststörung. Bezüglich der negativen Affektivität, die dem Modell nach dem *allgemeinen psychischen Leid* gleicht,

wurden hingegen keine Unterschiede angenommen. Die Hypothesen, angelehnt an die Annahmen des Tripartite-Modells, waren folgende:

H₀ (1.4): Personen mit einer depressiven Störung erreichen gleich hohe oder höhere Werte auf der Skala *positive Affektivität* als Personen mit einer Angststörung.

H₁ (1.4): Personen mit einer depressiven Störung erreichen niedrigere Werte auf der Skala *positive Affektivität* als Personen mit einer Angststörung.

H₀ (1.5): Personen mit einer depressiven Störung erreichen gleich hohe Werte auf der Skala *negative Affektivität* wie Personen mit einer Angststörung.

H₁ (1.5): Personen mit einer depressiven Störung erreichen unterschiedliche Werte auf der Skala *negative Affektivität* als Personen mit einer Angststörung.

Die Überprüfung der Dimension *anhedonische Depression* wurde zusätzlich für die psychischen Symptome der Depressivität und Ängstlichkeit durchgeführt. Dabei bestand das Interesse vor allem darin, herauszufinden, ob vorliegende psychische Symptome die Affektivität vorhersagen könnten. Die Hypothesen dazu lauteten folgendermaßen:

H₀ (1.6): Die Skala *Depressivität* stellt keinen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der *positiven Affektivität* dar.

H₁ (1.6): Die Skala *Depressivität* stellt einen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der *positiven Affektivität* dar.

H₀ (1.7): Die Skala *Ängstlichkeit* stellt keinen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der *positiven Affektivität* dar.

H₁ (1.7): Die Skala *Ängstlichkeit* stellt einen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der *positiven Affektivität* dar.

H₀ (1.8): Die Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* stellen keinen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der *negativen Affektivität* dar.

H₁ (1.8): Die Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* stellen einen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der negativen Affektivität dar.

Zum anderen war es das Ziel dieser Arbeit, bestimmte inhaltliche Fragestellungen, die im Zusammenhang mit dem vom *BSI-18* ermittelten psychischen Befinden stehen, zu klären. Wie die bisher angeführte Literatur

zeigte kann einerseits davon ausgegangen werden, dass Kinder in Kinderbetreuungseinrichtungen häufiger zu Missbrauchsoptionen werden als Kinder, die zuhause betreut werden (Euser et al., 2014). Dies war vor allem in den 1960er bis 1980er Jahren in Wiener Erziehungseinrichtungen der Fall (Sieder & Smioski, 2012). Andererseits gibt es viele Belege, dass Missbrauchserfahrungen in der Kindheit langzeitige Auswirkungen auf die psychische Gesundheit, allen voran Angststörungen, depressive Störungen und generelle psychische Belastungen, haben (Sugaya et al., 2012). In der Studie von Hovens et al. (2010) wurde außerdem davon berichtet, dass das negative Kindheitsereignis „außerhäusliche Betreuung“ ebenfalls einen Einfluss auf die psychische Gesundheit im Erwachsenenalter hat. Zum Thema psychische Langzeitauswirkungen von institutionellen Missbrauchsoptionen speziell in außerhäuslichen Kinderbetreuungseinrichtungen ab den 1960er Jahren in Österreich gab es bisher nur wenige Studien, so befassten sich bis jetzt nur Lueger-Schuster et. al (2014) mit dem Thema, allerdings in religiösen Institutionen. Mit folgender Arbeit sollte daher herausgefunden werden, ob Symptome von Depressivität und Ängstlichkeit bei Opfern des institutionellen Missbrauchs in Einrichtungen der Wiener Jugendwohlfahrt eher vorhanden sind als in einer Stichprobe von WienerInnen, die zu dieser Zeit zuhause aufgewachsen sind und von denen angenommen wird, dass diese keine Opfer von institutionellem Missbrauch waren. Die Hypothesen dazu lauteten folgendermaßen:

H₀ (2.1): Personen, die in Wiener Kinderheimen aufwuchsen, weisen gleich hohe oder niedrigere Werte auf der Skala *Depressivität (BSI-18)* auf als Personen, die zuhause aufwuchsen.

H₁ (2.1): Personen, die in Wiener Kinderheimen aufwuchsen, weisen höhere Werte auf der Skala *Depressivität (BSI-18)* auf als Personen, die zuhause aufwuchsen.

Analog zu H₀ bzw. H₁ (2.1) sind die Hypothesen H₀ bzw. H₁ (2.2) auch für die Skala *Ängstlichkeit* formuliert.

Außerdem konnte durch die Anwendung des *I-PANAS-SF* (Thompson, 2007) untersucht werden, ob die beiden Stichproben Unterschiede in ihrer allgemeinen Affektivität aufweisen. Dies war vor allem deshalb interessant, weil

das Tripartite-Modell Depressivität mit niedriger positiver Affektivität assoziiert und depressive Störungen zu der Gruppe der affektiven Störungen gezählt werden (APA, 2000). Dazu wurden folgende Hypothesen generiert:

H₀ (3.1): Personen, die in Wiener Kinderheimen aufwuchsen, weisen gleich hohe Werte auf der Skala *positive Affektivität (I-PANAS-SF)* auf als Personen, die zuhause aufwuchsen.

H₁ (3.1): Personen, die in Wiener Kinderheimen aufwuchsen, weisen unterschiedliche Werte auf der Skala *positive Affektivität (I-PANAS-SF)* auf als Personen, die zuhause aufwuchsen.

Analog zu H₀ bzw. H₁ (3.1) sind die Hypothesen H₀ bzw. H₁ (3.2) auch für die Skala *negative Affektivität* formuliert.

Bereits genannte Studien (Rostami et al., 2014; Van Veen et al., 2013; Wright et al., 2009) haben bereits feststellen können, dass verschiedene Arten von Missbrauch und Vernachlässigung (sexuell, emotional, physisch) unterschiedlich große Einflüsse auf die depressive und ängstliche Symptomatik haben können. Diese Feststellung konnte mit dieser Arbeit anhand der aktuellen Stichprobe ebenfalls überprüft werden. Die Hypothesen dazu lauteten folgendermaßen:

H₀ (4.1): Die Skalen sexueller Missbrauch, emotionaler Missbrauch, physischer Missbrauch und emotionale Vernachlässigung (CTQ) stellen alle signifikante Prädiktoren für die Zugehörigkeit von Depressivität (BSI-18) dar.

H₁ (4.1): Die Skalen *sexueller Missbrauch, emotionaler Missbrauch, physischer Missbrauch* und *emotionale Vernachlässigung (CTQ)* stellen alle nicht signifikante Prädiktoren für die Zugehörigkeit von *Depressivität (BSI-18)* dar.

Analog zu H₀ bzw. H₁ (4.1) sind die Hypothesen H₀ bzw. H₁ (4.2) auch für die Skala *Ängstlichkeit* formuliert.

4. Methodik

4.1 Projektbeschreibung

Die folgende Arbeit ist Teil der Wiener Heimstudie (Lueger-Schuster, 2014), ein dreijähriges Projekt, das vom FWF (Fonds für wissenschaftliche Forschung) finanziert wird. Ziel dieses Projektes ist es zum einen, mit Hilfe objektiver und wissenschaftlich fundierter Methoden die Erlebnisse von Menschen, die in Einrichtungen der Wiener Jugendwohlfahrt (Kinder- und Jugendheimen, aber auch Pflegefamilien und dergleichen) körperlicher, sexueller und emotionaler Gewalt ausgesetzt waren, zu identifizieren und zum anderen die psychosozialen Auswirkungen dieser Gewalt zu untersuchen. Beispielsweise sollen Antworten auf folgende Fragen gefunden werden: Welche Probleme sind möglicherweise für die Betroffenen entstanden? Wie gehen Betroffene heute mit alltäglichen Stresssituationen um? Wie geht es den Betroffenen heute? Wie zeigen sich die Unterschiede in der aktuellen psychischen Belastung im Vergleich zu einer nicht-betroffenen Kontrollgruppe?

4.2 Design

Bei dieser Studie handelte es sich um eine Querschnittstudie mit einer Versuchsgruppe (VG) und einer Kontrollgruppe (KG). Die Versuchsgruppe bestand aus Betroffenen von Gewalt und Missbrauch in Einrichtungen der Wiener Jugendwohlfahrt bis in die 1980er Jahre. Die Kontrollgruppe bestand aus Personen gleichen Alters aus Wien, die nicht in Heimen aufgewachsen sind und somit angenommen wird, dass diese keine Opfer von institutionellem Missbrauch waren. Durch dieses Design war ein Vergleich des aktuellen Befindens der Betroffenen mit Personen ohne Gewalterfahrung in Institutionen möglich.

4.3 Stichprobe

Für die Auswertungen der vorliegenden Arbeit wurde ein erster Teil der Daten des dreijährigen Projekts, die von September 2014 bis April 2015 erhoben wurden, herangezogen. Die Versuchsgruppe wurde über den Weißen Ring rekrutiert und die Kontrollgruppe über den Bekanntenkreis von ProjektmitarbeiterInnen und im Zuge dessen mittels Snow-Ball Sampling (Goodman, 1961).

Einschlusskriterien für eine Teilnahme waren: Alter zwischen 40 (vor 1974 geboren) und 80 Jahren und in Wien aufgewachsen. Eine Übersicht über die soziodemografischen Daten der beiden Stichproben gibt Tabelle 1. Insgesamt wurden 205 Personen in die Analysen für diese Arbeit aufgenommen. Dabei entfielen 133 Personen auf die Versuchsgruppe und 72 Personen auf die Kontrollgruppe. Im Vergleich zur Versuchsgruppe war das Geschlecht in der Kontrollgruppe ungleich verteilt; etwa 29% waren männlich und etwa 71% weiblich. Das Durchschnittsalter in der gesamten Stichprobe betrug 57.68 ($SD = 9.79$) Jahre. Bezüglich der höchsten abgeschlossenen Ausbildung zeigte sich beim Vergleich der beiden Gruppen ein komplett unterschiedliches Bild. In der Versuchsgruppe hatten etwa 78% der Personen keine höhere bzw. sehr viele sogar eine geringere Ausbildung als eine Lehre. In der Kontrollgruppe hatten etwa 60% der Personen eine höhere Ausbildung, wie Matura oder Universitätsabschluss.

Tabelle 1
Soziodemografische Merkmale

Merkmal	Kategorien	VG		KG	
		<i>N</i>	%	<i>N</i>	%
Geschlecht		133		72	
	männlich	68	51.1	21	29.2
	weiblich	65	48.9	51	70.8
Alter		$M = 58.05$		$M = 57$	
		$SD = 9.8$		$SD = 9.8$	
Familienstand		133		71	
	Ledig	18	13.5	6	8.5
	Verheiratet/in Partnerschaft	65	48.9	38	53.5
	Geschieden	40	30.1	22	31.0
	Verwitwet	10	7.5	5	7.0
Höchste abgeschlossene Ausbildung		132		72	
	Kein Pflichtschulabschluss	16	12.1	0	0.0
	Pflichtschule	25	18.9	2	2.8
	Lehre	62	47.0	10	13.9
	Berufsbildende mittlere Schule (ohne Matura)	19	14.4	17	23.6
	Höhere Schule mit Matura (HTL, HAK)	6	4.5	24	33.3
	Hochschulverwandte Lehranstalt	3	2.3	4	5.6
	Universität, Hochschule	1	0.8	15	20.8

4.4 Untersuchungsdurchführung

Im dreijährigen Projekt der Wiener Heimstudie werden die Daten für die Versuchsgruppe auf drei verschiedene Arten erhoben. Erstens durch eine passive Erhebung, bei der von den Betroffenen nur die Dokumente des Jugendamtes und der Clearingbericht des Weißen Rings anonym analysiert werden. Zweitens wird eine aktive Befragung von geschulten MitarbeiterInnen durchgeführt. Diese beinhaltet Fragebögen und ein diagnostisches Interview, mittels denen verschiedene Themengebiete, wie z.B. der derzeitige Gesundheitszustand, psychische und körperliche Beschwerden, Umgang mit Ärger und Wut oder Gewalterfahrungen erhoben werden. Darüber hinaus wird bei dieser Befragung optional eine Haarprobe genommen, um damit das sogenannte Langzeit-Cortisol zu messen. Die dritte Erhebungsart besteht aus Tiefeninterviews, bei denen bestimmte Themen aus der Befragung noch vertieft werden. Die Daten der Kontrollgruppe werden nur mit Hilfe der zweiten Methode, also der Fragebögen und des diagnostischen Interviews, inklusive optionaler Haarprobe, gewonnen (Lueger-Schuster, 2014). Für diese Arbeit wurden sowohl für die Kontrollgruppe als auch für die Versuchsgruppe nur die Daten der aktiven Befragungen hergenommen.

