

Das Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive (IIM)

Entwicklung und Validierung einer deutschsprachigen Version der Circumplex Scales of Interpersonal Values

Andrea Thomas, Kenneth D. Locke und Bernhard Strauß

Zusammenfassung. Diese Arbeit beschreibt die Entwicklung und Validierung des Inventars zur Erfassung interpersonaler Motive (IIM) – eine deutsche Version der Circumplex Scales of interpersonal Values (CSIV, Locke, 2000). Es handelt sich um ein Instrument der Interpersonalen Forschungstradition, d.h. die Struktur des IIM berücksichtigt das theoretische interpersonale Circumplexmodell (IPC) zur Messung interpersonaler Ziele entlang der beiden Dimensionen Agency und Communion. Die acht Skalen zu je acht Items bilden die Oktanten des Kreismodells ab. Anhand klinischer und nicht klinischer Stichproben wird die Validierung des IIM vorgestellt. Das IIM wurde hinsichtlich der psychometrischen und circumplexbezogenen Item- und Skalenparameter, der Konstruktvalidität (Fit mit dem IPC-Modell, Konvergenz bzw. Divergenz zu anderen Messinstrumenten sowie Diskrimination von Patienten der Diagnose Soziale Phobie von einer gesunden Vergleichsgruppe) und der Reliabilität (Cronbachs Alpha, Test-Retest-Reliabilität) geprüft. Das IIM empfiehlt sich gleichermaßen für sozialpsychologische und differentielle Fragestellungen wie für den Einsatz in Psychotherapiestudien.
Schlüsselwörter: IIM, interpersonale Motive, interpersonale Theorie, Circumplex-Modell

Scales of Interpersonal Values IIM: Development and validation of a German version of the Circumplex Scales of Interpersonal Values

Abstract. This article describes the development and validation of the “Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive (IIM)” – a German version of the Circumplex Scales of interpersonal Values (CSIV, Locke, 2000). The IIM is a purely interpersonal measure that originates from interpersonal research and represents an operationalization of the theoretical Interpersonal Circumplex (IPC) concept to detect interpersonal goals along the two dimensions “agency” and “communion”. The eight scales, each including eight items, conform to the octants of the interpersonal circumplex. Using clinical and non clinical samples, the validation of the IIM is described. Psychometric and circumplex-related item- and subscale parameters, construct validity (fit with a circumplex model, convergence and divergence to other measures, and discrimination of a sample of patients with the diagnosis social phobia from a sample of healthy controls) and reliability (Cronbach’s alpha, test-retest-reliability) of the measure were tested. The measure can be recommended for its use in social-, personality psychology as well as psychotherapy research.

Key words: CSIV, interpersonal motives, interpersonal theory, circumplex model

Mit dieser Arbeit werden die Circumplex Scales of interpersonal Values (CSIV, Locke, 2000) für den deutschsprachigen Raum bereitgestellt. Das Instrument dient der Selbsteinschätzung individueller zwischenmenschlicher Ziele und Motive und ordnet sich in eine Batterie von Messinstrumenten der interpersonalen Forschungstradition ein, welche die Annahmen der Interpersonalen Psychologie

und insbesondere das interpersonale Circumplexmodell (IPC) der Persönlichkeit berücksichtigen. Das Instrument schließt die im deutschen Sprachraum bestehende Lücke an IPC-Operationalisierungen für bewusst repräsentierte interpersonale Ziele¹.

Allgemein betrachten interpersonale Modelle die Gesetzmäßigkeiten zwischenmenschlichen Verhaltens und zwischenmenschlicher Prozesse in dyadischen Interaktionen (Thomas & Strauß, 2008). Allen Modellen gemeinsam

Wir bedanken uns bei den Mitarbeitern und Patienten der Kliniken „Burg-Klinik“ Stadtlengsfeld, Asklepios Fachklinikum Stadtroda, Burgenlandklinik Bad Kösen, St. Georg Klinikum Eisenach, Thüringen-Klinik „Georgius Agricola“ Saalfeld, HELIOS Klinik Erfurt, Klinikum Bad Salzungen, Reha-Zentrum Bad Frankenhausen und Ökumenisches Hainich Klinikum Mühlhausen sowie den Mitarbeitern und Patienten der beteiligten Zentren des Forschungsverbundes SOPHONET für das Verteilen und Ausfüllen der Fragebögen. Zudem geht unser Dank an die Gutachter einer früheren Version dieses Manuskripts für die konstruktiven Korrekturvorschläge.

