

**Überprüfung der psychometrischen Qualität der deutschen Version  
des Angstsensitivitätsindex-3**

Christoph J. Kemper, Matthias Ziegler & Steven Taylor

Dies ist ein Vorabdruck eines Artikels  
der bei der Diagnostica® zur Veröffentlichung angenommen wurde

## Zusammenfassung

Angstsensitivität ist ein Konstrukt, das bei der Ätiologie von Angststörungen relevant ist und sich in der internationalen Forschung zunehmender Beliebtheit erfreut. Bisher existiert jedoch kein aktuelles deutschsprachiges Instrument mit einer robusten faktoriellen Validität zur Erfassung von Angstsensitivität. Daher zielte diese Studie darauf ab, die psychometrische Qualität einer deutschsprachigen Version des Anxiety Sensitivity Index-3 (Taylor et al., 2007) zu überprüfen. Zur Analyse wurden insgesamt Daten von  $N = 5477$  Personen analysiert. Die Ergebnisse belegen eine zufriedenstellende Messgenauigkeit, faktorielle Validität und Konstruktvalidität der Übersetzung. Zudem konnte die Messinvarianz mit der englischsprachigen Originalversion gezeigt werden. Die praktischen und theoretischen Implikationen der Ergebnisse werden diskutiert.

Schlüsselwörter: Angstsensitivität, Angstsensitivitätsindex, ASI, Messinvarianz, Testevaluation, Angststörungen

## Abstract

## Psychometric properties of the German version of the Anxietysensitivity-Index-3

Anxiety sensitivity is assumed to play a prominent role in the etiology of anxiety disorders. Moreover, the construct enjoys a widespread interest with practitioners and researchers. However, there are no recent German language assessment instruments with a robust factorial structure. Consequently, the present study provides a German translation of the Anxiety Sensitivity Index-3 (Taylor et al., 2007) and tests its psychometric properties. All in all a sample consisting of  $N = 5477$  participants was analyzed. The results provide evidence for sufficient reliability, factorial validity as well as construct validity. Additionally, measurement invariance compared with the English language original could be substantiated. Practical and theoretical implications are discussed.

Keywords: anxiety sensitivity, Anxiety Sensitivity Index, ASI, measurement invariance, test evaluation, anxiety disorders

## Überprüfung der psychometrischen Qualität der deutschen Version des Angstsensitivitätsindex-3

Angstsensitivität (AS) bezeichnet die Furcht vor Angstsymptomen, die nach Reiss und Kollegen (Reiss, 1991; Reiss & McNally, 1985) auf Bedenken hinsichtlich deren Schädlichkeit zurückgeht. Personen mit hoher Merkmalsausprägung neigen dazu, Symptome, die Angstzustände begleiten mit aversiven Konsequenzen zu assoziieren. Sie haben Bedenken hinsichtlich möglicher somatischer, sozialer oder kognitiver Folgen dieser Symptome. Personen mit hoher Angstsensitivität fürchten beispielsweise einen schnellen Herzschlag als Signal eines bevorstehenden Herzinfarkts, Schwitzen als Vorläufer von Blamage und Gesichtsverlust oder Konzentrationsschwierigkeiten als Vorbote von Kontrollverlust.

Nach dem Erwartungsmodell der AS kann AS Furcht, Angst, Panik und Vermeidungsverhalten intensivieren (Reiss, 1991; Reiss & McNally, 1985). Für Personen mit hoher AS haben Angsterfahrungen eine erhöhte negative Valenz, die mit einer leichteren Konditionierbarkeit von Angstreaktionen einhergehen soll (Reiss, Peterson, Gursky & McNally, 1986). Empirische Befunde sind weitgehend konsistent mit den Annahmen des Erwartungsmodells. So zeigen Angstpatienten im Vergleich zu gesunden Kontrollpersonen eine erhöhte Ausprägung in AS (Deacon & Abramowitz, 2006; Peterson & Plehn, 1999). Neuere Befunde sprechen dafür, dass AS nicht nur in der Genese und Aufrechterhaltung von Angsterkrankungen eine Rolle spielt (Plehn & Peterson, 2002; Schmidt, 1999), sondern ein genereller Risikofaktor für diverse psychische Störungen sein könnte (Schmidt, Zvolensky & Maner, 2006). Ein wichtiger Befund im Hinblick auf die Prävention von Psychopathologie ist, dass AS offenbar durch geeignete Interventionen modifiziert werden kann und dies mit einer Verbesserung der klinischen Symptomatik bei Panikpatienten (Otto & Reilly-Harrington,

1999) oder mit einer im Vergleich zu einer Kontrollgruppe verringerten Inzidenz psychischer Störung bei Gesunden einhergehen kann (Schmidt et al., 2007).

Diese Befunde unterstreichen die hohe Relevanz des Merkmals AS für die psychologische Grundlagen- und Anwendungsforschung. Für den deutschen Sprachraum existierte bisher keine aktuelle, evaluierte Version eines Fragebogens zur Erfassung von AS. Daher war das Ziel dieser Studie, eine deutsche Version des aktuellsten englischen Verfahrens, den ASI-3 zu validieren.

### *Das Konstrukt AS*

Die Furcht vor Symptomen, die in emotional affizierenden Situationen auftreten können, wird in der psychologischen Literatur schon seit langem als Angst vor der Angst thematisiert (Fenichel, 1945/1997; Frankl, 1956/1983; Freud, 1895). Allerdings ist dieses Phänomen erst seit etwa drei Jahrzehnten Gegenstand systematischer empirischer Forschung (Evans, 1972; Goldstein & Chambless, 1978; Reiss, 1991; Reiss & McNally, 1985). Im Gegensatz zu bisherigen Betrachtungsweisen unterscheidet sich der kognitiv geprägte Ansatz von Reiss (1991) dadurch, dass die Furcht vor Angstsymptomen explizit als Persönlichkeitsmerkmal konzipiert wird. Während viele Personen die in bedrohlichen Situationen auftretende Erregung lediglich als unangenehm empfinden, erleben Personen mit einer hohen Angstsensitivität diese hingegen als besonders aversiv.

Aktuelle Befunde aus dem angloamerikanischen Raum zeigen, dass sich AS in drei Faktoren aufteilen lässt: (1) Bedenken hinsichtlich somatischer Folgen, (2) Bedenken hinsichtlich sozialer Folgen und (3) Bedenken hinsichtlich kognitiver Folgen von Angstsymptomen. Für diese Faktoren der AS zeigen sich differenzielle Korrelationen mit klinischen Konstrukten, die im Bereich Neurotizismus und Negative Emotionalität (NE) angesiedelt sind. So hängt der Faktor Bedenken hinsichtlich somatischer Folgen von Angstsymptomen am deutlichsten mit Maßen der Angst vor der Angst zusammen, Bedenken

hinsichtlich sozialer Folgen mit Bewertungsängstlichkeit und Bedenken hinsichtlich kognitiver Folgen mit Depressivität (Deacon, Abramowitz, Woods & Tolin, 2003).

Eine relevante Frage, die sich aus der Nähe der AS-Faktoren zu Neurotizismus bzw. NE sowie aus der Konzeptualisierung von AS als Persönlichkeitsmerkmal ergibt, bezieht sich auf die Lokalisation des Merkmals innerhalb der Persönlichkeitsstruktur. Legt man das Fünf-Faktoren-Modell (FFM, Costa & McCrae, 1992) zu Grunde, fällt die Nähe zu Neurotizismus auf. Neurotizismus beschreibt interindividuelle Unterschiede in der emotionalen Stabilität und dem Erleben negativer Emotionen (Ostendorf & Angleitner, 2004). Aufgrund der aversiven Erfahrungen über die Personen mit hoher Angstsensitivität berichten, liegt eine Zuordnung zu diesem Faktor des FFM Nahe. Legt man das Persönlichkeitsmodell von Tellegen und Waller (1994) zu Grunde, kann eine konzeptuelle Nähe der AS zum Faktor Negative Emotionalität (NE) festgestellt werden, der eine Neigung zum Erleben negativer Emotionen verschiedenster Art abbildet (Tellegen & Waller, 1994). Trotz geringfügiger Unterschiede in der Breite der Konzeptualisierungen der Dimensionen Neurotizismus und Negative Emotionalität, werden diese in integrativen Persönlichkeitsmodellen als kongruent betrachtet und zu einem Superfaktor Neurotizismus/NE zusammengefasst (Watson, Clark & Harkness, 1994). Zahlreiche empirische Befunde sprechen für eine moderate bis hohe Sättigung des Merkmals Angstsensitivität mit Neurotizismus/NE (z.B. Lilienfeld, 1999; Reiss, 1991; Zinbarg & Barlow, 1996).