Ablauf der Testungen

Für die Testungen wurden telefonisch oder per E-Mail Termine mit den TeilnehmerInnen vereinbart. Die Versuchsgruppe wurde in Räumlichkeiten der Universität Wien von speziell ausgebildeten MitarbeiterInnen des Projekts interviewt, die Kontrollgruppe wurde von ausgebildeten ProjektmitarbeiterInnen an unterschiedlichen Orten befragt.

Die Bearbeitung der Fragebögen und das Kurzinterview dauerten bei der Versuchsgruppe im Durchschnitt 150 Minuten und in der Kontrollgruppe im Durchschnitt 130 Minuten. Vor der Befragung wurde mit einer Einverständniserklärung zur freiwilligen Teilnahme sichergestellt, dass die Befragten mit der Teilnahme einverstanden sind. Es folgte die Projektaufklärung und die Instruktion für die Befragung. Vorgesehen war, dass die gesamte Testbatterie von den InterviewerInnen mündlich vorgelesen wird, in wenigen

Ausnahmen füllten die TeilnehmerInnen die Fragen jedoch selbstständig aus. Zwischen den Fragebögen wurde das diagnostische Interview durchgeführt.

4.5 Untersuchungsinstrumente

Bei der Befragung wurden zunächst die soziodemografischen Daten der Person erhoben. Diese beinhalteten unter anderem Geschlecht, Alter, Geburtsjahr, den aktuellen Familienstand und die höchste abgeschlossene Ausbildung. Für die Beantwortungen der Fragestellungen dieser Arbeit sind vor allem das *BSI-18* (Derogatis, 2000) zur Erfassung der Depressivität, Ängstlichkeit und der Validierung, die *I-PANAS-SF* (Thompson, 2007) zur Erfassung der Affektivität, der *CTQ-SF* (Bernstein et al., 2003) zur Erfassung unterschiedlicher Missbrauchserfahrungen und das *Strukturierte Klinische Interview für DSM-IV* (SKID; Wittchen, Zaudig, & Fydrich, 1997) für die Diagnostik von psychischen Störungen, wichtig.

Brief Symptom Inventory-18 (Derogatis, 2000)

Die Kurzform des *BSI-18* ist eine Selbstbeurteilungsskala zur Beurteilung der allgemeinen Psychopathologie. Mit je sechs Items werden die Syndrome Somatisierung (Cronbach's $\alpha = .74$), Depressivität (Cronbach's $\alpha = .84$) und Ängstlichkeit (Cronbach's $\alpha = .79$) abgebildet. Zusätzlich kann ein Gesamtwert, der *Global Severity Index (GSI)* (Cronbach's $\alpha = .89$), berechnet werden. Die 18 Items werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala von *überhaupt nicht* (0) bis *sehr stark* (4) beantwortet. Für die deutsche Fassung des Instruments ergaben sich über alle Skalen hinweg befriedigende bis gute innere Konsistenzen (Cronbach's α zwischen .63 und .93). Die Items waren genügend trennscharf, und auch die Kriteriumsvalidität war gut (Spitzer et al., 2011). Beispielfragen sind etwa: „Wie sehr litten Sie in den letzten 7 Tagen unter Übelkeit und Magenverstimmung?“ (Somatisierung), „Wie sehr litten Sie in den letzten 7 Tagen unter dem Gefühl, sich für nichts zu interessieren?“ (Depressivität) oder „Wie sehr litten Sie in den letzten 7 Tagen unter plötzlichem Erschrecken ohne Grund?“ (Ängstlichkeit).

International Positive and Negative Affect Schedule Shortform (Thompson, 2007)

Die *I-PANAS-SF* misst mit jeweils fünf Adjektiven, die aus dem Itempool der Originalversion stammen (Watson et al., 1988), die allgemeine positive und

negative Affektivität. Dabei soll die Intensität eines vorherrschenden Affektes auf einer fünfstufigen Likert-Skala von *nie* (1) bis *immer* (5) angegeben werden. Die fünf positiven Affekte sind „aktiv“, „entschlossen“, „aufmerksam“, „angeregt“ und „hellwach“, die fünf negativen Affekte sind „verärgert“, „feindselig“, „beschämt“, „nervös“ und „ängstlich“. Sowohl die interne Konsistenz (Positiver Affekt Cronbach's $\alpha = .78$, Negativer Affekt Cronbach's $\alpha = .76$) als auch die Kriteriumsvalidität und die konvergente Validität sind als akzeptabel zu bewerten.

Child Trauma Questionnaire Shortform (Bernstein et al., 2003)

Die CTQ-SF erfasst traumatische Ereignisse der Kindheit mit den fünf Skalen *Sexueller Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .95$), *Emotionaler Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .89$), *Physischer Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .86$), *Emotionale Vernachlässigung* (Cronbach's $\alpha = .89$), *Physische Vernachlässigung* (Cronbach's $\alpha = .78$) und einer Lügenskala. Die Fragen werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala von *überhaupt nicht* (1) bis *sehr häufig* (5) beantwortet. Die internen Konsistenzen der Erwachsenenstichprobe und die Kriteriumsvalidität sind als gut einzuschätzen.

Strukturiertes klinisches Interview für DSM-IV (Wittchen et al., 1997)

Das *SKID-I* dient der Diagnostik von gängigen psychischen Störungen und orientiert sich, wie der Name schon impliziert, an den Diagnosekriterien des *DSM-IV*. Im Zuge dieser Arbeit sind vor allem depressive Störungen und diverse Angststörungen relevant.

4.6 Statistische Analysen

Die statistischen Analysen wurden in zwei Teile aufgeteilt. Zuerst wurde die Validierung des *BSI-18* inklusive Überprüfung des Tripartite-Modells durchgeführt, dann folgten die Berechnungen zu den inhaltlichen Fragestellungen. Die Auswertungen wurden mit dem Computerprogramm „Statistical Package for the Social Sciences“ 22, SPSS 22, für Windows (IBM Corp., 2013) durchgeführt.

Zunächst wurden diverse Itemcharakteristiken, wie Trennschärfen und Mittelwerte der Items, Bodeneffekte und Korrelationen zwischen den Skalen

getrennt für die zwei Gruppen ermittelt. Im Hinblick auf die Reliabilität wurden getrennt für die zwei Gruppen Reliabilitätsanalysen durchgeführt, als Reliabilitätsmaß diente dabei Cronbach's α . Die Faktorenstruktur wurde wiederum getrennt für die Gruppen mit explorativen Faktorenanalysen überprüft. Zusammenhänge wurden mittels der Korrelation nach Spearman berechnet. Für die Ermittlung der diskriminanten Validität wurden zum einen Kreuztabellen zur Berechnung der Spezifität und Sensitivität und zum anderen ROC-Kurven erstellt. Gruppenvergleiche erfolgten mit Hilfe von non-parametrischen Verfahren, nämlich dem Mann-Whitney-Test bzw. dem Kruskal-Wallis-Test. Außerdem wurden für Gruppenunterschiede Effektstärken berechnet. Prädiktorvariablen wurden mit multivariaten Regressionen ermittelt, wobei das Signifikanzniveau bei $p < .05$ lag.

5. Ergebnisse

5.1 Deskriptive Statistik zu den Stichproben

Bevor auf die Validierung des *BSI-18* eingegangen wird, werden die Stichproben noch genauer beleuchtet, indem die Häufigkeiten von psychische Störungen und Missbrauchserfahrungen der beiden Gruppen dargestellt werden. Diese wurden mittels *SKID-I* und *CTQ* ermittelt. Beim *CTQ* wurden dafür einzelne Skalen mit der Bildung von Summenwerten berechnet, und anhand der Normen des Tests wurde für jede Skala bestimmt, ob Missbrauch vorlag oder nicht.

Aktuelle psychische Störungen waren in der Versuchsgruppe folgendermaßen verteilt: 15% hatten eine Major Depression, 8% eine dysthyme Störung, 30% eine Panikstörung, 12% eine soziale Phobie, 24% eine spezifische Phobie, 13% eine Zwangsstörung, 35% eine posttraumatische Belastungsstörung und 12% eine generalisierte Angststörung. In der Kontrollgruppe hatten 0% eine Major Depression, 1% eine dysthyme Störung, 8% eine Panikstörung, 4% eine soziale Phobie, 11% eine spezifische Phobie, 1% eine Zwangsstörung, 0% eine posttraumatische Belastungsstörung und 1% eine generalisierte Angststörung. Bezüglich der Gewalt- und Missbrauchserfahrungen in der Kindheit zeigte sich folgendes Bild: In der Versuchsgruppe gaben 54% an, emotional missbraucht, 55% physisch missbraucht, 31% sexuell missbraucht, 75% emotional vernachlässigt und 68% physisch vernachlässigt worden zu sein. In der Kontrollgruppe wurden nach Angaben 33% emotional missbraucht, 17% physisch missbraucht, 26% sexuell missbraucht, 25% emotional vernachlässigt und 22% physisch vernachlässigt.

5.2 Validierung des BSI-18

Item- und Skalencharakteristiken

Die Mittelwerte, Standardabweichungen, Trennschärfekoeffizienten der einzelnen Items, Subskalen und des *GSI* sind – getrennt nach Stichproben – in Tabelle 2 dargestellt. Die Ergebnisse zeigen, dass die Items in der Versuchsgruppe besser zwischen Personen mit unterschiedlicher Merkmalsausprägung trennen können als in der Kontrollgruppe. Während in der Versuchsgruppe nur ein Item mit einem Trennschärfekoeffizienten $< .30$

existierte („Herz- und Brustschmerzen“, $r_{it} = .26$), lagen in der Kontrollgruppe vier Items in dem nach Fisseni's Bewertungskonventionen definierten inakzeptablen Bereich (Fisseni, 2004). Das waren die Items „Übelkeit/Magenverstimmung“, ($r_{it} = .25$) „Schwierigkeiten beim Atmen“ ($r_{it} = .24$) und „Gefühl, wertlos zu sein“ ($r_{it} = .25$) bzw. „Idee, sich das Leben zu nehmen“ ($r_{it} = .00$). Letzteres wurde von der gesamten Kontrollgruppe gleich beantwortet, wodurch keine Varianz entstand und keine Trennschärfe vorlag.

Tabelle 2
Deskriptive Item- und Skalenwerte differenziert nach Gruppen

	VG			KG		
	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}
<i>Somatisierung</i>	Σ 5.96	Σ 7.7		Σ 1.86	Σ 3.66	
1. Ohnmachts-/Schwindelgefühle	0.76	1.09	.39	0.26	0.67	.41
4. Herz-und Brustschmerzen	0.86	1.26	.26	0.17	0.50	.66
7. Übelkeit/Magenverstimmung	0.82	1.22	.37	0.22	0.48	.25
10. Schwierigkeiten beim Atmen	0.98	1.31	.58	0.35	0.67	.24
13. Taubheit in Körperteilen	1.36	1.42	.35	0.44	0.67	.39
16. Schwächegefühl in Körperteilen	1.18	1.40	.67	0.42	0.67	.43
<i>Depressivität</i>	Σ 5.64	Σ 7.68		Σ 0.96	Σ 2.59	
2. Interesselosigkeit	0.94	1.33	.69	0.19	0.57	.41
5. Einsamkeitsgefühle	1.08	1.34	.70	0.22	0.63	.56
8. Schermut	1.18	1.29	.76	0.21	0.60	.57
11. Gefühl, wertlos zu sein	0.8	1.31	.73	0.03	0.17	.25
14. Gefühl der Hoffnungslosigkeit	1.19	1.42	.65	0.31	0.62	.35
17. Idee, sich das Leben zu nehmen	0.45	0.99	.54	0.00	0.00	.00
<i>Ängstlichkeit</i>	Σ 6.62	Σ 8.03		Σ 2.25	Σ 4.00	
3. Nervosität oder inneres Zittern	1.62	1.52	.70	0.50	0.70	.47
6. Gefühl, gespannt zu sein	1.48	1.45	.74	0.93	0.83	.32
9. Erschrecken ohne Grund	0.68	1.22	.53	0.10	0.38	.70
12. Schreck-oder Panikanfälle	0.64	1.21	.61	0.18	0.76	.47
15. Ruhelosigkeit	1.38	1.53	.52	0.35	0.81	.40
18. Furchtsamkeit	0.82	1.10	.55	0.19	0.52	.63
<i>GSI</i>	18.22	23.41		5.07	10.25	

Anmerkung. r_{it} = Trennschärfekoeffizient.

Die Verteilungen der drei Skalen und des *GSI* waren linkssteil, da Schiefe und Kurtosis weit weg von null, was einer Normalverteilung entspräche, lagen. Das bedeutet, dass die Skalen viel zu viele niedrige Werte, also Bodeneffekte,

aufwiesen. Diese waren in der Kontrollgruppe stärker ausgeprägt als in der Versuchsgruppe. Erkennen lassen sich diese Effekte auch anhand der Mittelwerte der Skalen. In Tabelle 3 sind diese, inklusive Standardabweichungen, Schiefe und Kurtosis dargestellt. Abbildung 1 zeigt die linksschiefe und steile Verteilung von drei Items aus den drei Skalen, getrennt nach Gruppen.