¹ Daneben existiert ein weiteres, bereits etabliertes Messinstrument, der „Fragebogen zur Analyse motivationaler Schemata“ (FAMOS, Grosse Holtforth & Grawe, 2000), das bewusst repräsentierte therapie-relevante motivationale Ziele als zentrale Bestandteile motivationaler Schemata erfasst. Das Instrument legt den Fokus auf die Erfassung zweier Motivsysteme (Annäherungs- und Vermeidungsziele) und nicht unbedingt auf die vollständige Abbildung interpersonaler Ziele.

ist dabei die Idee, ein System von Beziehungsmustern zu beschreiben, welches dabei helfen soll, adaptive und maladaptive Interaktionen besser zu verstehen und empirisch zu erfassen. Dabei lässt sich jedes zwischenmenschliche Verhalten in dem interpersonalen Circumplexmodell entlang der beiden Dimensionen „Agency“ (Dominanz, Macht, Durchsetzung) und „Communion“ (Bezogenheit, Zuneigung, Affiliation) beschreiben und einordnen. Die Dimension „Agency“ beschreibt Verhaltensweisen von unterwürfigem Verhalten bis hin zu dominantem Verhalten. Die Dimension „Communion“ reicht von selbstbezogenem Verhalten zu freundlich zugewandtem Verhalten. Die Abbildung auf dem Kreismodell erfolgt in spezifischer Weise: In ihrer Bedeutung ähnliche Verhaltensweisen sind auf dem Kreismodell benachbart und in ihrer Bedeutung entgegen gesetzte Verhaltensweisen gegenüber angeordnet. Voneinander unabhängige Verhaltensweisen liegen in einem rechten Winkel (90°) zueinander.

Dispositionale interpersonale Modelle beanspruchen für sich die vollständige Abbildung zwischenmenschlicher Inhalte auf dem interpersonalen Circumplexmodell. Die Messung erfolgt üblicherweise auf acht Skalen zur Abbildung der Oktanten des Kreismodells. Neben den jeweiligen instrumentspezifischen Skalenbezeichnungen sind den Oktanten des Circumplex bestimmte, dem Alphabet folgende Buchstabenkombinationen zugeordnet: PA, BC bis NO; die Bezeichnungen erfolgen auf dem Kreis entgegen dem Uhrzeigersinn, wobei PA gleichzeitig den „Beginn“ als auch das „Ende“ des Kreises markiert (vgl. Abb. 1; Thomas & Strauß, 2008).

Im Hinblick auf die Diagnostik psychischer Störungen stellten bereits McLemore und Benjamin (1979) fest, dass die Messung der interpersonalen Funktionsfähigkeit neben der Symptommessung eine Kernkomponente des diagnostischen Prozesses darstellt. Empirische Studien belegen den Stellenwert zwischenmenschlicher Beeinträchtigungen bei verschiedenen Psychopathologien, z. B. bei Generalisierter Angststörung (Salzer, Pincus, Winkelbach, Leichenring & Leibing, 2011), Sozialer Phobie (Cain, Pincus, & Grosse Holtforth, 2010) und insbesondere bei Persönlichkeitsstörungen (Horowitz, 2004). Erfragt werden diese bevorzugt mit dem „Inventar zur Erfassung interpersonaler Probleme“ (IIP, Horowitz, Strauß & Kordy, 2000). Unter Verwendung des IIP untersuchen empirische Studien beispielsweise die zwischenmenschlichen Inhalte der Gesamtbeschwerden von Patienten mit psychischen Störungen (Salzer, Pincus, Hoyer, Kreische & Leibing, 2008), interpersonale Probleme als Prädiktoren des Psychotherapieprozesses und -erfolgs (Luyten, Lowyck & Vermote, 2010) und Veränderungen interpersonaler Schwierigkeiten durch Psychotherapie (Haase et al., 2008). Gegenwärtige Forschungsarbeiten diskutieren jedoch auch die klinische Relevanz intrapsychischer Determinanten und insbesondere die Relevanz motivationaler Aspekte des zwischenmenschlichen Verhaltens (Grosse Holtforth, Thomas & Caspar, 2010). Horowitz und Kollegen (Horowitz et al.,