Trotz der Überlappung von AS und Neurotizismus/NE, ist AS keinesfalls ein redundantes Konstrukt. AS und seine Faktoren leisten auch nach Kontrolle von Neurotizismus/NE zur Erklärung oder Vorhersage relevanter Kriterien, wie beispielsweise Persönlichkeitsmerkmalen (Lilienfeld, 1999), emotionaler und behavioraler Vermeidung (Wilson & Hayward, 2006; Zvolensky & Forsyth, 2002) und subjektiven Reaktionen auf Hyperventilation (Rapee & Medoro, 1994), noch immer einen inkrementellen Beitrag. AS selbst kann also konzeptuell in den Superfaktor Neurotizismus/NE integriert werden, lässt

sich aber selbst ebenfalls in Faktoren untergliedern. Diese Faktoren der Angstsensitivität weisen spezifische und differenzielle Varianzanteile auf, die zur Erklärung von interindividuellen Unterschieden in klinisch-relevanten Konstrukten herangezogen werden können. Die Verwendung von spezifischen Persönlichkeitsfaktoren, wird auch in anderen Bereichen der Psychologie immer wieder empfohlen, um der Breite des menschlichen Verhaltens gerecht zu werden (z. B. Lounsbury, Sundstrom, Loveland, & Gibson, 2002; Paunonen & Ashton, 2001). Nach den berichteten Befunden lässt sich AS als ein Unterfaktor von Neurotizismus/NE konzeptualisieren (vgl. auch Lilienfeld, Turner & Jacob, 1993). Es ist also wünschenswert, ein Instrument zur reliablen und validen Erfassung der AS und ihrer Faktoren zur Verfügung zu haben.

Moderate bis hohe Zusammenhänge von AS und anderen Teilbereichen des Superfaktors Neurotizismus/ NE sind demnach zu erwarten, während AS zu Faktoren, die mit Neurotizismus/NE im Wesentlichen unkorreliert sind, z.B. Extraversion und Offenheit für Erfahrungen keine substantiellen Zusammenhänge aufweisen sollte.

#### *Die Messung von AS – Ein historischer Überblick*

Seit der Einführung des Konstrukts vor mehr als 20 Jahren wurde hauptsächlich der Anxiety Sensitivity Index (ASI, Reiss et al., 1986) zur Erfassung der AS eingesetzt. Für den deutschen Sprachraum liegt eine unveröffentlichte Übersetzung von Ehlers vor (1986). Die 16 Items des ASI thematisieren Bedenken über mögliche negative Folgen von Erregung und die Furcht vor Angstsymptomen. Zunächst gingen die Autoren des ASI von einer unidimensionalen Faktorstruktur aus (Reiss, 1991; Reiss et al., 1986). In faktoranalytischen Studien zeigten sich jedoch meist ein bis vier Faktoren (für eine Übersicht siehe Taylor, 1999). Die Heterogenität dieser Befunde lässt sich größtenteils auf methodische Aspekte zurückführen. Beispielsweise hatten viele der durchgeführten Studien geringe Stichprobenumfänge ( $N < 200$ ). Zudem wurde oft das Eigenwertkriterium oder der Eigenwertverlauf (Screeplot) zur Bestimmung der Faktorzahl herangezogen. Während das

Eigenwertkriterium bei unreliablen Variablen schnell zu einer Überschätzung der tatsächlichen Faktoranzahl führt, kann es beim Eigenwertverlauf aufgrund eines starken Generalfaktors zu einer Unterschätzung kommen (Bühner, 2006). Ein weiterer kritischer Aspekt liegt in der zum Teil stark unterschiedlichen Anzahl der Items pro Faktor. Kommen bei der Durchführung einer explorativen Faktoranalyse bestimmte Entscheidungen (z.B. Extraktionskriterium) mit ungünstigen Randbedingungen (z. B. kleine Stichprobe) zusammen, verringert sich die Wahrscheinlichkeit faktoranalytisch gefundene Lösungen zu replizieren (vgl. auch Goldberg & Velicer, 2006; Guadagnoli & Velicer, 1988).

Die eindimensionale Konzeption wurde mehrfach kritisiert. Nach einem längeren Diskurs zwischen Befürwortern unterschiedlicher Lösungen, wurde aufbauend auf dem Kompromissvorschlag von Lilienfeld, Turner und Jacob (1993) das Konstrukt als hierarchisch anzusehen von Zinbarg, Barlow und Brown (1997; 1999) eine Lösung vorgestellt, die diese Annahme bestätigte. Zinbarg und Kollegen (1997; 1999) schlagen drei replizierbare Faktoren für den ASI vor, die auf einem übergeordneten Faktor der AS laden. Der erste Faktor enthält Items, die sich auf somatische Angstsymptome und deren gefürchtete Folgen beziehen (Bedenken somatisch). Der zweite Faktor thematisiert Furcht vor und Folgen von öffentlich sichtbaren Angstsymptomen (Bedenken sozial). Der dritte Faktor umfasst die Furcht vor kognitiven Angstsymptomen und erwartete Folgen erregungsbedingter Einschränkungen der kognitiven Funktionsfähigkeit (Bedenken kognitiv). Die postulierte Lösung dieser Autoren dient seither als Grundlage vieler Studien zur AS.

Der ASI ist allerdings nicht unkritisiert geblieben (siehe insbesondere Blais et al., 2001). Ein bleibendes Problem war die unausgewogene Erfassung der Faktoren und die damit einhergehenden Unterschiede in der Messgenauigkeit der zugehörigen Skalen (Blais et al., 2001; Cox, Parker & Swinson, 1996). Während nach der Lösung von Zinbarg et al. (1997; 1999) 10 von 16 Items Bedenken hinsichtlich somatischen Folgen erfassen, werden die anderen beiden Faktoren nur von jeweils drei Items erfasst. Einige Items weisen zudem eine



geringe Inhaltsvalidität auf. Sie erfassen andere Konstrukte oder sind mehrdeutig formuliert. Sie bilden daher die drei Faktoren inhaltlich nur ungenau ab. Weiterhin legten manche Studien nahe, dass sich der Faktor Bedenken sozial weiter untergliedern lässt (z.B. Blais et al., 2001), und dass für das Auffinden möglicher weiterer Faktoren zu wenige Items mit entsprechendem Inhalt im ASI enthalten sind (Cox et al., 1996).

Schließlich griffen Taylor und Cox (1998) die wachsende Kritik auf und revidierten den ASI. Die 36 Items des ASI-R beziehen sich auf sechs Bereiche: kardiovaskuläre-, respiratorische-, gastrointestinale-, neurologische/dissoziative-, öffentlich sichtbare Symptome und Kontrollverlust. Der ASI-R erwies sich als reliables Instrument und zeigte zudem erwartungskonforme Zusammenhänge zu diversen Maßen der Persönlichkeit und Psychopathologie. Die faktorielle Validität des ASI-R blieb jedoch umstritten. Die Ergebnisse bisheriger Studien (Deacon & Abramowitz, 2006; Deacon et al., 2003; Taylor & Cox, 1998) konvergieren scheinbar zu einer vierfaktoriellen hierarchischen Lösung. Allerdings besteht wenig Einigkeit im Hinblick auf die Interpretation mancher Faktoren. Zudem wurden mit einer deutschen Übersetzung des ASI-R fünf Faktoren gefunden (Kemper & Ziegler, 2007). Somit ermöglicht der ASI-R im Vergleich zum ASI zwar eine breitere Erfassung des Konstrukts, weist allerdings keine klare und robuste Faktorstruktur auf.

Die instabile Struktur des ASI-R gab Anlass zu einer weiteren Revision (Taylor et al., 2007). Mit dem ASI-3 gaben Taylor und Kollegen den Anspruch einer möglichst breiten Erfassung der AS zugunsten einer validen Erfassung der am besten replizierbaren Faktoren auf. Das Ziel der Konstruktion war die Bereitstellung einer Skala zur mehrdimensionalen Erfassung der AS, die wie der ASI eine ökonomische Messung erlauben aber im Gegensatz zu diesem eine ausgewogene Anzahl von Items zur Erfassung der drei robusten Faktoren und somit reliablere Unterskalen ausweisen würde. Der ASI-3 wurde an einer umfangreichen vorwiegend nicht-klinischen Stichprobe von insgesamt 7245 Probanden aus sechs Ländern konstruiert und kreuzvalidiert. Items wurden aus dem ASI-R entnommen und zu drei

Unterskalen mit gleicher Itemzahl zusammengefasst, die Bedenken hinsichtlich somatischer, sozialer und kognitiver Folgen von Angstsymptomen erfassen. In konfirmatorischen Faktoranalysen zeigte das postulierte Modell eine akzeptable Passung für die einzelnen Teilstichproben sowie für die Gesamtstichprobe. Die Ergebnisse sprechen für eine weitgehende Unabhängigkeit der Struktur des ASI-3 von Geschlecht, Sprache/Kultur und Patientenstatus. In einem Vergleich zwischen ASI und ASI-3 konnten Taylor et al. (2007) die Überlegenheit des ASI-3 hinsichtlich Messgenauigkeit und faktorieller Validität belegen. Weiterhin konnten mit dem ASI-3 Patientengruppen mit unterschiedlichen Diagnosen aus dem Angstbereich voneinander und von einer nicht-klinischen Kontrollgruppe differenziert werden. Die Ergebnisse zeigen, dass der ASI-3 seinen Vorgängern in den meisten Gütekriterien mindestens ebenbürtig, diesen aber in der faktoriellen Validität klar überlegen ist.