Tabelle 3
Kennwerte der Verteilung differenziert nach Gruppen

	VG				KG			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Schiefe</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Schiefe</i>	<i>Kurtosis</i>
<i>Somatisierung</i>	6.23	6.61	2.45	11.32	1.98	2.25	1.50	1.99
<i>Depressivität</i>	5.64	6.03	1.18	0.69	0.96	1.78	2.80	9.59
<i>Ängstlichkeit</i>	6.63	5.95	0.76	-0.44	2.25	2.65	2.43	8.05
<i>GSI</i>	18.51	15.87	0.93	0.36	5.07	5.31	1.86	3.69

Anmerkung. Minimal waren null Summenpunkte, maximal 24 Summenpunkte pro Skala zu erreichen.

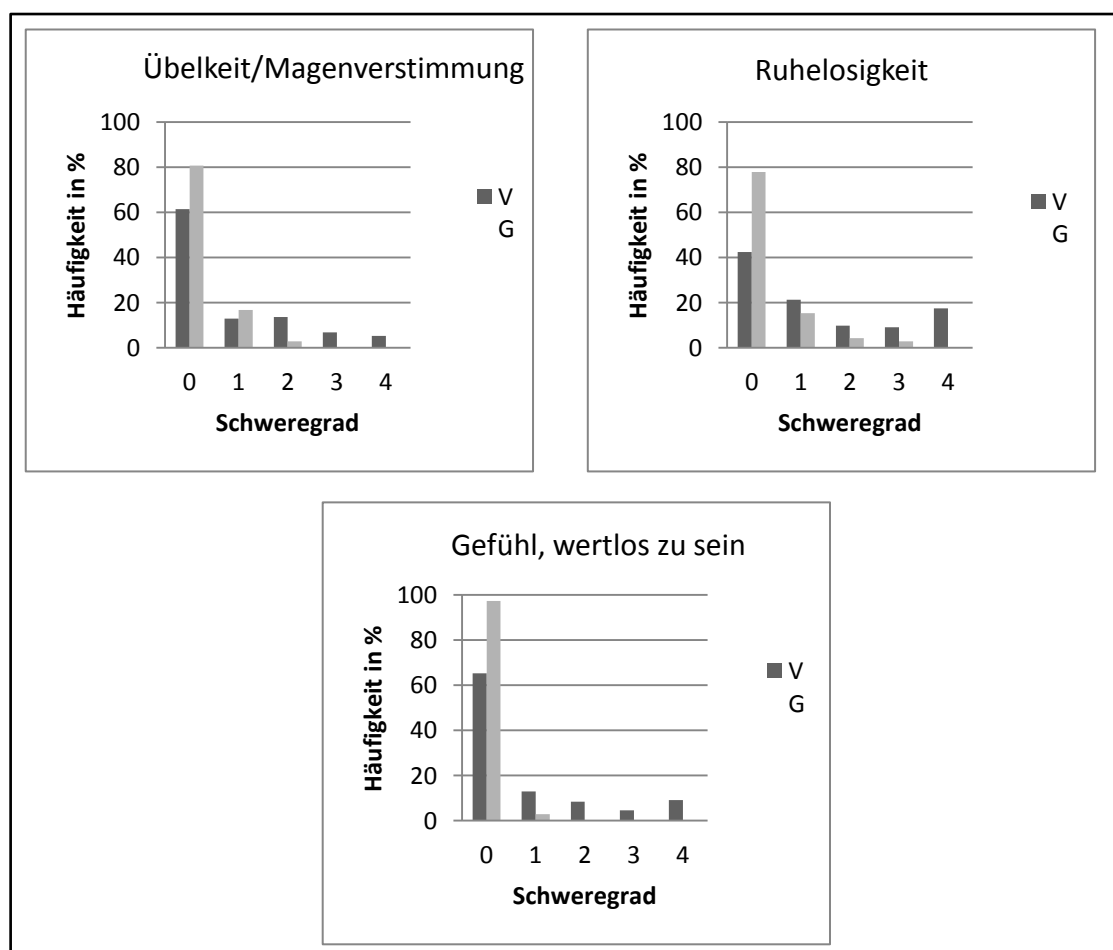


Abbildung 1. Itemverteilungen für drei ausgewählte Items der Skalen *Somatisierung*, *Ängstlichkeit* und *Depressivität* getrennt nach Gruppen. Skalierung geht von 0 „gar nicht“ bis 4 „sehr stark“.

Die Interkorrelationen der Skalen und des GSI ergaben folgendes Bild: In der Kontrollgruppe waren die Korrelationen untereinander geringer als in der Versuchsgruppe. Die Korrelationen zwischen dem GSI und den drei Skalen waren immer am höchsten ausgeprägt, mit einem r zwischen .67 ($p < .001$) und .89 ($p < .001$). Unter den Skalen korrelierte in der Kontrollgruppe *Somatisierung* mit *Ängstlichkeit* am höchsten, allerdings war dieser Zusammenhang mit einem $r = .46$ ($p < .001$) auch nur mittelmäßig hoch. In der Versuchsgruppe hing *Depressivität* mit *Ängstlichkeit* am höchsten zusammen, und zwar mit einem $r = .72$ ($p < .001$). Tabelle 4 gibt die korrelativen Zusammenhänge der Subskalen und des GSI getrennt nach Gruppen wieder.

Tabelle 4

Interne Konsistenzen der Subskalen und korrelative Zusammenhänge der Subskalen des BSI-18 und des I-PANAS-SF

	Cronbach's α	Somatisierung	Depressivität	Ängstlichkeit	GSI	PA	NA
VG							
<i>Somatisierung</i>	.61	1.00	.68**	.63**	.87**	-.36**	.44**
<i>Depressivität</i>	.87	.68**	1.00	.72**	.89**	-.44**	.66**
<i>Ängstlichkeit</i>	.83	.63**	.72**	1.00	.88**	-.32**	.75**
<i>GSI</i>	.88	.87**	.89**	.88**	1.00	-.40**	.70**
KG							
<i>Somatisierung</i>	.65	1.00	.33**	.46**	.77**	-.09	.21
<i>Depressivität</i>	.66 ¹	.33**	1.00	.43**	.67**	-.38**	.13
<i>Ängstlichkeit</i>	.72	.46**	.43**	1.00	.81**	-.05	.27*
<i>GSI</i>	.81	.77**	.67**	.81**	1.00	-.19	.28*

Anmerkung. ** Korrelation ist bei $p < .001$ signifikant; * Korrelation ist bei $p < .05$ signifikant; PA= Positiver Affekt (PANAS); NA= Negativer Affekt (PANAS); ¹ Das Item „Idee, sich das Leben zu nehmen“ musste aufgrund einer Varianz von null ausgeschlossen werden.

Reliabilität

Die Befunde zur internen Konsistenz der Subskalen und des GSI befinden sich in Tabelle 4. Die niedrigsten Werte fanden sich über beide Gruppen hinweg für die Skala *Somatisierung* und lagen bei einem Cronbach's α von .61 und .65. Die Werte für die Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* schwankten zwischen einem α von .66 und .87 in den beiden Teilstichproben. In beiden Gruppen war

die interne Konsistenz des GSI mit einem $\alpha = .88$ in der Versuchsgruppe und einem $\alpha = .81$ in der Kontrollgruppe am höchsten. Die Reliabilität der Skalen fiel in der Kontrollgruppe generell niedriger aus als in der Versuchsgruppe, dabei befanden sich die Reliabilitätswerte der Skalen der Kontrollgruppe unter einem α von .80, was nach Fisseni (2004) einen niedrigen Reliabilitätskoeffizienten darstellt. In der Kontrollgruppe musste zu dem das Item „Idee, sich das Leben zu nehmen“ aufgrund einer Varianz von null aus der Reliabilitätsanalyse ausgeschlossen werden.

Faktorenanalyse

Es wurden explorative Faktorenanalysen für die gesamte Stichprobe und getrennt für Versuchs- und Kontrollgruppe gerechnet. Als Kriterium zur Extraktion von Faktoren wurde das Kaiser-Guttman-Kriterium herangezogen, aber auch Scree-Plots wurden in die Entscheidungen einbezogen. In der Gesamtstichprobe ergab die beste Lösung eine Drei-Faktoren-Struktur mit den drei Originalskalen. Diese wiesen alle Eigenwerten ≥ 1 ($\lambda = 8.42, 1.38$ und 1.0) auf, die gemeinsam 60% der Varianz erklären konnten. Die Kommunalitäten lagen in zehn Fällen $> .60$, in den übrigen Fällen zwischen $.42$ und $.57$. Die Items wurden ab einer Korrelation von $.40$ zu bestimmten Faktoren zugeteilt. Dabei ergab die mit der Methode Varimax rotierte Komponentenmatrix, dass der erste Faktor alle Items der Skala *Depressivität*, der zweite Faktor alle Items der Skala *Somatisierung* und der dritte Faktor, bis auf das Item „Erschrecken ohne Grund“, das der *Depressivität* zugeordnet wurde, alle Items der Skala *Ängstlichkeit* beinhaltete. Zudem lud das Item „Furchtsamkeit“ der Skala *Ängstlichkeit* auf der Skala *Depressivität* ($r = .48$), und das Item „Gefühl der Hoffnungslosigkeit“ ($r = .45$) der Skala *Depressivität* auf der Skala *Ängstlichkeit*.

Drei Faktoren, mit Eigenwerten > 1 ($\lambda = 7.86, 1.55$ und 1.11), wurden durch das Kaiser-Guttman-Kriterium und dem Scree-Plot in der Versuchsgruppe extrahiert. Diese klärten 58% der Varianz auf. Wie in der Gesamtstichprobe entsprachen diese Faktoren großteils den Originalskalen. Nur das Item „Erschrecken ohne Grund“ ($r = .55$) lud auf der Skala *Depressivität* statt auf der Skala *Ängstlichkeit*. Die Items „Furchtsamkeit“ und „Gefühl der Hoffnungslosigkeit“ luden sowohl auf *Depressivität* ($r = .53$; $r = .53$), als auch auf *Ängstlichkeit* ($r = .47$; $r = .47$). Das Item „Idee, sich das Leben zu nehmen“

konnte keiner Skala zugeordnet werden, da die Ladungen gering waren ($r = .33$ auf *Ängstlichkeit*, $r = .36$ auf *Depressivität* und $r = .39$ auf *Somatisierung*). Alle Faktorladungen sind in Tabelle 5 dargestellt. Sieben Items erreichten Kommunalitäten über .60, der Rest lag zwischen .40 und .59.

Tabelle 5
Zusammenfassung der Ergebnisse der explorativen Faktorenanalyse der Versuchsgruppe (N=132)

Item	Rotierte Faktorladungen		
	Depressivität	Somatisierung	Ängstlichkeit
Ohnmachts-Schwindelgefühle	.27	.67	-.05
Interesselosigkeit	.64	.41	.24
Nervosität, inneres Zittern	.32	.37	.62
Herz-Brustschmerzen	.28	.66	.21
Einsamkeitsgefühle	.83	.16	.12
Gefühl, gespannt zu sein	.30	.11	.79
Übelkeit, Magenverstimmung	.26	.56	.15
Schwermut	.61	.43	.35
Erschrecken ohne Grund	.55	.34	.28
Schwierigkeiten beim Atmen	.15	.72	.07
Gefühl, wertlos zu sein	.83	.15	.24
Schreck-oder Panikanfälle	.37	.24	.61
Taubheit in Körperteilen	.00	.60	.39
Gefühl der Hoffnungslosigkeit	.53	.27	.47
Ruhelosigkeit	.14	.17	.74
Schwächegefühl in Körperteilen	.07	.76	.36
Idee, sich das Leben zu nehmen	.37	.39	.33
Furchtsamkeit	.53	.01	.47
Eigenwerte	7.86	1.55	1.11
% der aufgeklärten Varianz	43.64	8.62	6.12

Anmerkung. Faktorladungen über .40 sind fett dargestellt, N=132 aufgrund fehlender Daten einer Testperson.