2006) stellen ein revidiertes interpersonales Circumplexmodell vor, in dem sie die Bedeutung zwischenmenschlicher Motive bei der Ausgestaltung zwischenmenschlicher Reaktionen in interpersonalen Situationen betonen. Die Autoren formulieren zwischenmenschliche Probleme als Ausdruck der wahrgenommenen Differenz zwischen den Zielen einer Person und den Konsequenzen der interpersonalen Interaktion dieser Person, wobei die Frustration dieser Ziele zu negativen Affekten wie Ärger, Wut, Traurigkeit führt (Shechtman & Horowitz, 2006). Die unzureichende Befriedigung bedeutsamer zwischenmenschlicher Ziele wird dabei als bedeutsamer Faktor bei der Entwicklung und Aufrechterhaltung psychischer Störungen diskutiert (Grosse Holtforth et al., 2010, Horowitz, 2004).

In Übereinstimmung mit den Annahmen der Theorie interpersonaler Motive nach Horowitz (2004) bilden Lockes (2000) Circumplex Scales of interpersonal Values (CSIV) explizite (bewusst repräsentierte), interpersonal ausgerichtete, motivationale Ziele entlang des interpersonalen Circumplexes ab. Für die Itemkonstruktion dienten zunächst Aufzeichnungen über in der Therapie berichtete zwischenmenschliche Ziele von Patienten. Zur Vervollständigung des Circumplexmodells wurden die Items um weitere Formulierungen aus bestehenden Instrumenten ergänzt. Im Ergebnis enthalten die CSIV 64 Items, wobei je acht Items den Oktanten des Kreismodells zugeordnet sind. Der/die Befragte soll einschätzen, inwieweit die in verschiedenen Aussagen formulierten Ziele im Kontakt mit anderen Menschen wichtig sind. Die Items der Skalen werden entsprechend der individuellen Bedeutsamkeit für eine Person auf einer fünfstufigen Likertskala von „nicht wichtig für mich“ bis „sehr wichtig für mich“ beantwortet. Die Hälfte der Items fokussiert die interpersonalen Ziele der beurteilenden Person (z. B. „Es ist mir wichtig, dass ich in ihrem Beisein keine Fehler mache.“), die andere Hälfte der Itemformulierungen enthält Wünsche, wie sich bedeutsame Andere verhalten sollten (z. B. „Es ist mir wichtig, dass sie Interesse zeigen für das, was ich sage.“). Angelehnt an Horowitz et al. (2006) und weitere bestehende Motivtheorien (Überblick siehe Grosse Holtforth et al., 2010) organisieren die CSIV die Abbildung motivationaler Ziele hierarchisch entsprechend verschiedener Abstraktionsniveaus. Breite, übergeordnete Motive umfassen Bestrebungen auf einer mittleren Abstraktionsstufe, denen wiederum verhaltensnahe Ziele untergeordnet sind. Während der Motivbegriff für ein hohes Abstraktionsniveau steht, bezeichnen Ziele konkrete verhaltensnahe Kategorien. Mit Hilfe der CSIV werden als „Spitze“ der Hierarchie interpersonaler motivationaler Ziele die beiden breiten, übergeordneten Motivdimensionen „Agency“ und „Communion“ erfasst. „Agency“ (auch Wirksamkeit, Kontrolle) bzw. agentische Ziele bedeuten danach das Streben nach Unabhängigkeit und Autonomie des Individuums und manifestieren sich in Bestrebungen nach Selbstschutz, Selbstbehauptung und Selbsterweiterung. „Communion“ (auch Gemeinschaft, Liebe, Fürsorge) bzw. communale