Um für die Erforschung der Wurzeln, Epiphänomene und Folgen der AS im deutschen Sprachraum ein aktuelles Verfahren mit akzeptabler psychometrischer Güte und einer klaren Faktorstruktur zur Verfügung zu haben, wurde der ASI-3 übersetzt und validiert. Das Vorgehen bestand dabei darin, zunächst die eben berichtete faktorielle Struktur auch für den übersetzten Fragebogen zu belegen. In einem zweiten Schritt wurde geprüft, ob Messinvarianz mit der englischsprachigen Originalversion vorliegt. Schließlich wurden nach der Überprüfung der Reliabilität die konvergente und diskriminante Validität des Verfahrens bestimmt.

#### Methode

*Stichproben und Vorgehen.* Für die Analysen wurden insgesamt drei nicht-klinische Stichproben genutzt. Stichprobe 1 (BRD) setzte sich aus  $N = 757$  Personen zusammen. Ein Großteil der Probanden (92.8 %) waren Studenten aus fünf deutschen Universitäten. Der Rest der Stichprobe waren Berufstätige. Die Probanden waren zwischen 18 und 60 Jahre alt ( $M = 23.5$ ,  $SD = 5.9$ ) und 72.7% weiblichen Geschlechts. Keine Angabe zum Geschlecht machten

1.1%. Alle Probanden der Stichprobe bekamen den ASI-R und füllten diesen im Anschluss an eine Lehrveranstaltung oder bei einer Gruppentestung aus. Um konvergente und diskriminante Zusammenhänge zu bestimmen, erhielten Teilstichproben der Stichprobe 1 weitere Fragebögen (siehe Tabelle 5). Zwei weitere Stichproben stammen aus einer Studie des Drittautors (für eine detaillierte Beschreibung der Methode siehe Taylor et al. 2007). Stichprobe 2<sup>1</sup> (N = 4242) setzte sich im Wesentlichen aus Studenten dreier amerikanischer Universitäten (97.5%) im Alter von 15 bis 67 Jahren ( $\underline{M} = 19.4$ ,  $\underline{SD} = 3.6$ ) zusammen. Die restlichen 2.5% waren Berufstätige. Zwei Drittel der Stichprobe waren weiblichen Geschlechts. Stichprobe 3<sup>2</sup> (N = 478) enthielt ausschließlich Studenten dreier kanadischer Universitäten im Alter von 18 bis 39 Jahren ( $\underline{M} = 20.6$ ,  $\underline{SD} = 2.9$ ). In der kanadischen Stichprobe waren 66.3% weiblichen Geschlechts.

*Messinstrumente. ASI-3.* Der Angstsensitivitätsindex-3<sup>3</sup> besteht aus 18 Items mit einer fünfstufigen Antwortskala von 0 (stimme gar nicht zu) bis 4 (stimme völlig zu). Jeweils sechs Items bilden eine Skala (Bedenken somatisch, BSM; Bedenken sozial, BSZ; Bedenken kognitiv, BKO). Zudem lässt sich ein Gesamtwert aus der Summe aller Items berechnen (GAS). Der Wortlaut der Items, deren Zuordnung zu den drei Skalen und deskriptive Statistiken sind in Tabelle 1 angegeben. Im Folgenden wird kurz der Ablauf der Übersetzung skizziert.

Das Vorgehen bei der Übersetzung, als auch die folgenden Evaluationsschritte orientiert sich an Empfehlungen für die Übersetzung fremdsprachlicher Messinstrumente (Schmitt & Eid, 2007). Zunächst wurden die Items und die Instruktionen der Originalversion vom Erstautor ins Deutsche übersetzt. Anschließend wurde diese Übersetzung von einer bilingualen Person mit psychologischem Fachwissen zurück ins Englische übersetzt. Die beiden Versionen wurden dann vom Erst- und Zweitautor dieser Arbeit verglichen und einzelne Formulierungen in Absprache mit einem weiteren Experten für Angstsensitivität überarbeitet. Bei der Übersetzung der Items und Instruktion wurde auf eine möglichst große

semantische Übereinstimmung mit dem Original geachtet. Die verbalen Verankerungen der fünfstufigen Intensitätsskala (stimme gar nicht zu, stimme wenig zu, stimme teils teils zu, stimme ziemlich zu und stimme völlig zu) wurden nach den Ergebnissen psycholinguistischer Skalierungsexperimente gewählt (Rohrman, 1978).

An dieser Stelle ist anzumerken, dass den Versuchspersonen in den nordamerikanischen Stichproben das ASI-R vorgegeben wurde. Dieses enthält 18 zusätzliche Items. Allerdings analysierten Taylor et al. (2007) lediglich die Items des ASI-3, welche vollständig im ASI-R enthalten sind. Daher merken sie selbst an, dass die Ergebnisse einer Replikationsstudie bedürfen, die lediglich den ASI-3 nutzt. Um nun Verzerrungen zu vermeiden, wurde der deutschen Stichprobe ebenfalls der ASI-3, eingebettet in den ASI-R vorgegeben. Ausgewertet werden in Analogie zum Vorgehen von Taylor et al. aber nur die Items des ASI-3.

-----  
Tabelle 1 einfügen  
-----

*BSQ*. Der Body Sensations Questionnaire (BSQ, Ehlers, Margraf & Chambless, 1993) gilt als Maß der Angst vor der Angst. Der BSQ besteht aus 20 Items, bei denen auf einer Skala von 1 (gar nicht) bis 5 (extrem) angegeben werden soll, wie stark die Angst vor 17 Erregungssymptomen wie beispielsweise Schwindel, weiche Knie oder Herzklopfen ausgeprägt ist. In klinischen und nicht-klinischen Stichproben demonstrierte der BSQ eine gute interne Konsistenz (Cronbach  $\alpha > .80$ ) und konvergente Validität mit verwandten Maßen. Ehlers und Kollegen (1993) berichten moderate bis hohe Zusammenhänge mit anderen Maßen der Angst vor der Angst in klinischen und nicht-klinischen Stichproben (z. B. mit dem ASI,  $r > .51$ ).

*SANB*. Die Skala Angst vor negativer Bewertung (Vormbrock & Neuser, 1983) setzt sich aus 20 Items zusammen. Auf einer vierstufigen Antwortskala von 1 (trifft fast nie zu) bis

4 (trifft fast immer zu) müssen Probanden angeben, inwieweit bestimmte Aussagen (z.B. Es macht mich unruhig, wenn andere mich für albern halten) auf sie zutreffen. Der Gesamtwert gibt an, wie stark die Bewertungsängstlichkeit einer Person ist. Die Autoren berichten exzellente Reliabilität (Cronbach  $\alpha = .92$ ) und konvergente Validität des Verfahrens (z. B. mit dem State-Trait-Angstinventar, Laux, Glanzmann, Schaffner & Spielberger, 1981;  $.48 < r < .55$ ).

*ADS-K.* Die Allgemeine Depressions Skala (Hautzinger & Bailer, 1993) ist ein Verfahren, das speziell zur Erfassung depressiver Symptomatik in Bevölkerungsstichproben konstruiert wurde. Die hier verwendete Kurzform besteht aus 15 Items. Probanden müssen auf einer Skala von 0 (selten – weniger als einen Tag) bis 3 (meistens – fünf bis sieben Tage) ihr Befinden während der letzten Woche beschreiben (z.B. Während der letzten Woche hatte ich Mühe, mich zu konzentrieren). Hautzinger und Bailer berichten exzellente interne Konsistenzen (Cronbach  $\alpha = .90$ ) in klinischen und nicht-klinischen Stichproben sowie hohe Zusammenhänge zu anderen Maßen depressiver Symptomatik (z. B. mit der Befindlichkeitsskala, von Zerssen, 1986;  $r = .73$ ).