Bei der explorativen Faktorenanalyse der Kontrollgruppe wurde zunächst das Item „Idee, sich das Leben zu nehmen“ aus der Analyse ausgeschlossen, da dieses keine Varianz aufwies und somit keine Korrelationen gerechnet werden konnte. Bis auf ein Item wiesen alle Items Kommunalitäten über .60 auf. Die Extraktion der Faktoren erwies sich als eher schwierig. Denn nach dem Kaiser-Guttman-Kriterium wurden sechs Faktoren, alle mit Eigenwerten > 1 ($\lambda = 4.87$, 2.17, 1.72, 1.43, 1.20 und 1.02) extrahiert, die gemeinsam eine Varianz von 73% aufklärten, dem Scree-Plot nach sollten jedoch etwa vier Faktoren

extrahiert werden. Bei vier Faktoren müssten die Items „Übelkeit/Magenverstimmung“ und „Gefühl, wertlos zu sein“ ausgeschlossen werden, da diese auf keinen der vier Faktoren laden, sondern nach der Sechsfaktorenstruktur eigene Faktoren darstellen. Bei der Vier-Faktoren-Struktur luden die Items „Erschrecken ohne Grund“, „Atemschwierigkeiten“, „Schreckanfälle“, „Ruhelosigkeit“ und „Schwächegefühl im Körper“ auf dem ersten Faktor. Die Items „Interesselosigkeit“, „Einsamkeit“ und „Schwermut“ wurden zum zweiten Faktor gezählt. Der dritte Faktor wurde aus den Items „Ohnmacht/Schwindel“, „Herz- und Brustschmerzen“ und „Taubheit in Körperteilen“, der vierte Faktor aus den Items „Nervosität“ und „Gefühl, gespannt zu sein“ gewonnen.

Konvergente Validität

Die Skalen des *BSI-18* wurden mit den zwei Skalen *Positiver Affekt* (Cronbach's $\alpha = .78$) und *negativer Affekt* (Cronbach's $\alpha = .72$) der *I-PANAS-SF* korreliert (siehe Tabelle 4). In der Versuchsgruppe korrelierten alle Skalen des *BSI-18* höher mit der Skala *Negativer Affekt* als mit der Skala *Positiver Affekt*. Die Skala *Ängstlichkeit* hing dabei am höchsten mit der Skala *Negativer Affekt* ($r = .75, p < .001$) zusammen. Mit der Skala *Positiver Affekt* korrelierten alle *BSI-18*-Skalen negativ, die Skala *Depressivität* ($r = -.44, p < .001$) davon am höchsten. In der Kontrollgruppe waren die Zusammenhänge, bis auf die negative Korrelation zwischen der Skala *Depressivität* und der Skala *Positiver Affekt* ($r = -.38, p < .001$), auf dem 1%-Niveau nicht signifikant.

Kriteriumsvalidität

Da der Kolmogorow-Smirnow-Test auf Normalverteilung signifikant war ($p < .001$), wurde der nonparametrische Mann-Whitney-U-Test zur Überprüfung der Gruppenunterschiede verwendet. Dafür wurden die Summenwerte der einzelnen Skalen und für den *GSI* die Summenwerte des gesamten Tests herangezogen. Die Somatisierungs-, Depressivitäts-, Ängstlichkeits- und Gesamtwerte des *BSI-18* der Versuchsgruppe unterschieden sich signifikant von der Kontrollgruppe, dabei wies die Versuchsgruppe deutlich höhere Mittelwerte in allen Skalen und im Gesamtwert auf. Diese sind, gemeinsam mit der Teststatistik des Mann-Whitney-U-Tests, in Tabelle 6 dargestellt. Die

Effektstärken (Cohen's d) waren mittel bis hoch ausgeprägt ($d = -0.80$ bis $d = -1.10$). Die Skalen des *BSI-18* konnten somit gut zwischen einer von institutionellem Missbrauch betroffenen und einer von institutionellem Missbrauch nicht betroffenen Gruppe unterscheiden.

Tabelle 6
Subskalen- und GSI-Werte bzw. Teststatistik differenziert nach Gruppen

	VG		KG		Teststatistik (Mann-Whitney)			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>U</i>	<i>z</i>	<i>p</i>	<i>d</i>
<i>Somatisierung</i>	6.23	6.61	1.87	2.25	2528.00	-5.58	< .001	-0.80
<i>Depressivität</i>	5.64	6.04	0.96	1.79	2120.50	-6.71	< .001	-1.10
<i>Ängstlichkeit</i>	6.63	5.95	2.25	2.65	2631.00	-5.30	< .001	-0.80
<i>GSI</i>	18.51	15.88	5.07	5.31	2149.50	-6.47	< .001	-1.01

Anmerkung. *U* bzw. *z* = Teststatistik des U-Test; *d* = Effektstärke.

Diskriminanzvalidität

Um die diskriminante Validität der BSI-Skalen in der Versuchsgruppe zu ermitteln, wurden die *DSM-IV*-Diagnosen zunächst in die Kategorien „depressive Störung“ ($n = 29$), „Angststörung“ ($n = 78$) und „komorbide Störung“ ($n = 30$) eingeteilt. Die Kategorie „komorbide Störung“ wurde miteinbezogen, da sehr viele Personen sowohl an Depressionen als auch an Angststörungen litten. Die Diagnosen aktuelle Major Depression Episode ($n = 19$) und aktuelle Dysthymie ($n = 10$) fielen in die Kategorie „depressive Störung“, die Diagnosen soziale Phobie ($n = 16$), spezifische Phobie ($n = 31$), Zwangsstörung ($n = 17$), aktuelle posttraumatische Belastungsstörung ($n = 46$), generalisierte Angststörung ($n = 16$) und Panikstörung ($n = 39$) in die Kategorie „Angststörung“ und komorbide Diagnosen aus je einer dieser beiden Kategorien in die Kategorie „komorbide Störung“. Unterschiede in den Depressivitäts-, Somatisierungs-, Ängstlichkeits- und Gesamtwerten dieser drei Störungskategorien wurden aufgrund des signifikanten Kolmogorow-Smirnow-Tests ($p < .001$) mittels nonparametrischem Kruskal-Wallis-Test gerechnet.

Es zeigte sich, dass Personen mit unterschiedlichen Diagnosen (Depressive Störung, Angststörung und komorbide Störung) signifikant unterschiedliche Werte in allen *BSI-18*-Dimensionen und beim Gesamtwert erreichten. Bei genauerer Betrachtung fiel auf, dass in allen Bereichen Personen mit einer

komorbiden Störung höhere Werte erreichten als Personen der beiden anderen Störungsgruppen (siehe Tabelle 7). Da allerdings Unterschiede zwischen einer depressiven Störung und Angststörung in Bezug auf die Diskriminanzvalidität besonders interessant waren, wurden zusätzlich noch Mann-Whitney-U-Tests zur Berechnung von Unterschieden zwischen diesen beiden Störungen gerechnet. Durch die α -Fehler-Korrektur wurde das Signifikanzniveau auf .025 herabgesetzt. Es wurde gefunden, dass es nur in der Skala *Ängstlichkeit* Unterschiede zwischen den zwei Störungsgruppen gab ($U = 225$, $z = -2.38$, $p = .017$, $d = -0.56$), und zwar in der Hinsicht, dass Personen mit einer Angststörung (MDN = 6.00) deutlich höhere Werte erreichten als Personen mit einer depressiven Störung (MDN = 1.00). Die Dimensionen *Depressivität* ($U = 384$, $z = -0.17$, $p = .867$, $d = -0.04$), *Somatisierung* ($U = 366.5$, $z = -0.41$, $p = .681$, $d = -0.10$) und der *GSI* ($U = 338$, $z = -0.80$, $p = .421$, $d = -0.18$) konnten hingegen nicht zwischen den beiden Störungsgruppen diskriminieren. Die detaillierten Ergebnisse des Kruskal-Wallis-Tests sind in Tabelle 7 dargestellt.

Tabelle 7
Skalenwerte differenziert nach Gruppen und Kruskal-Wallis Teststatistik

	Depressive St.(1)		Angststörung (2)		Komorbide St.(3)		Kruskal-Wallis	
	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	χ^2	<i>p</i>
<i>Somatisierung</i>	5.92	5.94	5.89	7.10	10.34	6.02	15.37	<.001
<i>Depressivität</i>	4.75	5.75	4.35	4.44	12.34	6.31	29.94	<.001
<i>Ängstlichkeit</i>	3.58	4.94	7.03	5.43	11.45	5.65	18.99	<.001
<i>GSI</i>	14.25	13.35	17.27	13.81	34.14	14.93	24.98	<.001

Sensitivität und Spezifität

Um zu prüfen, ob die ermittelte psychische Belastbarkeit des *BSI-18* mit den *DSM-IV*-Diagnosen übereinstimmen, also der Test psychisch belastete Personen und psychisch nicht belastete Personen als solche erkennt, wurden Sensitivität und Spezifität des Tests berechnet. Dazu wurden mit Hilfe der Cut-

off-Werte aus der Literatur (Zabora et al., 2001) Personen aufgrund ihres GSI-Wertes in „psychisch auffällige“ und „psychisch unauffällige“ Gruppen eingeteilt. Die Cut-off-Werte lagen für Männer bei einem GSI-Wert von 10 und bei Frauen bei einem GSI-Wert von 13. Durch die *DSM-IV* Diagnosen wurden die Personen ebenfalls in die zwei Kategorien „psychisch auffällig“ und „psychisch unauffällig“ eingeordnet. Tabelle 8 zeigt eine Vier-Felder-Tafel zur Bestimmung der Sensitivität und Spezifität des *BSI-18*.

Tabelle 8
Häufigkeiten der *BSI-18*- und *DSM-IV*-Kategorien

		DSM-IV Diagnose		Gesamtsumme
		psychisch unauffällig	psychisch auffällig	
BSI_18	psychisch unauffällig	87	34	121
	psychisch auffällig	18	65	83
Gesamtsumme		105	99	204

Anmerkung. $N = 204$ aufgrund fehlender Werte einer Testperson.

Die Sensitivität ergab, dass das *BSI-18* das Vorliegen einer psychischen Belastung in 83% der Fälle erkennen kann. Das Nicht-Vorhandensein einer psychischen Belastung wird allerdings, berechnet durch die Spezifität, nur zu 66% erkannt. 34% der Fälle erkannte der Test als psychisch auffällig, obwohl diese psychisch unauffällig waren, 17% erkannte er als psychisch unauffällig, obwohl diese auffällig waren. Die Prävalenz der psychischen Belastung betrug in dieser Stichprobe (VG und KG) 51%. Zur Bestimmung der Güte des Tests wurde zusätzlich eine ROC-Kurve (Receiver Operating Characteristics) erstellt, die in Abbildung 2 ersichtlich ist. Der Bereich unter der Kurve (*AUC*) betrug .74 ($SE = .04, p < .001$).

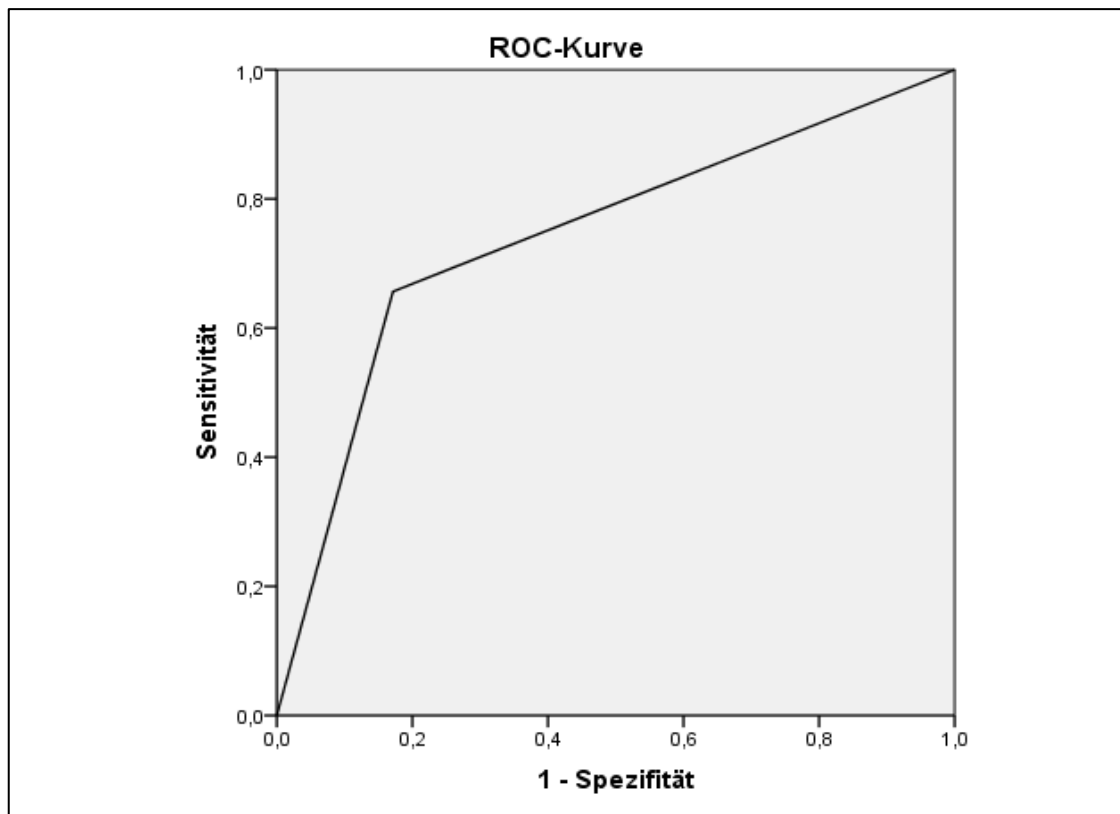


Abbildung 2. ROC-Kurve zur Bestimmung der Güte des BSI-18.