Oktant	Skala im Original	Skala des IIM	Im Kontakt mit anderen Menschen (Freunde, Kollegen, Bekannte) ist mir wichtig, dass
PA 	A ⁺	Selbstsicherheit	ich sicher auftrete.
BC 	A ⁺ C ⁻	Durchsetzung	meine Bedürfnisse an erster Stelle stehen.
DE 	A ⁻ C ⁻	Selbstbezogenheit	sie Distanz zu mir halten.
FG 	A ⁻ C ⁻	Verschlossenheit	ich in ihrem Beisein keine Fehler mache.
HI 	A ⁻	Unterordnung	ich ihre Erwartungen erfülle.
JK 	A ⁻ C ⁺	Altruismus	ich zuerst auf ihre Bedürfnisse achte.
LM 	C ⁺	Harmonie	ich mich mit ihnen verbunden fühle.
NO 	A ⁺ C ⁺	Soziale Akzeptanz	sie Interesse zeigen für das, was ich sage.

Abbildung 1. Das Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive. Die Oktanten mit den zugehörigen IIM-Skalen beschreiben die Facetten zwischenmenschlicher Motive entlang der Dimensionen „Agency“ und „Communion“.

Ziele beziehen sich hingegen auf das Selbst als Teil einer Gemeinschaft und beinhalten Bestrebungen nach Nähe, Zuwendung und Kooperation. Auf einem mittleren Abstraktionsniveau bilden die Oktanten die verschiedenen interpersonellen Bestrebungen entsprechend Agency und Communion ab. Auf Itemebene werden verhaltensnahe zwischenmenschliche Ziele erfragt.

In seinen Validierungsstudien bestätigte Locke (2000) sowohl die guten psychometrischen Kriterien als auch die Konstruktvalidität (Fit mit dem Circumplex, konvergente und divergente Validität) der CSIV. Das Instrument findet momentan vorrangig bei sozial- und persönlichkeitspsychologischen Fragestellungen Anwendung (z. B. Locke, 2003; Locke & Sadler, 2007). In klinischen Studien wurde der Fokus bisher hingegen auf frustrierte interpersonale Motive bzw. auf die Erfassung interpersonaler Probleme gelegt.

Theoretisch impliziert der Circumplex als geometrisches Modell verschiedene Eigenschaften (vgl. Gurtman, 1994): A) Unterschiede zwischen den Variablen lassen sich reduzieren auf Unterschiede auf zwei übergeordneten Dimensionen „Communion“ (COM) und „Agency“ (AG), B) die zwei Dimensionen klären bei allen Variablen gleich viel Varianz auf (einheitlicher Radius), C) alle Rotationen der zwei Dimensionen bilden gleichermaßen gute Repräsentationen des interpersonellen Raumes ab, d. h. die Variablen sind entlang dieser Achsen nicht gruppierbar, D) die Win-

keldifferenzen der benachbarten Variablen sind einheitlich; entsprechend existieren in einem perfekten Circumplex mit acht Variablen theoretisch genau vier Winkeldifferenzen $\Theta_i - \Theta_j$ (45° , 90° , 135° und 180°).