*NEO-PI-R.* Zur Messung der Persönlichkeitseigenschaften wurde das revidierte NEO-Persönlichkeitsinventar nach Ostendorf und Angleitner (2004) eingesetzt. Der Fragebogen besteht aus 240 Items, die sich zu gleichen Teilen auf die Faktoren Neurotizismus, Extraversion, Offenheit für Erfahrungen, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit aufteilen. Die Beantwortung der Items erfolgt auf einer fünfstufigen Skala von 1 (starke Ablehnung) bis 5 (starke Zustimmung). Die interne Konsistenz der Hauptskalen reicht von  $\alpha = .87$  für Verträglichkeit bis  $\alpha = .92$  für Neurotizismus. Umfangreiche Belege der Validität sind im Handbuch aufgeführt.

Nach Richtlinien von Schmitt und Eid für die Übersetzung fremdsprachlicher Messinstrumente (2007) soll nicht nur die faktorielle Validität in der deutschen Stichprobe geprüft werden, sondern auch die Messinvarianz im Vergleich mit den original Stichproben.

*Überprüfung der faktoriellen Validität.* Die faktorielle Validität wurde anhand verschiedener Strukturgleichungsmodelle mit Hilfe des Programms AMOS 6.0 getestet. Alle Modelle basieren auf Maximum Likelihood Schätzungen. Da die Annahme der multivariaten Normalverteilung nicht gegeben ist (Stichprobe BRD: multivariate Kurtosis = 73.98, c.r. = 37.92; Stichprobe USA: multivariate Kurtosis = 247.17, c.r. = 299.97; Stichprobe Kanada: multivariate Kurtosis = 172.42, c.r. = 70.24) werden Bollen-Stine Korrekturen (200 Bootstrap Stichproben) für die Überschreitungswahrscheinlichkeit des  $\chi^2$ -Tests durchgeführt. Um den Modellfit zu bestimmen, werden die Empfehlungen von Hu und Bentler (1999) sowie Beauducel und Wittmann (2005) befolgt. Das heißt, neben dem exakten Modelltest durch den  $\chi^2$  - Test werden der Standardized Root Mean Square Residual (SRMR, sollte  $\leq .08$  sein), der Comparative Fit Index (CFI, sollte ungefähr .95 sein) und der Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA, sollte kleiner .06 sein) berücksichtigt. Zwar neigt der CFI bei starken Verletzungen der multivariaten Normalverteilung dazu, zu gering auszufallen (Beauducel & Wittmann, 2005), dennoch wird er hier angegeben, um eine Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen aus dem englischsprachigen Raum (Taylor et al., 2007) zu ermöglichen.

Um auf Messinvarianz zu testen, werden verschiedene Multigruppen-Strukturgleichungsmodelle berechnet (Byrne, 2004; Raykov, 2004). Auf diese Weise kann geprüft werden, in welchen strukturellen Aspekten sich die einzelnen Stichproben (BRD, USA, Kanada) unterscheiden. Dabei wird zunächst angenommen, dass das Grundmodell auf alle Gruppen passt (unrestringiert). In einem zweiten Modell wird die Annahme getestet, dass die Faktorladungen über die drei Stichproben hinweg invariant sind (gleiche Ladungen, manifest). In einem dritten Modell wird zusätzlich die Annahme gleicher Ladungen im Strukturmodell gemacht (gleiche Ladungen, latent). In einem weiteren Schritt wird

angenommen, dass auch die Fehlervarianzen im Strukturmodell invariant sind (gleiche Residuen, latent). In einem letzten Modell wird schließlich zusätzlich die Invarianz der Messfehler im Messmodell getestet (gleiche Residuen, manifest).

Um Invarianz zu zeigen, sollten sich die Modelle nicht signifikant voneinander unterscheiden. Aufgrund der großen Stichproben sowie der nicht vorhandenen multivariaten Normalverteilung wird jedoch auf einen  $\chi^2$ -Differenztest verzichtet. Stattdessen werden die Fit-Indizes herangezogen, um zu prüfen, ob durch die Hinzunahme von Restriktionen der Modellfit verloren geht.

*Reliabilitätsschätzungen.* Die Reliabilitäten werden durch Cronbachs  $\alpha$  sowie Hancocks  $\underline{H}$  (Hancock, 2001) geschätzt. Cronbach  $\alpha$  liefert eine Schätzung der internen Konsistenz unter Annahme der Tau-Äquivalenz der Items. Da diese Voraussetzung oft nicht gegeben ist, wird zusätzlich Hancocks  $\underline{H}$  berechnet, welches die Konstruktreliabilität aufgrund der Ladungen aus dem Strukturmodell schätzt. Die Konstruktreliabilität stellt eine präzisere Schätzung der Messgenauigkeit dar (Raykov, 2004).

*Konvergente und diskriminante Validitäten.* Um Belege für die konvergente und diskriminante Validität zu finden, werden bivariate Produkt-Moment-Korrelationen zwischen den ASI-3 Skalen und den anderen Fragebogenmaßen berechnet. Konvergente Korrelationen werden insbesondere zwischen BSQ und BSM, SANB und BSZ sowie ADS und BKO erwartet. Der BSQ erfasst die Angst vor verschiedenen Erregungssymptomen. Daher diene diese Variable vor allem für die AS-Skala, die sich auf den somatischen Bereich bezieht als Validierungsmaß (BSM). Die SANB erfasst die Angst vor negativer Bewertung in verschiedenen Situationen des Alltags. Angstsymptome, die nach außen hin sichtbar sind, können Gründe für eine solche Bewertung liefern und somit Quelle entsprechender Befürchtungen sein (BSZ). Die ADS erfasst Symptome der Depression. Personen, die zu depressiver Verstimmtheit neigen oder eine akute Depression haben, sind oft in ihrer kognitiven Leistungsfähigkeit eingeschränkt (z.B. Konzentrationsprobleme). Diese Probleme

bilden den Kern der Befürchtungen bei Personen mit hoher kognitiver Angstsensitivität (BKO). Die Zusammenhänge aller ASI-3 Skalen mit Neurotizismus aus dem NEO-FFI sollten aufgrund der Sättigung der AS-Skalen mit Neurotizismus/NE ebenfalls positiv und mindestens moderat ausfallen. Für die anderen Faktoren des FFM werden diskriminante Korrelationen erwartet, da deren Sättigung mit Neurotizismus/NE gering ist.

### Ergebnisse

*Überprüfung der faktoriellen Validität.* Die Überprüfung der faktoriellen Validität erfolgt in zwei Analyseschritten. Im ersten Schritt wird das von Taylor et al. (2007) postulierte Modell in der deutschen Stichprobe überprüft (Abbildung 1).

-----

Abbildung 1 einfügen

-----

Der Vollständigkeit halber wird das Modell zudem auch in der US-amerikanischen und der kanadischen Stichprobe getestet. Im zweiten Schritt werden multiple Gruppenvergleiche angewandt, um auf Messinvarianz zu testen. Tabelle 2 enthält die Modelltestergebnisse aus dem ersten Schritt.

-----

Tabelle 2 einfügen

-----

Aus den Ergebnissen wird deutlich, dass das Modell in allen drei Stichproben eine akzeptable und vergleichbare Passung aufweist. Zwar fällt der exakte Modelltest signifikant aus, aufgrund der großen Stichprobe und der starken Verletzung der multivariaten Normalverteilung, sollten aber die Fit-Indizes stärker gewichtet werden (Bühner, 2006). Diese zeigen eine akzeptable Passung des Modells auf die Daten an.



Abbildung 1 zeigt die Schätzungen der Ladungen im Mess- und Strukturmodell in der deutschen Stichprobe. Alle Ladungen fallen moderat bis hoch und signifikant aus ( $p < .001$ ). Auch die Schätzung der Varianz des Gesamtwerts ist signifikant ( $p < .001$ ).

Nachdem also die faktorielle Validität für die einzelnen Stichproben als gegeben angesehen werden kann, soll nun auf Messinvarianz getestet werden. In einem ersten Schritt werden hierzu die deskriptiven Statistiken der einzelnen Skalen des ASI-3 in den drei Stichproben verglichen.

-----

Tabelle 3 einfügen

-----

Aus Tabelle 3 geht hervor, dass sich die Mittelwerte der Skalen zwischen den Ländern zwar unterscheiden, die Varianzen hingegen relativ identisch ausfallen. Die Effektstärken für die Mittelwertsunterschiede bewegen sich zwischen .03 und .78<sup>4</sup>. Aufschlussreicher in Hinblick auf die Messinvarianz sind die Ergebnisse der multiplen Gruppenvergleiche, die in Tabelle 4 aufgeführt sind.