5.3 Prüfung des Tripartite-Modells

Für die Prüfung der Annahmen des Tripartite-Modells wurden zusätzlich zu den Berechnungen der diskriminanten Validität, mit denen bereits bestimmte Annahmen des Modells überprüft werden konnten, Unterschiedsvergleiche der beiden Diagnosegruppen (Angststörung und depressive Störung) in Bezug auf die Affektivität gerechnet. Zusätzlich dazu wurden multivariate Regressionen, in denen die BSI-Skalen als Prädiktoren für die Affektivität dienten, durchgeführt. Für diese Berechnungen wurden lediglich die Daten der Versuchsgruppe herangezogen, da diese Gruppe hauptsächlich von psychischen Störungen betroffen war. Die Unterschiedsvergleiche, durchgeführt mittels Mann-Whitney-Test, brachten folgendes Ergebnis: Sowohl bezüglich der *positiven Affektivität* ($U = 357.00$, $z = -0.54$, $p = .588$, $d = -0.10$) als auch bezüglich der *negativen Affektivität* ($U = 261.00$, $z = -1.87$, $p = .061$, $d = -0.32$) gab es keinen signifikanten Unterschied zwischen den Diagnosen einer depressiven Störung und einer Angststörung. Bei den Regressionen wurde, übereinstimmend mit den Annahmen des Modells, gefunden, dass hinsichtlich des *positiven Affekts* nur die *Depressivität* einen signifikanten Prädiktor ($\beta = -.43$, $t(130) = -3.52$, $p =$

.001) darstellt und hinsichtlich des *negativen Affekts* sowohl *Depressivität* ($\beta = -.33$, $t(130) = 4.01$, $p < .001$) als auch *Ängstlichkeit* ($\beta = .51$, $t(130) = 6.23$, $p < .001$) einen signifikanten Prädiktor darstellen. Die Prädiktoren konnten 15% der Varianz des *positiven Affekts* ($F(2, 133) = 12.10$, $p < .001$) und 63% der Varianz des *negativen Affekts* ($F(2, 133) = 106.92.25$, $p < .001$) erklären. Anzumerken ist, dass der Variance Inflation Faktor (*VIF*) zur Beschreibung der Kollinearität mit einem Wert von 2.30 über dem kritischen Wert von 1 lag, und somit die Daten nicht auf andere Stichproben generalisiert werden können, sondern das Modell nur bei dieser Stichprobe so gilt.

5.4 Auswertung der inhaltlichen Fragestellungen

Unterschiedsvergleiche: Depressivität und Ängstlichkeit

Um die gerichteten Hypothesen zu prüfen, dass Depressivität und Ängstlichkeit in der Versuchsgruppe höher ausgeprägt sind als in der Kontrollgruppe, wurden aufgrund signifikanter Kolmogorow-Smirnow-Tests ($p < .001$) Mann-Whitney-U-Tests gerechnet. Der Unterschied zu den Gruppenvergleichen der Berechnungen zur Kriteriumsvalidität lag darin, dass die Summenwerte der Skala *Depressivität* und *Ängstlichkeit* nun in geschlechtsspezifische T-Werte nach dem BSI-Manual der Langform (Derogatis & Melisaratos, 1983) umgewandelt wurden. Hypothesenkonform erreichte die Versuchsgruppe ($M = 60.00$, $SD = 13.47$) auf der Skala *Depressivität* signifikant höhere Werte als die Kontrollgruppe ($M = 46.30$, $SD = 8.00$, $U = 1906.5$, $z = -7.12$, $p < .001$, $d = -1.15$). Auch in Bezug auf die Skala *Ängstlichkeit* konnten die Annahmen belegt werden, denn die Werte der Versuchsgruppe ($M = 62.25$, $SD = 14.86$) waren signifikant höher ausgeprägt als die Werte der Kontrollgruppe ($M = 49.94$, $SD = 9.85$, $U = 2489.5$, $z = -5.64$, $p < .001$, $d = -0.85$). In Abbildung 3 sind die Gruppenunterschiede anhand der Mittelwerte der Skalen (T-Werte) dargestellt.

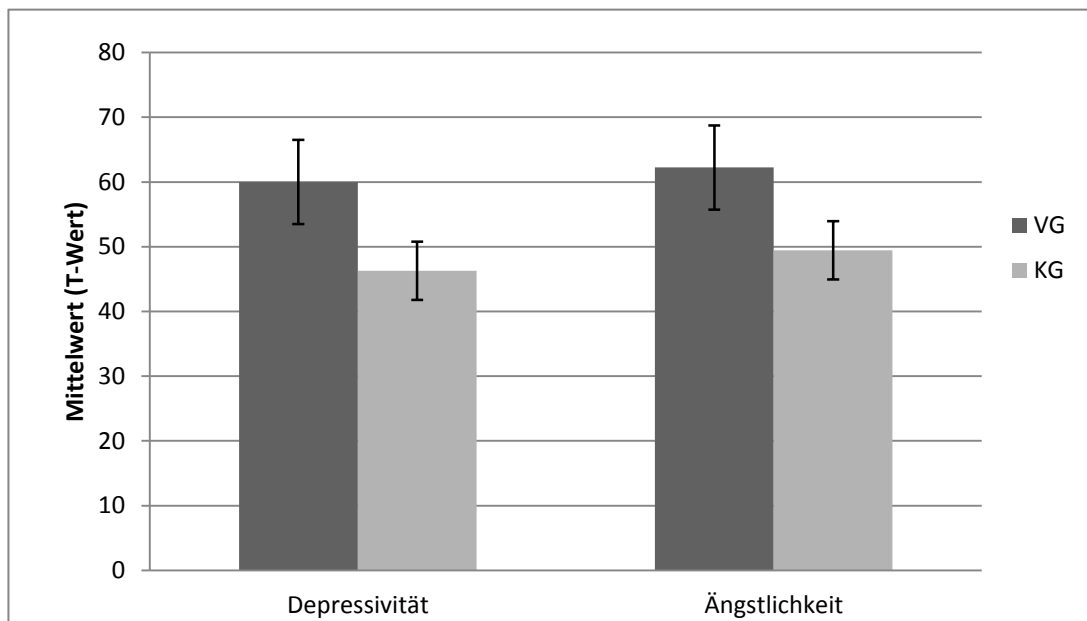


Abbildung 3. Mittelwerte der Skalen *Depressivität* und *Ängstlichkeit* des *BSI-18* getrennt nach Gruppen.

Unterschiedsvergleiche: Positiver und negativer Affekt

Aufgrund von signifikanten Kolmogorow-Smirnow-Tests wurden für die Unterschiedsvergleiche zwischen Versuchsgruppe und Kontrollgruppe bezüglich *positiver* und *negativer Affektivität* nonparametrische Mann-Whitney-U-Tests gerechnet. Die Gruppen unterschieden sich signifikant in der *negativen Affektivität* ($U = 3060.00$, $z = -4.16$, $p < .001$, $d = -0.61$). Hinsichtlich der *positiven Affektivität* ergaben sich jedoch keine Unterschiede zwischen der Versuchsgruppe und der Kontrollgruppe, $U = 4035.00$, $z = -1.71$, $p = .088$, $d = -0.24$. In Abbildung 4 sind die Gruppenunterschiede anhand der Mittelwerte der Skalen (Summenwerte) dargestellt.

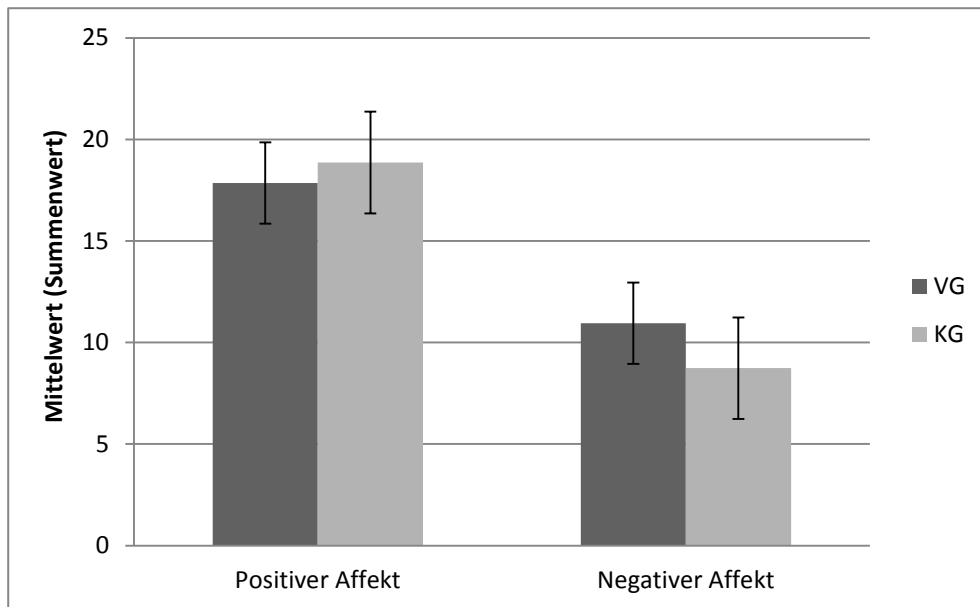


Abbildung 4. Mittelwerte der Skalen *Positiver Affekt* und *Negativer Affekt* des *I-PANAS-SF* getrennt nach Gruppen.

Auswirkungen unterschiedlicher Missbrauchserfahrungen

Um die unterschiedlich großen Auswirkungen verschiedener Missbrauchserfahrungen auf Depressivität und Ängstlichkeit herauszufinden, wurden für die Gesamtstichprobe multivariate Regressionsanalysen berechnet. Dazu wurden die Skalen *sexueller Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .95$), *physischer Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .94$), *emotionaler Missbrauch* (Cronbach's $\alpha = .92$), *emotionale Vernachlässigung* (Cronbach's $\alpha = .93$) und *physische Vernachlässigung* (Cronbach's $\alpha = .82$) des CTQ durch das Bilden von Summenwerten generiert. Diese stellten dann in den weiteren Analysen die Prädiktorvariablen dar. Die Ausgangsvariable war zum einen die Variable *Depressivität* und zum anderen die Variable *Ängstlichkeit*. Für die Berechnungen wurden wieder die umgewandelten geschlechtsspezifischen T-Werte genommen.

Depressivität: Zur Berechnung der unterschiedlichen Auswirkungen auf die Depressivität wurde zunächst als Übersicht ein Modell mit allen Prädiktorvariablen erzeugt. Die Kollinearitätsstatistik ergab, über alle Prädiktoren gerechnet, einen durchschnittlichen VIF-Wert von 2.43, was über dem kritischen Wert von 1 liegt und bedeutet, dass dieses Modell nicht über diese Stichprobe hinaus generalisiert werden kann. 21% der Varianz der

Variable *Depressivität* konnten durch die fünf Prädiktoren aufgeklärt werden ($F(5, 204) = 8.62, p < .001$). Dabei zeigte sich, dass nur die *emotionale Vernachlässigung* einen signifikanten Prädiktor darstellte ($\beta = .29, t(198) = 2.33, p = .021$). Somit wurde zusätzlich ein Modell mit der Variable *emotionale Vernachlässigung* als einziger Prädiktor generiert. Dieses Modell konnte 19.6% der Varianz erklären ($F(1, 204) = 41.19, p < .001$), und der Prädiktor war hochsignifikant ($\beta = .44, t(202) = 20.50, p < .001$). Als zweiter Schritt wurde getestet, ob das Modell mit allen Prädiktoren signifikant mehr Varianz aufklärte. Die Ergebnisse zeigten jedoch, dass dies nicht der Fall war. Die Regressionswerte für die einzelnen Schritte sind in Tabelle 9 dargestellt.

Tabelle 9
Kennwerte der Regression

		β	R^2
Modell 1			0.20
	Emotionale Vernachl.	0.44**	
Modell 2	Emotionale Vernachl.	0.29*	0.21
	Physische Vernachl.	0.14	
	Emotionaler Missbrauch	0.10	
	Sexueller Missbrauch	-0.02	
	Physischer Missbrauch	-0.03	

Anmerkung. ** hochsignifikant ($p < .01$); * signifikant ($p < .05$); $R^2\Delta$ = nicht signifikant.