In den vergangenen Dekaden wurden verschiedene Methoden zur Testung der Circumplexeigenschaften bereit gestellt. Acton und Revelle (2002) weisen unter anderem den „Fisher-Test“ zur Testung auf gleiche Vektorlängen, den „Rotation-Test“ zur Testung auf eine vorliegende bevorzugte Rotation (Abgrenzung von Circumplexstruktur bzw. Einfachstruktur) und den „Gap-Test“ zur Testung auf gleiche Winkelabstände benachbarter Variablen als geeignete explorative Kriterien zur Einschätzung der Passung des jeweiligen Messinstruments im Hinblick auf die jeweils zu beurteilende Eigenschaft aus. Entsprechende kritische Werte sind bei Acton und Revelle (2002) einsehbar. Daneben existieren konfirmatorische Methoden zur Prüfung der Circumplexstruktur. Die weniger strenge Modellprüfung erfolgt auf der Grundlage von RANDALL (Tracey, 1997). Das zugrunde liegende *Circular Order Model* enthält Annahmen zur Circumplexstruktur auf Ordinaldatenniveau. Die zirkuläre Anordnung der Variablen des Kreismodells wird mit Hilfe der Ähnlichkeits-Distanz-Beziehung $\rho_{ij} = \cos(\theta_i - \theta_j)$ in eine Korrelationsmatrix überführt, wobei ρ_{ij} der Korrelation der Variablen i , j und θ_i , θ_j den Winkeln der Variablen auf dem Kreismodell entsprechen (Gurtman & Pincus, 2003). Danach weisen Variablen, die

Tabelle 1. Circulante mit den vier Korrelationsparametern r_1 - r_4 sowie empirische Korrelationsmatrix des IIM (studentische Stichprobe $N = 1\,673$).

Skala	PA	BC	DE	FG	HI	JK	LM	NO
PA	1.00	.38	.03	-.25	-.47	-.43	-.20	.11
BC	r_1	1.00	.48	-.06	-.42	-.64	-.47	-.30
DE	r_2	r_1	1.00	.35	-.21	-.60	-.68	-.50
FG	r_3	r_2	r_1	1.00	.27	-.25	-.59	-.50
HI	r_4	r_3	r_2	r_1	1.00	.32	-.11	-.37
JK	r_3	r_4	r_3	r_2	r_1	1.00	.48	.16
LM	r_2	r_3	r_4	r_3	r_2	r_1	1.00	.51
NO	r_1	r_2	r_3	r_4	r_3	r_2	r_1	1.00

Anmerkungen: PA = „Selbstsicherheit“, BC = „Durchsetzung“, DE = „Selbstbezogenheit“, FG = „Verschlossenheit“, HI = „Unterordnung“, JK = „Altruismus“, LM = „Harmonie“, NO = „Soziale Akzeptanz“. Oberhalb der Hauptdiagonalen sind die Korrelationen der IIM-Skalen (ipsatierte Ratings) und unterhalb der Hauptdiagonalen die Korrelationsparameter der Circulanten abgebildet.

nebeneinander auf dem Circumplex angeordnet sind, höhere Korrelationen auf als weiter entfernt zueinander geordnete Variablen (z. B. (PA vs. BC) > (PA vs. DE) > (PA vs. FG) > (PA vs. HI) etc.). Für alle Variablen der Korrelationsmatrix existieren daher theoretisch vier Korrelationsparameter ρ_{ij} , welche die Ungleichung $\rho_1 > \rho_2 > \rho_3 > \rho_4$ erfüllen. In 288 paarweisen Vergleichen werden somit alle ungleich indizierten, empirischen Variableninterkorrelationen daraufhin geprüft, ob sie die theoretische Ungleichung $\rho_1 > \rho_2 > \rho_3 > \rho_4$ erfüllen (vgl. Tab. 1). Die Modellanpassung wird mittels eines „Correspondence Index“ (CI) erfasst. Dieser gilt als Indikator für den Anteil, zu dem die Vorhersagen mit den beobachtbaren Korrelationen übereinstimmen, minus dem Anteil, zu dem die Beobachtungen mit den Vorhersagen *nicht* übereinstimmen. Die Differenz der bestätigten und verletzten Vorhersagen wird zur Gesamtzahl aller Vorhersagen ins Verhältnis gesetzt und normiert den CI-Wertebereich $[-1;1]$. RANDALL gilt als gängiges, wenngleich weniger strenges Verfahren, da keine Annahmen zum Ausmaß der Korrelationen der jeweils gleich weit auf dem Circumplex entfernt befindlichen Variablen und dem Abstand der einzelnen Variablen vom Ursprung des Circumplex erfolgen. Ein alternatives, strengeres, konfirmatorisches Verfahren bietet das Programm CIRCUM (Browne, 1992). Das zugrunde liegende, theoretische *Circulant Correlation Model* weist die dem perfekten Circumplex zugehörige Korrelationsmatrix der Variablen als spezifische, sich wiederholende Werte in jeder Zeile und Spalte aus (vgl. Tab. 1). Gleiche Abstände der Variablen auf dem Circumplex sind indiziert, wenn die Diagonalen der Matrix gleiche Werte aufweisen. Die Modellgüte wird anhand der für Strukturgleichungsmodelle üblichen Fit-Indizes eingeschätzt. CIRCUM erlaubt die gleichzeitige Testung aller Circumplexeigenschaften als auch die Testung unterschiedlich strenger Modelle, wobei die Gleichheit der Kommunalitäten (einheitliche Vektorlänge) als auch die Gleichverteilung der Variablen entlang des Kreisumfangs (einheitliche Winkelabstände benachbarter Variablen) in weniger strengen Modelltestungen aufgehoben werden können.