-----

Tabelle 4 einfügen

-----

Wie bereits oben erläutert, ziehen wir die Fit-Indizes zur Modellprüfung heran. Aus ihnen geht hervor, dass alle Modelle einen akzeptablen Modellfit aufweisen. Lediglich die Annahme gleicher Messfehler auf Itemebene erfüllt die Bedingungen für den SRMR und den CFI nicht. Beim CFI ist jedoch wiederum auf die Verletzung der multivariaten Normalverteilung hinzuweisen.

*Reliabilitätsschätzungen.* Zur Schätzung der Reliabilitäten wird Cronbachs  $\alpha$  sowie Hancocks  $H$  berechnet. Die Ergebnisse finden sich in Tabelle 3. Es zeigt sich, dass die Reliabilitätsschätzungen in allen Stichproben zufriedenstellend bis gut ausfallen. Weiterhin

wird deutlich, dass die Schätzungen der Konstruktreliabilität deskriptiv höher ausfallen als Cronbachs  $\alpha$ . Ein Vergleich der drei Länder zeigt hingegen keine deutlichen Unterschiede in der Messgenauigkeit auf.

*Konvergente und diskriminante Validitäten.* In Tabelle 5 sind die bivariaten Korrelationen zwischen den ASI-3 Skalen und den Validierungsmaßen in der deutschen Stichprobe (Stichprobe 1) abgebildet.

-----  
Tabelle 5 einfügen  
-----

Als konvergente Maße wurden BSQ für BSM und SANB für BSZ, ADSK für BKO sowie generell Neurotizismus herangezogen. Die angenommenen Zusammenhänge zeigen sich. So korrelieren alle AS-Faktoren signifikant positiv mit BSQ, SANB, ADS-K und Neurotizismus. Lediglich die Korrelation zwischen BSM und Neurotizismus ist geringer als erwartet. Zudem fallen die Zusammenhänge wie postuliert in der Höhe moderat aus (Bortz & Döring, 2002, S. 604). Mit den diskriminanten Maßen Extraversion, Offenheit für Erfahrung, Verträglichkeit und Gewissenhaftigkeit ergeben sich wie angenommen nur geringe und nicht signifikante Zusammenhänge.

### Diskussion

Ziel dieser Arbeit war, die psychometrische Qualität einer deutschen Übersetzung des ASI-3 zu überprüfen. Die Ergebnisse zeigen, dass die vorgelegte Übersetzung über eine gute Messgenauigkeit verfügt. Darüber hinaus konnte gezeigt werden, dass das von Taylor und Kollegen (2007) postulierte dreifaktorielle hierarchische Modell die Daten der deutschen Stichprobe gut beschreibt. Weiterhin ließ sich Messinvarianz der deutschen Übersetzung und des englischen Originals zeigen. Abschließend konnten weitere Belege für die Konstruktvalidität durch konvergente und diskriminante Korrelationen gefunden werden. In

den folgenden Abschnitten werden die einzelnen Ergebnisse sowie ihre Implikationen für Forschung und Praxis diskutiert.

*Messgenauigkeit.* Um die Messgenauigkeit der drei ASI-3 Skalen sowie des Gesamtwerts zu bestimmen, wurden zwei Reliabilitätsschätzungen verwendet. Die Schätzungen der internen Konsistenz fallen für die drei Skalen zufriedenstellend aus. Der Gesamtwert erzielt erwartungsgemäß eine höhere interne Konsistenz aufgrund der höheren Itemanzahl. Die Schätzungen der Konstruktreliabilität, die auf weniger strengen Annahmen im Vergleich zu Cronbachs  $\alpha$  beruhen, fallen geringfügig höher aus. Anzumerken ist, dass sich zwischen der deutschen Stichprobe und den englischen Stichproben nur sehr geringe Unterschiede in der Messgenauigkeit der Skalen ergeben. Zusammenfassend kann für die deutsche Version des ASI-3 eine zufriedenstellende bis gute Messgenauigkeit angenommen werden.

*Validität.* Um die Validität des Verfahrens zu prüfen wurden faktorielle Validität, Messinvarianz sowie konvergente und diskriminante Validität geprüft. Auf Basis der berichteten Ergebnisse kann die faktorielle Validität als gegeben angesehen werden. Das postulierte Modell mit drei Primärfaktoren, die auf einem Generalfaktor laden, zeigt in der deutschen Stichprobe eine akzeptable Passung. Darüber hinaus entspricht der Modellfit in hohem Maße den Ergebnissen aus den englischsprachigen Stichproben. Die Analysen bezüglich der Messinvarianz zeigen, dass diese weitestgehend angenommen werden kann. So können die Ladungen im Mess- und Strukturmodell sowie die Residuen im Strukturmodell als invariant angesehen werden. Lediglich für die Residuen im Messmodell liegt keine Invarianz vor, wenn man die strengen Richtlinien von Hu und Bentler (1999) zugrunde legt. An dieser Stelle ist anzumerken, dass andere Autoren (Marsh, Hau & Wen, 2004) diese Richtlinien kritisiert und für die Analyse von Fragebögen als zu streng bewertet haben. Da es jedoch keine alternativen Vorschläge für liberalere Richtlinien gibt, wenden wir die Regeln von Hu und Bentler an, um Fehlschlüsse zu vermeiden. Zudem ist zu berücksichtigen, dass in der

neueren Literatur der Test auf invariante Residuen als zu restriktiv für die Annahme der Messinvarianz angesehen wird (vgl. Byrne, 2004). Als weiterer Beleg für die Messinvarianz können die Korrelationen mit konvergenten und diskriminanten Verfahren angeführt werden (Schmitt & Eid, 2007). Hier sind die Korrelationsmuster im hohen Masse vergleichbar mit den Ergebnissen aus Evaluationsstudien des englischsprachigen Originals (vgl. z.B. Deacon et al., 2003).

Somit lässt sich schlussfolgern, dass zwischen der englischsprachigen und der deutschen Version Messinvarianz besteht. Die Messinvarianz ist eine Voraussetzung für die Interpretation von Mittelwertsunterschieden (Raykov, 2004). In den hier analysierten Daten zeigen sich in der deutschen Stichprobe höhere Mittelwerte als in den englischsprachigen Stichproben. Kulturelle Unterschiede in den Mittelwerten von Persönlichkeitseigenschaften sind keine Seltenheit (Allik, 2005). Auch in anderen Kulturvergleichen konnten kleine bis mittlere Mittelwertsunterschiede in Maßen für Neurotizismus/NE gefunden werden (z.B. Packman, Brown, Englert, Sisarich & Bauer, 2005). Allerdings wäre der Schluss, dass Studenten aus Deutschland eine höhere Angstsensitivität als amerikanische oder kanadische Studierende aufweisen ohne Replikation sicher voreilig.

Auch die Befunde zur Konstruktvalidität fallen positiv aus. So zeigt sich, dass eine höhere Angstsensitivität mit einer höheren Angst vor der Angst, höherer Depressivität, höherem Neurotizismus und auch einer höheren Bewertungsängstlichkeit einhergeht. Diese Zusammenhänge waren erwartet worden und sind Belege für die gute konvergente Validität des ASI-3 Gesamtwerts. Auch für die drei AS-Faktoren zeigten sich die erwarteten Zusammenhänge mit den konvergenten Maßen. Diese unterscheiden sich von der Größe her zwar nur deskriptiv, dennoch soll hier kurz diskutiert werden, welchen Maßen die einzelnen Faktoren am nächsten sind. So hängt die Skala, die Bedenken hinsichtlich somatischer Folgen von Angst erfasst, am stärksten mit der Angst vor der Angst zusammen. Bedenken hinsichtlich sozialer Folgen zeigen einen höheren Zusammenhang mit der

Bewertungsängstlichkeit im Vergleich zu den anderen Validierungsmaßen. Der Zusammenhang zwischen Bedenken hinsichtlich kognitiver Folgen und Depressivität war ebenfalls, wie erwartet, höher als mit den anderen ASI-3 Skalen. Allerdings ergaben sich höhere Korrelationen mit der Angst vor der Angst und der Bewertungsängstlichkeit. Das heißt, Bedenken kognitiv weist zwar von allen AS-Faktoren den höchsten Zusammenhang mit Depressivität auf, ist konzeptuell aber näher an der Angst vor der Angst beziehungsweise der Bewertungsängstlichkeit angesiedelt. Dass alle AS-Skalen mit Depressivität den geringsten Zusammenhang im Vergleich aller konvergenten Maße aufweisen, kann als Beleg dafür gesehen werden, dass Angstsensitivität näher an spezifischen Ängstlichkeitskonstrukten angesiedelt ist als an Depressivität.

Die Zusammenhänge mit den anderen Faktoren des FFM sind durchweg sehr gering, was als Beleg für eine gute diskriminante Validität des ASI-3 gewertet werden kann.