Ängstlichkeit: Zur Berechnung der unterschiedlichen Auswirkungen auf die *Ängstlichkeit* wurde zunächst ein Modell mit allen Prädiktorvariablen erzeugt. Der *VIF* lag bei 2.43, was über dem kritischen Wert von 1 liegt, weshalb von Kollinearität ausgegangen werden kann. Die Prädiktoren konnten 21% der Varianz aufklären ($F(5, 204) = 8.87, p < .001$), es war jedoch keiner davon signifikant. Die höchsten Beta-Werte ergaben sich für die *emotionale Vernachlässigung* ($\beta = .16, t(198) = 1.26, p = .210$) und für *emotionalen Missbrauch* ($\beta = .16, t(198) = 1.42, p = .157$).

6. Diskussion

Das erste Ziel der vorliegenden Arbeit war eine Validierung des deutschsprachigen *BSI-18* in einer Gruppe von institutionellen Missbrauchsoptionen, die großteils psychisch belastet sind, und in einer Gruppe der österreichischen Allgemeinbevölkerung. Die Analysen zu den Itemcharakteristiken zeigten zum einen, dass die Items des *BSI-18* in der Versuchsgruppe von institutionellen Missbrauchsoptionen besser zwischen Personen mit unterschiedlichen Werten trennen konnten und auch die entdeckten Bodeneffekte geringer waren als in der Kontrollgruppe. So lagen in der Kontrollgruppe vier Items unter der Grenze von .30, dem akzeptablen Bereich von Trennschärfekoeffizienten. Allerdings gab es auch in der Versuchsgruppe Items, die nicht sehr trennscharf waren, vor allem in der Skala *Somatisierung*. Bei Spitzer et al. (2011) waren die Trennschärfen in der klinischen Stichprobe besser ausgeprägt als in der Versuchsgruppe dieser Studie. Hinsichtlich der internen Konsistenz lag Cronbach's α in der Versuchsgruppe großteils im guten Bereich, in der Kontrollgruppe waren die Werte dagegen im fragwürdigen bzw. gerade noch akzeptablen Bereich angesiedelt. Vor allem die Skala *Somatisierung* stellte sich in beiden Gruppen als nicht sehr reliabel heraus (Cronbach's α zwischen .61 und .65), was auch die Validität einschränkt. Ähnliche Ergebnisse wurden bereits in der Studie von Spitzer et al. (2011) gefunden, in der ebenfalls die nicht-klinische Stichprobe bei den psychometrischen Kennwerten deutlich schlechter abschnitt. Im Gegensatz dazu steht die Validierung der amerikanischen Originalversion, die für eine Stichprobe der Allgemeinbevölkerung befriedigende psychometrische Werte fand (Derogatis, 2000).

Die empfohlene Faktorenstruktur konnte in der Versuchsgruppe repliziert werden, Franke et al. (2011) erhielten in ihren Berechnungen mit einer klinischen Stichprobe ebenfalls eine von der Originalversion empfohlene Drei-Faktoren-Struktur. Die Faktorenstruktur wurde in dieser Arbeit das erste Mal im deutschen Sprachraum an einer nicht-klinischen Gruppe, der Kontrollgruppe, geprüft, und es konnte, im Unterschied zu den Ergebnissen der Versuchsgruppe, keine eindeutige Faktorenlösung gefunden werden. Dies deckt sich mit dem Ergebnis der Interkorrelationen der Skalen, das zeigen

konnte, dass die Skalen in der Kontrollgruppe ziemlich hoch miteinander korrelierten und somit schwer voneinander zu unterscheiden waren.

Die konvergente Validität wurde ebenfalls nur in der Versuchsgruppe belegt. Alle Skalen des *BSI-18* konnten in der Versuchsgruppe gut zwischen einer von institutionellem Missbrauch betroffenen und einer von institutionellem Missbrauch nicht betroffenen Gruppe unterscheiden, dabei waren die Effekte mittel bis hoch ausgeprägt. Bezüglich der diskriminanten Validität wurde zunächst gezeigt, dass Personen mit mehreren Störungen eindeutig die höchsten Werte in allen *BSI-18* Dimensionen erreichen. Das zeigt, dass diese Personen psychisch höher belastet sind. Das Instrument konnte nur eingeschränkt zwischen Personen mit einer Angststörung und einer depressiven Störung unterscheiden. Dies gelang nur in der Skala *Ängstlichkeit*, auf der Personen mit einer Angststörung signifikant höhere Werte erreichten. Auf der Skala *Depressivität* erzielten Personen der beiden Störungsgruppen etwa gleich hohe Werte. In der Validierung einer klinischen Stichprobe bei Spitzer et al. (2011) konnte jedoch auch die Skala *Depressivität* zwischen den beiden Störungen unterscheiden.

Die Sensitivität war mit 83% im akzeptablen Bereich, der Test ordnete demnach 83% der Personen mit einer Diagnose richtig als psychisch belastet ein. Die Spezifität war geringer und betrug 66%. Dazu kann man sagen, dass dieses Ergebnis das grundsätzliche Problem der Überidentifikation von Screeninginstrumenten widerspiegelt. Diese ist charakterisiert durch eine hohe Sensitivität bei gleichzeitig niedriger Spezifität (Mehnert, Lehmann, Cao, & Koch, 2006). Der AUC-Wert der ROC-Analyse lag bei 0.74, was für eine akzeptable Güte des Tests spricht.

Zusammengefasst kann man aus den Validierungsergebnissen schließen, dass das *BSI-18* zur Erfassung von psychischer Belastung für nicht-klinische Stichproben aufgrund von teilweise unbefriedigenden psychometrischen Kennwerten nicht optimal geeignet ist. Diese Erkenntnis erscheint allerdings in Anbetracht der Tatsache, dass diese Gruppe auch keine Zielgruppe des *BSI-18* darstellt, plausibel. In der Stichprobe der institutionellen Missbrauchsoffer kam die Untersuchung jedoch eher zu befriedigenden Ergebnissen. Einzig die Kennwerte der Skala *Somatisierung* führten zu Problemen, da sie nicht sehr

reliabel und trennscharf waren. Somit stellt sich wie auch bei Spitzer et al. (2011) die Frage, ob die Erfassung der Somatisierung mittels *BSI-18* in derartigen Stichproben sinnvoll ist, dies sollte daher in weiteren Studien noch genauer untersucht werden. In der Stichprobe von orthopädischen und pulmologischen PatientInnen (Rusdorf et al., 2010) war die Reliabilität der Skala Somatisierung sogar noch niedriger ausgeprägt als in der Versuchsgruppe dieser Arbeit. Die Reliabilitätskoeffizienten der weiteren Skalen und des *GS* waren in der Versuchsgruppe jedoch hoch ausgeprägt, auch die faktorielle Validität und die Kriteriumsvalidität konnten belegt werden. Zudem war die errechnete Güte des Tests, wie auch die Fähigkeit psychisch belastete Personen auch als solche zu erkennen, im guten Bereich angesiedelt. Die Ergebnisse der Validierung für die Versuchsgruppe fielen in manchen Bereichen zwar nicht ganz so gut aus wie bei psychiatrischen Stichproben (Spitzer et al., 2011), lagen aber etwa im selben Bereich wie bei Validierungsstudien mit anderen PatientInnengruppen, etwa orthopädischen PatientInnen (Rusdorf et al., 2010), weshalb gesagt werden kann, dass das *BSI-18* ein gutes Verfahren zur Erfassung der psychischen Belastbarkeit bei traumatisierten Menschen wie institutionellen Missbrauchsopfern darstellt.

Im Zuge dieser Arbeit ergab sich zusätzlich die Möglichkeit, die Annahmen des Tripartite-Modells zu überprüfen. Dieses geht davon aus, dass depressive Störungen und Angststörungen durch die Dimensionen *anhedonische Depression* und *ängstliche Erregung* unterscheidbar sind und *generelles psychisches Leid* gemeinsam haben. Ein Teil der Fragen konnte mit den Ergebnissen zur diskriminanten Validität beantwortet werden. Hinsichtlich der Frage nach der Fähigkeit des *BSI-18* zur Erfassung der Tripartite-Dimensionen konnten beide Annahmen belegt werden. Und zwar erreichten Personen mit einer Angststörung hypothesenkonform signifikant höhere Werte auf der Skala *Ängstlichkeit* als Personen mit einer depressiven Störung. Die Dimensionen zur Erfassung der *ängstlichen Erregung* des Tripartite-Modells im Fragebogen *MASQ* beinhalten zum Teil sehr ähnliche Items wie die Skala *Ängstlichkeit* des *BSI-18*, was der Grund für dieses Ergebnis sein könnte. Daraus kann geschlossen werden, dass die Ängstlichkeitsskala des *BSI-18* dazu fähig ist, die Dimension der *ängstlichen Erregung* zu erfassen, und dazu beitragen kann, beide Störungsgruppen voneinander abzutrennen. Auch den Hollander-

Gijssman, de Beurs, van der Wee, van Rood, und Zitman (2010) haben in ihrer Erweiterung des Modells vier Items der Ängstlichkeitsskala des BSI als passend empfunden und dafür verwendet, um die Dimension *ängstliche Erregung* auf weitere spezielle Dimensionen auszuweiten. Die Hypothese, dass die Depressivitätsskala zwischen den beiden Störungsgruppen nicht unterscheiden kann, da sie eher Symptome erfasst, die der Dimension *allgemeines psychisches Leid* gleichen, konnte ebenfalls unterstützt werden. Zusammengefasst kann man also sagen, dass depressive Symptome bei Personen mit einer depressiven Störung und Angststörung etwa gleich ausgeprägt sind, ängstliche Symptome bei Personen mit Angststörungen höher ausgeprägt sind und diese, im Einklang mit der Annahme des Tripartite-Modells, zu Unterscheidungen der beiden Störungen dienen können.

Als nächstes wurde überprüft, ob die Dimension *anhedonische Depression* des Tripartite-Modells die beiden Störungsgruppen voneinander unterscheiden kann. Die Ergebnisse dazu führten jedoch zu unterschiedlichen Ergebnissen. Dies hing davon ab, ob auf eine diagnostizierte Störung oder auf psychische Symptome (*BSI-18*) getestet wurde. Damit wurde die Annahme des Modells nur bedingt belegt. So konnte beim Vergleich der beiden Störungsgruppen entgegen der Hypothese kein Unterschied in der positiven Affektivität zwischen Angststörung und depressiver Störung gefunden werden. Auch Shankman und Klein (2003) kamen zu dem Ergebnis, dass es zur Dimension *anhedonische Depression*, die durch niedrige positive Affektivität gekennzeichnet ist, in der Literatur gemischte Belege gibt. Bienvu et al. (2001) fanden etwa, dass niedrige positive Affektivität nicht nur mit Depression, sondern auch mit der sozialen Phobie zusammenhängt. Die Fragestellung bezüglich der Vorhersage der Affektivität durch die psychischen Symptome lieferte folgendes Bild: Hypothesenkonform konnte die Skala *Depressivität* die Ausprägung auf der Skala *positive Affektivität* vorhersagen, die Skala *Ängstlichkeit* jedoch nicht. Somit stellt sich die Frage, warum die Dimension *anhedonische Depression*, die üblicherweise durch geringen positiven Affekt assoziiert ist, nur bei psychischen Symptomen, jedoch nicht bei diagnostizierten Störungen für eine Unterscheidung des positiven Affekts sorgen kann. Die geringe Itemanzahl des *I-PANAS-SF* und die geringe Übereinstimmung der beschriebenen Affekte mit den tatsächlichen Affekten einer depressiven Störung könnten Gründe dafür

sein. Die abgefragten psychischen Symptome des *BSI-18* glichen jedoch eher den abgefragten positiven Affekten, z.B. die Items „wenig aktiv sein“, „wenig angeregt sein“ oder „wenig entschlossen sein“ ähneln den Items „Interesselosigkeit“ oder „Schwermut“ des *BSI-18*.

Dafür konnten die Annahmen in Bezug auf die negative Affektivität sowohl für diagnostizierte Störungen als auch für psychische Symptome belegt werden. Denn es ergaben sich keine Unterschiede in der negativen Affektivität zwischen den Störungsgruppen, und beide Skalen (Depressivität und Ängstlichkeit) stellten signifikante Prädiktoren zur Vorhersage des negativen Affekts dar und erklärten 63% der Varianz. Diese Ergebnisse unterstützten also die Annahme, dass negative Affektivität zu der gemeinsamen Dimension *allgemeines psychisches Leid*, die bei Personen mit depressiven Störungen und Angststörungen gleich ausgeprägt ist, gezählt werden kann. Zumindest bezüglich depressiver und ängstlicher Symptome konnte in dieser Studie mit dem *I-PANAS-SF*, wie bei Gençöz (2002), die negative Affektivität beide Symptome (mit *BDI* und *BAI* gemessen) vorhersagen.

Das zweite große Ziel dieser Arbeit war es herauszufinden, ob Opfer von institutionellem Kindesmissbrauch in Wiener Erziehungsheimen ab den 1960er Jahren auch viele Jahre später noch unter psychischer Belastung wie Symptomen der Depressivität und Ängstlichkeit leiden. Dies sollte mit einer Gruppe von Personen, die zu dieser Zeit nicht in einem Erziehungsheim aufwuchsen und von denen angenommen wurde, dass diese keine Opfer institutionellen Missbrauchs wurden, verglichen werden. Es wurde vermutet, dass die Versuchsgruppe (Opfer von institutionellem Missbrauch) höhere Depressivitäts- und Ängstlichkeitswerte aufweisen würde als die Kontrollgruppe. Dies konnte gezeigt werden, und es zeigten sich sogar starke Effekte mit einem Cohen's *d* von -1.15 für Depressivität und einem *d* von -0.85 für Ängstlichkeit. Damit konnte eine Langzeitfolge von institutionellem Missbrauch, eine höhere psychische Belastung von institutionellen Missbrauchsoptionen im Vergleich zur Allgemeinbevölkerung, wie bereits in diversen anderen Studien (Lueger-Schuster et al., 2014; Rostami et al., 2014; Wright et al., 2009) auch in dieser Arbeit nachgewiesen werden. Obwohl diese starken Effekte in Anbetracht der deskriptiven Daten zur Psychopathologie, zu den Missbrauchserfahrungen der

beiden Gruppen und der berichteten Literatur nicht überraschend waren, ist es doch erstaunlich, dass derartig hohe Effekte sogar noch Jahrzehnte später zu beobachten sind zumal vor dieser Arbeit nicht klar war, wieviel Prozent der Allgemeinbevölkerung in ihrer Kindheit zu Missbrauchsoptionen geworden waren und zudem viele weitere kritische Lebensereignisse zur psychischen Befindlichkeit beitragen. Soziale Konflikte, finanzielle Probleme und die Angst vor Arbeitslosigkeit können Depressivität und Ängstlichkeit ebenfalls sehr gut vorhersagen (Van Veen et al., 2013). Wobei anzumerken ist, dass nach der Studie von Van Veen et al. (2013) Kindheitstraumata eher Auswirkungen auf die psychische Gesundheit erklären können (5–6% Varianzaufklärung), als andere kritische Lebensereignisse (1–2% Varianzaufklärung). Es sollte jedoch erwähnt werden, dass ehemalige Opfer von institutionellem Missbrauch aufgrund ihres geringeren sozioökonomischen Status', der auch in dieser Arbeit zu erkennen war, von sozialen und finanziellen Problemen vermehrt betroffen sind als Nicht-Missbrauchsoptionen. Außerdem könnte in dieser Arbeit auch das Ausmaß der Kindesmisshandlung, das in der Versuchsgruppe sehr hoch war, ein Grund für diese langfristigen Auswirkungen sein. Dieses erhöht nämlich das Risiko, auch viele Jahre später noch psychisch belastet zu sein (Chapman et al., 2004). Aus der biologischen Sichtweise sind die Gründe für die langfristigen, psychischen Auswirkungen von Missbrauchserfahrungen in einer falschen Entwicklung der Hypothalamus-Hypophysen-Nebennierenrinden-Achse (HPA), die im späteren Leben eine veränderte und dysfunktionale Stressregulation zur Folge hat, zu finden (Heim, Newport, Mletzko, Miller, & Nemeroff, 2008).

Bezüglich der Affektivität unterschieden sich die Gruppen signifikant im negativen Affekt, allerdings nicht im positiven Affekt. Die entstandenen Unterschiede sind nicht verwunderlich, da bekannt ist, dass negative Affekte Problembereiche von depressiven Störungen darstellen, also eng miteinander zusammenhängen, und sich daher aufgrund der Unterschiede in der Depressivität und Ängstlichkeit zwischen den Gruppen auch zwangsweise Unterschiede in der negativen Affektivität zeigen mussten. So konnte bereits eine Studie von Fox, Halpern, Ryan, und Lowe (2010) zeigen, dass die Kombination von hoher negativer Affektivität gekoppelt mit vielen negativen Lebensereignissen zu depressiven und ängstlichen Symptomen führen kann. Es stellt sich jedoch die Frage, warum sich sowohl in der Depressivität als auch

in der Ängstlichkeit keine Effekte hinsichtlich der positiven Affektivität zeigten. Denn auch dazu gibt es die Annahme, dass eine Kombination von niedriger positiver Affektivität gekoppelt mit negativen Lebensereignissen zu depressiven Symptomen führen kann (Fox et al., 2010). Aufgrund der gemischten Ergebnisse zur positiven Affektivität sollte dieses Konstrukt im Zusammenhang mit der Differenzierungsfähigkeit von depressiven Störungen und Angststörungen bzw. von psychisch belasteten und psychisch nicht belasteten Gruppen noch genauer untersucht werden.

Zuletzt wurde in dieser Arbeit untersucht, ob die verschiedenen Missbrauchserfahrungen wie sexueller, physischer und emotionaler Missbrauch und physische und emotionale Vernachlässigung die Ausprägung der Depressivität unterschiedlich beeinflussen. Gefunden wurde, dass nur emotionale Vernachlässigung einen signifikanten Prädiktor zur Vorhersage der Depressivität darstellt, was die Annahme unterstützt, dass die Auswirkungen der Missbrauchsarten unterschiedlich groß sind. Alle Prädiktoren erklärten miteinander 21% der Varianz, das Modell mit emotionaler Vernachlässigung als einzigem Prädiktor erklärte 20%. Dieses Ergebnis deckt sich mit zahlreichen vorangegangenen Studien (Rostami et al., 2014; Van Veen et al., 2013; Wright et al., 2009). Doch warum kann Depressivität so stark durch emotionale Vernachlässigung vorhergesagt werden? Ein Modell, das die Mechanismen des Zusammenhangs von emotionaler Vernachlässigung und depressiven Symptomen erklärt und dabei sowohl kognitive als auch emotionale Elemente berücksichtigt, schlugen z.B. Coates und Messman-Moore (2014) vor. Sie gehen davon aus, dass negative interne Gedanken und falsche Emotionsregulation dabei als Mediatoren fungieren. Die negativen Gedanken beinhalten dabei negative Gedanken über sich selbst und über andere, die durch die Vernachlässigung der emotionalen Bedürfnisse womöglich erlernt und gefestigt wurden. Wright et al. (2009) fanden, dass emotionale Vernachlässigung die internalen Arbeitsmodelle von Kindern beeinflussen und diese sich aufgrund ihrer Missbrauchserfahrungen wertlos fühlen, alle anderen Personen als Täter von Missbrauch sehen und die Welt generell als gefährlich einstufen. Sie konnten außerdem zeigen, dass die Art, wie Opfer ihre schrecklichen Missbrauchserfahrungen bewerteten und internalisierten, für die Langzeitauswirkung auf Depressivität sogar von größerer Bedeutung sein

könnte als die Ereignisse selbst. In einer Literaturübersicht (Gilbert et al., 2009) wurde ebenfalls davon berichtet, dass Vernachlässigung langfristig gleich hohe Auswirkungen haben kann wie physischer und sexueller Missbrauch. Diese Form der Misshandlung bekommt allerdings am wenigsten Aufmerksamkeit von der Öffentlichkeit und Wissenschaft, und das obwohl sie doch am häufigsten vorzukommen scheint (Hovens et al., 2010). Daraus kann geschlossen werden, dass der Vernachlässigung in Zukunft mehr Beachtung geschenkt werden sollte, vor allem in Zeiten, in denen Eltern aufgrund ihrer vielen Arbeit immer weniger Zeit finden, um sich um die emotionalen Bedürfnisse ihrer Kinder zu kümmern.

Ängstlichkeit konnte durch gar keine Missbrauchserfahrung signifikant vorhergesagt werden. Jedoch zeigten sich die höchsten Beta-Werte auch hier wieder in der Skala *emotionale Vernachlässigung*. Die Ergebnisse von Hovens et al. (2010) und Gibb et al. (2007) konnten ebenfalls bereits zeigen, dass emotionale Vernachlässigung und emotionaler Missbrauch eher zur Entstehung von Depressionen führen als zur Entstehung von Angststörungen. Begründet könnte dies, wie oben bereits beschrieben, durch die Verzerrungen in kognitiven Schemata über sich selbst und die Umwelt sein, die nach der kognitiven Triade von Beck (1974) hauptsächlich als Ursache für Depressionen anzusehen sind.

6.1 Limitationen

Allgemein können die für eine Validierung eher geringe Anzahl an Versuchspersonen und dabei vor allem die ungleiche Verteilung von Personen in Versuchs- und Kontrollgruppe als Limitationen gesehen werden. Einen großen Kritikpunkt stellen zudem die soziodemografischen Merkmale der beiden Gruppen dar. Sowohl bezüglich des Geschlechts als auch bezüglich der Ausbildung und des Berufs waren die Daten heterogen verteilt und somit im Prinzip nicht miteinander vergleichbar. Die retrospektiven Daten zu den Missbrauchserfahrungen in der Kindheit stellen eine weitere Limitation dar. Zudem ergaben sich in der Kontrollgruppe teilweise Probleme mit der Reliabilität des *BSI-18*, die sich möglicherweise auch auf die Validität der Messung auswirkten.

7. Konklusion

Mit dieser Masterarbeit konnte das *BSI-18* das erste Mal im deutschen Sprachraum bei Personen mit institutionellen Missbrauchserfahrungen, die zum Teil bis heute noch psychisch belastet sind, validiert werden. Dabei wurde gefunden, dass das Instrument im Gegensatz zu einer gesunden allgemeinen Bevölkerung psychische Symptome wie Depressivität, Ängstlichkeit und Somatisierung valide erfassen kann und psychisch auffällige Personen zu einem hohen Prozentsatz erkennt. Außerdem konnten die langzeitigen Auswirkungen von Kindesmissbrauch auf die psychische Gesundheit belegt und dabei vor allem die hohe Relevanz der emotionalen Vernachlässigung aufgezeigt werden. Obwohl die Missstände von damals ab der Abschaffung von Großheimen mit der Heimreform 2000 (MAG elf, 2004) zum Teil der Vergangenheit angehören, ist in Zukunft aufgrund der gravierenden Auswirkungen von Missbrauch weiterhin dafür zu sorgen, dass derartige Ereignisse nie wieder vorkommen. Dabei ist vor allem der emotionalen Vernachlässigung künftig mehr Beachtung zu schenken, da diese Form der Misshandlung sehr häufig vorkommt und sich stark auf die psychische Gesundheit auswirken kann. Außerdem sollte weiterhin diskutiert werden, wie man den speziellen psychischen Bedürfnissen von Missbrauchsoptionen speziell in einem höheren Alter gerecht werden kann.

8. Literatur

- Alink, L.R.A., Van Ijzendoorn, M.H., Bakermans-Kranenburg, M.J., Pannebakker, F., Vogels, T., & Euser, S. (2011). *Kindermishandeling in Nederland anno 2010: De Tweede Nationale Prevalentiestudie Mishandeling van Kinderen en Jeugdigen (NPM-2010)*. Leiden: Casimir Publishers.
- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders DSM-IV-TR* (4th ed.). Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Andreu, Y., Galdón, M. J., Dura, E., Ferrando, M., Murgui, S., García, A., et al. (2008). Psychometric properties of the Brief Symptoms Inventory-18 (BSI-18) in a Spanish sample of outpatients with psychiatric disorders. *Psicothema*, 20(4), 844–850.
- Beck, A.T. (1974). The development of depression. A cognitive model. In R.J. Friedman, & M.M. Katz (Eds.), *The psychology of depression* (pp. 3-28). New York: Wiley.
- Beck, A.T., Epstein, N., Brown, G., & Steer, R. (1988). An inventory for measuring clinical anxiety: Psychometric properties. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 56, 893-897.
- Beck, A.T., Ward, C.H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry*, 4, 53-63.
- Bernstein, D. P., Stein, J. A., Newcomb, M. D., Walker, E., Pogge, D., Ahluvalia, T., et al. (2003). Development and validation of a brief screening version of the Childhood Trauma Questionnaire. *Child Abuse & Neglect*, 27(2), 169–190.

- Bienvenu, O. J., Nestadt, G., Samuels, J. F., Costa, P. T., Howard, W. T., & Eaton, W. W. (2001). Phobic, panic, and major depressive disorders and the five-factor model of personality. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 189(3), 154–161.
- Bonomi, A. E., Cannon, E. A., Anderson, M. L., Rivara, F. P., & Thompson, R. S. (2008). Association between self-reported health and physical and/or sexual abuse experienced before age 18. *Child Abuse & Neglect*, 32(7), 693–701.
- Briere, J., & Elliott, D. M. (2003). Prevalence and psychological sequelae of self-reported childhood physical and sexual abuse in a general population sample of men and women. *Child Abuse & Neglect*, 27(10), 1205–1222.
- Bullinger, M. & Kirchberger, I. (1998). *SF-36. Fragebogen zum Gesundheitszustand. Handanweisung*. Göttingen: Hogrefe.
- Chapman, D. P., Whitfield, C. L., Felitti, V. J., Dube, S. R., Edwards, V. J., & Anda, R. F. (2004). Adverse childhood experiences and the risk of depressive disorders in adulthood. *Journal of Affective Disorders*, 82(2), 217–225.
- Clark, L.A., & Watson, D. (1991). Tripartite model of anxiety and depression: psycho- metric evidence and taxonomic implications. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 316–33
- Coates, A. A., & Messman-Moore, T. L. (2014). A structural model of mechanisms predicting depressive symptoms in women following childhood psychological maltreatment. *Child Abuse & Neglect*, 38(1), 103–113.