Außerdem zeigen die Zusammenhänge mit den FFM insgesamt, dass Angstsensitivität zwar mit Neurotizismus verwandt ist, der Zusammenhang aber nicht so hoch ausfällt, dass von einer Redundanz der Konstrukte ausgegangen werden kann. Vielmehr ist anzunehmen, dass Angstsensitivität ein Teilbereich von Neurotizismus mit spezifischen Anteilen ist.

Zusammenfassend lässt sich feststellen, dass es für die deutsche Übersetzung des ASI-3 zahlreiche Belege für die Konstruktvalidität gibt.

*Implikationen für Forschung und Praxis.* Auf der Basis der hier vorgelegten Ergebnisse kann die deutsche Übersetzung des ASI-3 für Forschungszwecke empfohlen werden. Durch die nachgewiesene Messinvarianz des ASI-3 werden Vergleiche der AS zwischen deutschsprachigen und anglophonen Stichproben möglich (Raykov, 2004). Interessant für Forschungszwecke dürfte der Befund sein, dass die Messinvarianz der Papierversion und einer Online-Version des ASI-3 kürzlich gezeigt werden konnte (Kemper, 2008).

Auch der Einsatz für die psychologische Einzelfalldiagnostik kann mit Einschränkungen empfohlen werden. Empirische Studien zeigen, dass AS eine Rolle bei der Ätiologie von Angststörungen und Vermeidungsverhalten spielt (Schmidt et al., 2006; Wilson & Hayward, 2006). Der ASI-3 könnte also zur Früherkennung von gefährdeten Personen im Rahmen von Präventionsprogrammen zum Einsatz kommen (Screeningverfahren). Allerdings liegen bisher keine Normstichproben für die Übersetzung vor. Die hier angegebenen deskriptiven Werte können daher lediglich als grobe Orientierungshilfe für Personen aus vergleichbaren Populationen dienen.

Da AS offenbar durch gezielte Interventionen veränderbar ist (Schmidt et al., 2007), könnte der ASI-3 nützlich zur Therapieevaluationen bei Angstpatienten sein. Schmidt et al. verwendeten ebenfalls eine ASI-Version, allerdings nicht den ASI-3. Daher kann die Änderungssensitivität des Instruments im Moment nur angenommen werden.

In der vorliegenden Studie wurden keine klinischen Stichproben verwendet. Allerdings konnten Taylor et al. (2007) für die hier verwendeten Stichproben aus Nordamerika Invarianz mit klinischen Stichproben nachweisen. Die Messinvarianz der deutschen Stichprobe mit diesen Stichproben ist zwar kein Beweis, dass der ASI-3 auch in deutschen klinischen Stichproben dieselbe Struktur aufweist, kann aber als Indiz gewertet werden. Um klarere Belege zu erhalten, sollten sich weitere Studien mit der Replizierbarkeit des Modells sowie der Änderungssensitivität des ASI-3 in klinischen Stichproben beschäftigen.

*Einschränkungen.* Eine Einschränkung stellt die Art der verwendeten Stichprobe dar. Diese bestanden überwiegend aus Studierenden. Daher sollten die Ergebnisse nicht ohne Replikation auf andere Populationen generalisiert werden. Allerdings haben wir im letzten Abschnitt bereits darauf hingewiesen, dass in den hier verwendeten nordamerikanischen Stichproben Messinvarianz zwischen klinischen und nicht-klinischen Stichproben bestanden hat.

Ein weiteres Problem ist, dass die Items des ASI-3 eingebettet in den ASI-R dargeboten wurden. Dies war nötig, um eine Vergleichbarkeit mit den englischsprachigen Stichproben zu gewährleisten. Allerdings sollten zukünftige Studien darauf abzielen, die Ergebnisse ohne die Füllitems aus dem alten ASI-R zu replizieren.

Die hier dargestellten Ergebnisse zeigen, dass die vorgelegte deutsche Übersetzung des ASI-3 über eine zufriedenstellende Messgenauigkeit, eine gute faktorielle Validität und Konstruktvalidität verfügt und messinvariant im Vergleich zur englischsprachigen Originalversion ist. Somit liegt nun ein Instrument vor, das es erlaubt, die robusten Faktoren der Angstsensitivität ausgewogen zu erfassen und die Ergebnisse in Forschung und Praxis nutzbar zu machen.

## Literaturverzeichnis

- Allik, J. (2005). Personality dimensions across cultures. Journal of Personality Disorders, 19(3), 212-232.
- Beauducel, A. & Wittmann, W. W. (2005). Simulation study on fit indexes in CFA based on data with slightly distorted simple structure. Structural Equation Modeling, 12(1), 41-75.
- Blais, M. A., Otto, M. W., Zucker, B. G., McNally, R. J., Schmidt, N. B., Fava, M. & Pollack, M. H. (2001). The anxiety sensitivity index: Item analysis and suggestions for refinement. Journal of Personality Assessment, 77(2), 272-294.
- Bortz, J. & Döring, N. (2002). Forschungsmethoden und Evaluation. Berlin: Springer.
- Bühner, M. (2006). Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion. München: Pearson.
- Byrne, B. M. (2004). Testing for multigroup invariance using AMOS graphics: A road less traveled. Structural Equation Modeling, 11(2), 272-300.
- Costa, P. T. & McCrae, R. R. (1992). Revised NEO personality inventory (NEO-PI-R) and NEO Five-Factor inventory (NEO-FFI): Professional Manual. Odessa: Psychological Assessment Resources.
- Cox, B. J., Parker, J. D. & Swinson, R. P. (1996). Anxiety sensitivity: Confirmatory evidence for a multidimensional construct. Behaviour Research and Therapy, 34(7), 591-598.
- Deacon, B. J. & Abramowitz, J. (2006). Anxiety sensitivity and its dimensions across the anxiety disorders. Journal of Anxiety Disorders, 20(7), 837-857.
- Deacon, B. J., Abramowitz, J., Woods, C. M. & Tolin, D. F. (2003). The Anxiety Sensitivity Index - Revised: Psychometric properties and factor structure in two nonclinical samples. Behaviour Research and Therapy, 41(12), 1427-1449.
- Ehlers, A. (1986). Angst-Sensitivitäts-Index (ASI). Göttingen: Unveröffentlichtes Manuskript, Georg-August-Universität.



- Ehlers, A., Margraf, J. & Chambless, D. (1993). Fragebogen zu körperlichen Ängsten, Kognitionen und Vermeidung. Weinheim: Beltz.
- Eifert, G. H., Zvolensky, M. J., Sorrell, J. T., Hopko, D. R. & Lejuez, C. W. (1999). Predictors of self-reported anxiety and panic symptoms: An evaluation of anxiety sensitivity, suffocation fear, heart-focused anxiety, and breath-holding duration. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 21(4), 293-305.
- Evans, I. M. (1972). A conditioning model of a common neurotic pattern - fear of fear. Psychotherapy: Theory, Research and Practice, 9, 238-242.
- Fenichel, O. (1997). Psychoanalytische Neurosenlehre. Gießen: Psychosozial. (Erstveröffentlichung 1945)
- Frankl, V. E. (1983). Theorie und Therapie der Neurosen: Einführung in Logotherapie und Existenzanalyse. München: Reinhardt. (Erstveröffentlichung 1956)
- Freud, S. (1895). Zwangsvorstellungen und Phobien. Wiener klinische Rundschau, 9(17), 262-263.
- Goldberg, L. R. & Velicer, W. F. (2006). Principles of exploratory factor analysis. In S. Strack (Ed.), Differentiating normal and abnormal personality (pp. 209-237). New York: Springer.
- Goldstein, A. J. & Chambless, D. L. (1978). A reanalysis of agoraphobia. Behavior Therapy, 9(1), 47-59.
- Guadagnoli, E. & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. Psychological Bulletin, 103(2), 265-275.
- Hancock, G. R. (2001). Effect size, power, and sample size determination for structured means modeling and mimic approaches to between-groups hypothesis testing of means on a single latent construct. Psychometrika, 66(3), 373-388.
- Hautzinger, M. & Bailer, M. (1993). Allgemeine Depressions Skala. Weinheim: Beltz.