- Cutajar, M. C., Mullen, P. E., Ogloff, J. R., Thomas, S. D., Wells, D. L., & Spataro, J. (2010). Psychopathology in a large cohort of sexually abused children followed up to 43 years. *Child Abuse & Neglect*, 34(11), 813–822.
- Den Hollander-Gijsman, M. E., de Beurs, E., van der Wee, N. J., van Rood, Y. R., & Zitman, F. G. (2010). Distinguishing between depression and anxiety: a proposal for an extension of the tripartite model. *European Psychiatry*, 25(4), 197–205.
- Derogatis, L. R. (2000). *Brief Symptom Inventory 18*. Minneapolis, MN: NCS Pearson.
- Derogatis, L. R., & Melisaratos, N. (1983). The brief symptom inventory: an introductory report. *Psychological Medicine*, 13(03), 595–605.
- Euser, S., Alink, L. R. A., Tharner, A., van Ijzendoorn, M. H., & Bakermans-Kranenburg, M. J. (2014). Out of home placement to promote safety? The prevalence of physical abuse in residential and foster care. *Children and Youth Services Review*, 37, 64–70.
- Fisseni, H. J. (2004). *Psychologische Diagnostik*. Göttingen: Hogrefe.
- Fox, J. K., Halpern, L. F., Ryan, J. L., & Lowe, K. A. (2010). Stressful life events and the tripartite model: Relations to anxiety and depression in adolescent females. *Journal of Adolescence*, 33(1), 43–54.
- Franke, G. H., Jäger, S., Morfeld, M., Salewski, C., Reimer, J., Rensing, A., et al. (2010). Eignet sich das BSI-18 zur Erfassung der psychischen Belastung von nierentransplantierten Patienten. *Zeitschrift für medizinische Psychologie*, 19(1), 30-37.
- Franke, G. H., Ankerhold, A., Haase, M., Jäger, S., Tögel, C., Ulrich, C., et al. (2011). Der Einsatz des Brief Symptom Inventory 18 (BSI-18) bei

Psychotherapiepatienten. *Psychotherapie, Psychosomatik und Medizinische Psychologie*, 61, 82–86.

- Gençöz, T. (2002). Discriminant validity of low positive affect: is it specific to depression? *Personality and Individual Differences*, 32(6), 991–999.
- Gibb, B. E., Chelminski, I., & Zimmerman, M. (2007). Childhood emotional, physical, and sexual abuse, and diagnoses of depressive and anxiety disorders in adult psychiatric outpatients. *Depression and Anxiety*, 24(4), 256–263.
- Gilbert, R., Widom, C. S., Browne, K., Fergusson, D., Webb, E., & Janson, S. (2009). Burden and consequences of child maltreatment in high-income countries. *Lancet*, 373(9657), 68–81.
- Gil, E. (1982). Institutional abuse of children in out-of-home care. *Child & Youth Services*, 4(1–2), 7–13.
- Gil, E., & Baxter, K. (1979). Abuse of children in institutions. *Child Abuse & Neglect*, 3(3–4), 693–698.
- Goffman, E. (1987). *Asylums: Essays on the social situation of mental patients and other inmates* (Vol. reprint). London, England: Penguin Books.
- Goodman, L.A. (1961). "Snowball sampling". *Annals of Mathematical Statistics*, 32 (1), 148–170.
- Heim, C., Newport, D. J., Mletzko, T., Miller, A. H., & Nemeroff, C. B. (2008). The link between childhood trauma and depression: insights from HPA axis studies in humans. *Psychoneuroendocrinology*, 33(6), 693–710.
- Hovens, J., Wiersma, J. E., Giltay, E. J., Van Oppen, P., Spinhoven, P., Penninx, B., et al. (2010). Childhood life events and childhood trauma in adult patients with depressive, anxiety and comorbid disorders vs. controls. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, 122(1), 66–74.

- IBM Corp. (2013). IBM SPSS Statistics for Windows, Version 22.0. Armonk, NY: IBM Corp.
- Jacobi, F., Wittchen, H.-U., Höltling, C., Höfler, M., Pfister, H., Müller, N., & Lieb, R. (2004). Prevalence, co-morbidity and correlates of mental disorders in the general population: results from the German Health Interview and Examination Survey (GHS). *Psychological Medicine*, 34(04), 597–611.
- Krug, E. G., Mercy, J. A., Dahlberg, L. L., & Zwi, A. B. (2002). The world report on violence and health. *Lancet*, 360(9339), 1083–1088.
- Löwe, B., Spitzer, R.L., & Zipfel, S. (2002). *PHQ-D. Der Gesundheitsfragebogen für Patienten*. Karlsruhe: Pfizer.
- Lueger-Schuster, B. (2014). *Wiener Heimstudie*. Zugriff am 17.06.2015, verfügbar unter: <http://heimstudie.univie.ac.at>
- Lueger-Schuster, B., Kantor, V., Weindl, D., Knefel, M., Moy, Y., Butollo, A., et al. (2014). Institutional abuse of children in the Austrian Catholic Church: Types of abuse and impact on adult survivors' current mental health. *Child Abuse & Neglect*, 38(1), 52–64.
- MAG Elf – Amt für Jugend und Familie der Stadt Wien (2004): *Reform Heim 2000. Abschlussbericht 1995–2003*. Wien.
- Mehnert, A., Lehmann, C., Cao, P., & Koch, U. (2006). Die Erfassung psychosozialer Belastungen und Ressourcen in der Onkologie – Ein Literaturüberblick zu Screeningmethoden und Entwicklungstrends. *Psychotherapie Psychosomatik Medizin Psychologie*, 56(12), 462–479.
- Mojtabai, R., & Jorm, A. F. (2015). Trends in psychological distress, depressive episodes and mental health treatment-seeking in the United States: 2001–2012. *Journal of Affective Disorders*, 174, 556–561.

- Rostami, M., Abdi, M., & Heidari, H. (2014). Study of various types of abuse during childhood and mental health. *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 159, 671–676.
- Rusdorf, S., Franke, G. H., Jäger, S., Küch, D., Rossband, H., & Morfeld, M. (2010). *Psychometrische Prüfung des BSI-18. Paper zur 11. Nachwuchswissenschaftlerkonferenz am 14. April 2010 Fachhochschule Schmalkalden*. Zugriff am 17.6.2015, verfügbar unter: http://www.fh-schmalkalden.de/schmalkaldenmedia/Psychometrische_Pr%D0%83fung_des_BSI_18.pdf
- Sellick, S. M., & Edwardson, A. D. (2007). Screening new cancer patients for psychological distress using the hospital anxiety and depression scale. *Psycho-Oncology*, 16(6), 534–542.
- Sethi, D., Bellis, M. A., Hughes, K., Gilbert, R., Mitis, F., & Galea, G. (2013). European report on preventing child maltreatment. *Copenhagen: World Health Organization Regional Office for Europe*. Zugriff am 17.6.2015, verfügbar unter: <http://www.cph.org.uk/wp-content/uploads/2013/09/European-report-on-preventing-child-maltreatment.pdf>
- Sieder, R. & Smioski, A. (2012). *Der Kindheit beraubt. Gewalt in den Erziehungsheimen der Stadt Wien*. Innsbruck: Studienverlag.
- Shankman, S. A., & Klein, D. N. (2003). The relation between depression and anxiety: an evaluation of the tripartite, approach-withdrawal and valence-arousal models. *Clinical Psychology Review*, 23(4), 605–637.
- Spinhoven, P., Elzinga, B. M., Hovens, J. G., Roelofs, K., Zitman, F. G., van Oppen, P., et al. (2010). The specificity of childhood adversities and

- negative life events across the life span to anxiety and depressive disorders. *Journal of Affective Disorders*, 126(1), 103–112.
- Spitzer, C., Hammer, S., Löwe, B., Grabe, H. J., Barnow, S., Rose, M., et al. (2011). Die Kurzform des Brief Symptom Inventory (BSI-18): erste Befunde zu den psychometrischen Kennwerten der deutschen Version. *Fortschritte der Neurologie· Psychiatrie*, 79(09), 517–523.
- Springer, K. W., Sheridan, J., Kuo, D., & Carnes, M. (2007). Long-term physical and mental health consequences of childhood physical abuse: Results from a large population-based sample of men and women. *Child Abuse & Neglect*, 31(5), 517–530.
- Sugaya, L., Hasin, D. S., Olfson, M., Lin, K.-H., Grant, B. F., & Blanco, C. (2012). Child physical abuse and adult mental health: A national study. *Journal of Traumatic Stress*, 25(4), 384–392.
- Thompson, E. R. (2007). Development and validation of an internationally reliable short-form of the Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 38(2), 227–242.
- Van Veen, T., Wardenaar, K. J., Carlier, I. V. E., Spinhoven, P., Penninx, B., & Zitman, F. G. (2013). Are childhood and adult life adversities differentially associated with specific symptom dimensions of depression and anxiety? Testing the tripartite model. *Journal of Affective Disorders*, 146(2), 238–245.
- Veit, C. T., & Ware, J. E. (1983). The structure of psychological distress and well-being in general populations. *Journal of consulting and clinical psychology*, 51(5), 730.
- Watson, D., & Clark, L. A. (1991). *The mood and anxiety symptom questionnaire (MASQ)*. Unpublished Manuscript, University of Iowa, Iowa

City. Zugriff am 23.5.2015, verfügbar unter:

http://www.sesa.ucl.ac.be/prisci/recherches/BeSTIII_2010.pdf#page=403

- Watson, D., Clark, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: the PANAS scales. *Journal of Personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.
- Wittchen, H.-U., Jacobi, F., Rehm, J., Gustavsson, A., Svensson, M., Jönsson, B., et al. (2011). The size and burden of mental disorders and other disorders of the brain in Europe 2010. *European Neuropsychopharmacology*, 21(9), 655–679.
- Wittchen, H.-U., Zaudig, M. & Fydrich, T. (1997). *Strukturiertes Klinisches Interview für DSM-IV*. Göttingen: Hogrefe.
- Wolfe, D. A., Jaffe, P. G., Jette, J. L., & Poisson, S. E. (2003). The impact of child abuse in community institutions and organizations: Advancing professional and scientific understanding. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 10(2), 179–191.
- Wolfe, D. A., Francis, K. J., & Straatman, A.-L. (2006). Child abuse in religiously-affiliated institutions: long-term impact on men's mental health. *Child Abuse & Neglect*, 30(2), 205–212.
- Wright, M. O., Crawford, E., & Del Castillo, D. (2009). Childhood emotional maltreatment and later psychological distress among college students: The mediating role of maladaptive schemas. *Child Abuse & Neglect*, 33(1), 59–68.
- Zabora, J., Brintzenhofesoc, K., Curbow, B., Hooker, C., & Piantadosi, S. (2001). The prevalence of psychological distress by cancer site. *Psycho-Oncology*, 10(1), 19–28.

Zielinski, D. S. (2009). Child maltreatment and adult socioeconomic well-being.
Child Abuse & Neglect, 33(10), 666–678.

Lebenslauf

Persönliche Daten

Name: Julia Hennerbichler

Akademischer Grad: BSc

Geburtsdatum: 10.09.1991

Geburtsort: Linz

Nationalität: Österreich

Schulische Ausbildung

1998–2002: Volksschule 30 in Linz

2002–2006: Unterstufe im BRG Landwiedstr. in Linz

2006–2010: Oberstufe im BORG Hagenberg mit Schwerpunkt Kommunikation

Juni 2010: Matura

Studienverlauf

2010-2013: Bachelorstudium Psychologie an der Universität Salzburg

Titel der Bachelorarbeit:

Verzeihung, was ist der richtige Weg zur Akzeptanz von Veränderungen...? Die Auswirkung der Verwendung von abstrakter und konkreter Information auf die Reaktanz der MitarbeiterInnen im Zuge von Veränderungsprozessen

2013-2015: Masterstudium Psychologie an der Universität Wien

Studienschwerpunkt: Gesundheit, Entwicklung, Förderung

Titel der Masterarbeit:

Validierung des BSI-18 und Klärung der Auswirkungen von institutionellem Missbrauch auf Depressivität und Ängstlichkeit im Zuge einer Stichprobe der Wiener Heimstudie