- Hu, L. t. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling, 6(1), 1-55.
- Kemper, C. J. (2008). Measurement invariance between a traditional and a web-based application of the German Anxiety Sensitivity Index–3 and its psychometric quality. Zugriff am 03.10.2008 <http://www.psych.uni-mainz.de/abteil/pp/downloads/Kemper-2008-Measurement-Invariance-of-the-ANXIETY-SENSITIVITY-INDEX-3.pdf>
- Kemper, C. J. & Ziegler, M. (2007). Konstruktvalidität eines Fragebogens zur Erfassung der Angstsensitivität. In H. Eschenbeck, U. Heim-Dreger & C.-W. Kohlmann (Hrsg.), Beiträge zur Gesundheitspsychologie (Bd. 29, S. 82). Schwäbisch Gmünd: Pädagogische Hochschule.
- Laux, L., Glanzmann, P., Schaffner, P. & Spielberger, C.-D. (1981). STAI: State-Trait-Angstinventar. Weinheim: Beltz.
- Lilienfeld, S. O. (1999). Anxiety sensitivity and the structure of personality. In S. Taylor (Ed.), Anxiety sensitivity - Theory, research, and treatment of the fear of anxiety (pp. 149-182). Mahwah: Erlbaum.
- Lilienfeld, S. O., Turner, S. M. & Jacob, R. G. (1993). Anxiety sensitivity: An examination of theoretical and practical issues. Advances in Behaviour Research and Therapy, 15, 147-183.
- Lounsbury, J. W., Sundstrom, E., Loveland, J. L. & Gibson, L. W. (2002). Broad versus narrow personality traits in predicting academic performance of adolescents. Learning and Individual Differences, 14, 65-75.
- Marsh, H. W., Hau, K. T. & Wen, Z. (2004). In search of golden rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's (1999) findings. Structural Equation Modeling, 11(3), 320-341.

- Ostendorf, F. & Angleitner, A. (2004). NEO-Persönlichkeitsinventar nach Costa und McCrae, Revidierte Fassung (NEO-PI-R). Göttingen: Hogrefe.
- Otto, M. W. & Reilly-Harrington, N. A. (1999). The impact of treatment on anxiety sensitivity In S. Taylor (Ed.), Anxiety sensitivity - Theory, research, and treatment of the fear of anxiety (pp. 61-82). Mahwah: Erlbaum.
- Packman, T., Brown, G. S., Englert, P., Sisarich, H. & Bauer, F. (2005). Differences in personality traits across ethnic groups within New Zealand and across an international sample. New Zealand Journal of Psychology, 34(2), 77-85.
- Paunonen, S. V. & Ashton, M. C. (2001). Big five factors and facets and the prediction of behavior. Journal of Personality and Social Psychology, 81, 524-539.
- Peterson, R. A. & Plehn, K. (1999). Measuring anxiety sensitivity. In S. Taylor (Ed.), Anxiety sensitivity - Theory, research, and treatment of the fear of anxiety (pp. 61-82). Mahwah: Erlbaum.
- Plehn, K. & Peterson, R. A. (2002). Anxiety sensitivity as a predictor of the development of panic, symptoms, panic attacks, and panic disorder: A prospective study. Journal of Anxiety Disorders, 16(4), 455-474.
- Rapee, R. M. & Medoro, L. (1994). Fear of physical sensations and trait anxiety as mediators of the response to hyperventilation in nonclinical subjects. Journal of Abnormal Psychology, 103(4), 693-699.
- Raykov, T. (2004). Behavioral scale reliability and measurement invariance evaluation using latent variable modeling. Behavior Therapy, 35(2), 299-331.
- Reiss, S. (1991). Expectancy model of fear, anxiety, and panic. Clinical Psychology Review, 11, 141-153.
- Reiss, S. & McNally, R. J. (1985). The expectancy model of fear. In S. Reiss & R. R. Bootzin (Eds.), Theoretical issues in behaviour therapy (pp. 107-121). New York: Academic.

- Reiss, S., Peterson, R. A., Gursky, D. M. & McNally, R. J. (1986). Anxiety sensitivity, anxiety frequency and the prediction of fearfulness. Behaviour Research and Therapy, 24(1), 1-8.
- Rohrman, B. (1978). Empirische Studien zur Entwicklung von Antwortskalen für die sozialwissenschaftliche Forschung. Zeitschrift für Sozialpsychologie, 9, 222-245.
- Schmidt, N. B. (1999). Prospective evaluation of anxiety sensitivity. In S. Taylor (Ed.), Anxiety sensitivity - Theory, research, and treatment of the fear of anxiety (pp. 61-82). Mahwah: Erlbaum.
- Schmidt, N. B., Eggleston, A. M., Woolaway-Bickel, K., Fitzpatrick, K. K., Vasey, M. W. & Richey, J. A. (2007). Anxiety sensitivity amelioration training (ASAT): A longitudinal primary prevention program targeting cognitive vulnerability. Journal of Anxiety Disorders, 21(3), 302-319.
- Schmidt, N. B., Zvolensky, M. J. & Maner, J. K. (2006). Anxiety sensitivity: Prospective prediction of panic attacks and Axis I pathology. Journal of Psychiatric Research, 40(8), 691-699.
- Schmitt, M. & Eid, M. (2007). Richtlinien für die Übersetzung fremdsprachlicher Messinstrumente. Diagnostica, 53(1), 1-2.
- Shipherd, J. C., Beck, J. G. & Ohtake, P. J. (2001). Relationships between the anxiety sensitivity index, the suffocation fear scale, and responses to CO2 inhalation. Journal of Anxiety Disorders, 15(3), 247-258.
- Taylor, S. (1999). Anxiety sensitivity: Theory, research, and treatment of the fear of anxiety. Mahwah: Erlbaum.
- Taylor, S. & Cox, B. J. (1998). An expanded anxiety sensitivity index: Evidence for a hierarchic structure in a clinical sample. Journal of Anxiety Disorders, 12(5), 463-483.
- Taylor, S., Zvolensky, M. J., Cox, B. J., Deacon, B., Heimberg, R. G., Ledley, D. R., Abramowitz, J. S., Holaway, R. M., Sandin, B., Stewart, S. H., Coles, M., Eng, W.,

- Daly, E. S., Arrindell, W. A., Bouvard, M. & Cardenas, S. J. (2007). Robust dimensions of anxiety sensitivity: Development and initial validation of the Anxiety Sensitivity Index-3. Psychological Assessment, *19*(2), 176-188.
- Tellegen, A., & Waller, N. G. (1994). Exploring personality through test construction: Development of the Multidimensional Personality Questionnaire. In R. Briggs & J. M. Cheek (Eds.), Personality measures: Development and evaluation (Vol. 1, pp. 172–208). Greenwich: JAI Press.
- Vormbrock, F. & Neuser, J. (1983). Konstruktion zweier spezifischer Trait-Fragebogen zur Erfassung von Angst in sozialen Situationen (SANB und SVSS). Diagnostica, *29*(2), 165-182.
- Watson, D., Clark, L. A. & Harkness, A. R. (1994). Structures of personality and their relevance to psychopathology. Journal of Abnormal Psychology, *103*(1), 18–31.
- Wilson, K. A. & Hayward, C. (2006). Unique contributions of anxiety sensitivity to avoidance: A prospective study in adolescents. Behaviour Research and Therapy, *44*(4), 601-609.
- Zerssen, D. v. (1986). Die Befindlichkeits-Skala. Weinheim: Beltz.
- Zinbarg, R. E. & Barlow, D. H. (1996). Structure of anxiety and the anxiety disorders: A hierarchical model. Journal of Abnormal Psychology, *105*(2), 181-193.
- Zinbarg, R. E., Barlow, D. H. & Brown, T. A. (1997). Hierarchical structure and general factor saturation of the anxiety sensitivity index: Evidence and implications. Psychological Assessment, *9*(3), 277-284.
- Zinbarg, R. E., Brown, T. A., Barlow, D. H. & Rapee, R. M. (2001). Anxiety sensitivity, panic, and depressed mood: A reanalysis teasing apart the contributions of the two levels in the hierarchical structure of the Anxiety Sensitivity Index. Journal of Abnormal Psychology, *110*(3), 372-377.

Zinbarg, R. E., Mohlman, J. & Hong, N. N. (1999). Dimensions of anxiety sensitivity. In S.

Taylor (Ed.), Anxiety sensitivity - Theory, research, and treatment of the fear of anxiety (pp. 83-114). Mahwah: Erlbaum.

Zvolensky, M. J., Arrindell, W. A., Taylor, S., Bouvard, M., Cox, B. J., Stewart, S. H.,

Sandin, B., Cardenas, S. J., Eifert, G. H. (2003). Anxiety sensitivity in six countries.

Behaviour Research and Therapy, 41(7), 841-859.

Zvolensky, M. J. & Forsyth, J. P. (2002). Anxiety sensitivity dimensions in the prediction of

body vigilance and emotional avoidance. Cognitive Therapy and Research, 26(4),

449-460.

## Fußnoten

- 1) Regionale Zusammensetzung der US-Stichprobe: Northern Illinois University ( $\underline{N} = 1983$ ), Temple University ( $\underline{N} = 1912$ ), University of Vermont ( $\underline{N} = 347$ ).
- 2) Regionale Zusammensetzung der kanadischen Stichprobe: Delhousie University ( $\underline{N} = 155$ ), University of British Columbia ( $\underline{N} = 156$ ), University of Manitoba ( $\underline{N} = 167$ ).
- 3) Im Vergleich mit seinem Vorgänger ASI enthält der ASI-3 ähnliche Instruktionen und dieselbe Anzahl an Antwortkategorien. Fünf Items sind in beiden Verfahren enthalten. Vier davon unterscheiden sich allerdings in der Übersetzung. Des Weiteren unterscheiden sich die Anzahl der Items, das Item-Faktor-Verhältnis und die Übersetzung der Skalenbeschriftungen.
- 4) Als Effektstärkemaß wurde Glass  $\underline{\Delta}$  mit der Standardabweichung aus der Stichprobe BRD berechnet.

## Tabellen

Tabelle 1. Deskriptive Statistiken und Skalenzuordnung der Items des ASI-3.

Skala	Itemwortlaut	<u>M</u>	<u>SD</u>
BSM	03 Es macht mir Angst, wenn mein Herz schnell schlägt.	0.65	0.85
BSM	04 Wenn ich mir den Magen verdorben habe, befürchte ich, dass ich ernsthaft krank bin.	0.68	0.89
BSM	07 Wenn ich ein Beklemmungsgefühl in der Brust habe, befürchte ich, dass ich nicht mehr richtig atmen kann.	1.08	1.10
BSM	08 Wenn ich Schmerzen in meiner Brust habe, befürchte ich, einen Herzinfarkt zu bekommen.	0.57	0.88
BSM	12 Wenn ich bemerke, dass mein Herz für einen Moment aussetzt, befürchte ich, dass etwas mit mir nicht stimmt.	1.25	1.25
BSM	15 Wenn sich meine Kehle eng anfühlt, habe ich Angst, dass ich ersticken könnte.	0.78	0.99
BSZ	01 Es ist mir wichtig, nicht nervös zu erscheinen.	2.53	1.00
BSZ	06 Wenn ich in Gegenwart anderer zittere, fürchte ich, was diese Personen von mir denken.	1.34	1.14
BSZ	09 Es macht mir Sorgen, dass andere Personen meine Angst bemerken könnten.	1.46	1.14
BSZ	11 Es macht mir Angst, wenn ich vor anderen Menschen erröte.	1.11	1.09
BSZ	13 Wenn ich in Anwesenheit anderer anfangen zu schwitzen, fürchte ich, dass sie negativ über mich denken.	1.50	1.21
BSZ	17 Ich glaube, dass es schrecklich für mich wäre, in der Öffentlichkeit in Ohnmacht zu fallen.	1.49	1.31
BKO	02 Wenn ich mich nicht auf eine Aufgabe konzentrieren kann, befürchte ich, verrückt zu werden.	1.08	1.09
BKO	05 Es macht mir Angst, wenn ich mich nicht auf eine Aufgabe konzentrieren kann.	1.06	0.97
BKO	10 Wenn ich das Gefühl habe neben mir zu stehen, befürchte ich, dass ich seelisch krank bin.	0.64	0.95
BKO	14 Wenn sich meine Gedanken beschleunigen, fürchte ich, dass ich verrückt werde.	0.43	0.79
BKO	16 Wenn ich Schwierigkeiten habe, klar zu denken, befürchte ich, dass etwas mit mir nicht stimmt.	0.81	0.95
BKO	18 Wenn ich einen "Blackout" habe, befürchte ich, dass mit mir etwas ganz und gar nicht stimmt.	1.13	1.16

Anmerkungen: BSM = ASI-3 Skala Bedenken somatisch, BSZ = ASI-3 Skala Bedenken sozial, BKO = ASI-3 Skala Bedenken kognitiv.



Tabelle 2. Ergebnisse der Modelltests für die Grundmodelle.

	$\chi^2$	p	SRMR	RMSEA (90% CI)	CFI
Grundmodell BRD	539.42	<.05	.05	.06 (.058 - .070)	.90
Grundmodell USA	2778.62	<.05	.05	.07 (.067 - .071)	.91
Grundmodell Kanada	459.13	<.05	.05	.07 (.065 - .079)	.89

Anmerkungen: Alle Modelle haben 132 Freiheitsgrade. Die Stichprobenumfänge sind in Tabelle 3 angegeben.

Tabelle 3. Deskriptive Statistiken und Reliabilitätskoeffizienten der Skalen des ASI-3.

	<u>M</u>			<u>SD</u>			<u><math>\alpha</math></u>			<u>H</u>		
	BRD <sup>1</sup>	USA <sup>2</sup>	KAN <sup>3</sup>	BRD	USA	KAN	BRD	USA	KAN	BRD	USA	KAN
BSM	5.01	4.18	4.06	4.02	4.20	3.78	.75	.79	.78	.78	.80	.80
BSZ	9.44	5.76	7.52	4.71	4.73	4.55	.77	.79	.77	.82	.82	.85
BKO	5.16	2.66	2.95	4.09	3.84	3.61	.78	.84	.83	.81	.86	.84
GAS	19.61	12.60	14.52	10.33	10.70	9.90	.86	.89	.88	.88	.91	.90

Anmerkungen: BSM = ASI-3 Skala Bedenken somatisch, BSZ = ASI-3 Skala Bedenken sozial, BKO = ASI-3 Skala Bedenken kognitiv, GAS = ASI-3 Gesamtwert,  $\alpha$  = Cronbach Alpha, H = Konstruktrelabilität nach Hancock (2001). <sup>1</sup> N = 757; <sup>2</sup> N = 4242; <sup>3</sup> N = 478.

Tabelle 4. Ergebnisse der Prüfung auf strukturelle Invarianz.

	$\chi^2$ (df)	p	SRMR	RMSEA (90% CI)	CFI
unrestringiert	3777.43 (396)	<.05	.05	.04 (.038 - .041)	0.91
gleiche Ladungen, manifest	4050.37 (426)	<.05	.07	.04 (.038 - .041)	0.90
gleiche Ladungen, latent	4085.70 (430)	<.05	.07	.04 (.038 - .041)	0.90
gleiche Residuen, latent	4114.53 (438)	<.05	.07	.04 (.038 - .040)	0.90
gleiche Residuen, manifest	5796.39 (474)	<.05	.09	.05 (.044 - .046)	0.85

Anmerkung: Die Stichprobenumfänge sind bei Tabelle 3 angegeben.

Tabelle 5. Deskriptive Statistiken und Skaleninterkorrelationen.

	Items	<u>M</u>	<u>SD</u>	<u><math>\alpha</math></u>	BSM	BSZ	BKO	GAS
BSQ <sup>1</sup>	17	37.25	10.41	.88	.51**	.47**	.53**	.62**
SANB <sup>1</sup>	20	48.07	11.70	.93	.24**	.56**	.47**	.54**
ADS-K <sup>1</sup>	15	10.76	7.69	.89	.15**	.23**	.33**	.30**
N <sup>2</sup>	48	93.97	20.22	.91	.16	.36**	.39**	.39**
E <sup>2</sup>	48	102.16	17.18	.90	-.03	-.19	-.11	-.14
O <sup>2</sup>	48	122.05	15.19	.87	.05	.08	.10	.10
V <sup>2</sup>	48	111.56	12.76	.84	.15	-.05	.08	.07
G <sup>2</sup>	48	112.90	17.10	.89	-.11	-.05	.09	-.03

Anmerkungen: BSQ = Body Sensation Questionnaire; SANB = Skala Angst vor negativer Bewertung; ADS-K = Allgemeine Depressions Skala-Kurzform; BSM = ASI-3 Skala Bedenken somatisch, BSZ = ASI-3 Skala Bedenken sozial, BKO = ASI-3 Skala Bedenken kognitiv, GAS = ASI-3 Gesamtwert; N = Neurotizismus, E = Extraversion, O = Offenheit für Erfahrung, V = Verträglichkeit, G = Gewissenhaftigkeit; Stichprobe 1: <sup>1</sup>N=262, <sup>2</sup>N=77; \*\*  $p < .01$  (einseitige Testung bei BSQ, SANB, ADS-K und N, zweiseitig bei allen anderen Variablen).

## Psychometrische Qualität des ASI-3

Titel der Abbildung

Abbildung 1. Modell des ASI-3 in der deutschen Stichprobe.

N = 757. Der Wortlaut aller Items ist in Tabelle 1 zu finden. BSM = ASI-3 Faktor Bedenken somatisch, BSZ = ASI-3 Faktor Bedenken sozial, BKO = Faktor ASI-3 Bedenken kognitiv, GAS = ASI-3 Generalfaktor.

Psychometrische Qualität des ASI-3

Abbildung 1.