Vor dem Hintergrund der theoretischen Kreisstruktur bietet sich eine geometrische Beschreibung der Skalen (bzw. Items) in Polarkoordinaten an (Vektorwinkel δ , Vektorlänge VL). Dabei erfasst δ den Winkel zwischen der positiven Richtung der X-Achse (COM) und der Strecke OS_i (bzw. OI_i) und bestimmt die inhaltliche Richtung der Skala (des Items) im interpersonalen Raum bzw. das vorherrschende interpersonale Thema und die Zugehörigkeit zu einem der Oktanten des Circumplexes. VL beschreibt den Abstand einer Skala S_i (bzw. eines Items I_i) vom Ursprung O und bestimmt die Ausprägung einer Variable im interpersonalen Raum bzw. das Ausmaß der Interpersonalität dieser Variable (siehe Abb. 2).

Für einen idealen IPC mit acht Variablen und 100 % Varianzaufklärung lassen sich die Faktorwerte der beiden Basisachsen unter Verwendung z-standardisierter Skalen-

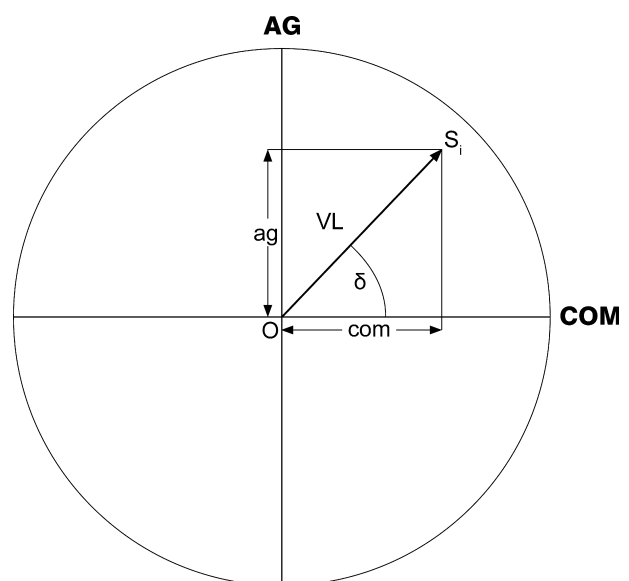


Abbildung 2. Abbildung einer Skala S_i im interpersonalen Raum, aufgespannt durch die Dimensionen Agency (AG) und Communion (COM).

werte als trigonometrisch begründete Linearkombinationen schätzen, wobei sich die Gewichte für COM aus dem Kosinus der theoretischen Skalenlokalisationen ($\cos \Theta_i$) und die Gewichte für AG aus dem Sinus der theoretischen Skalenlokalisationen ($\sin \Theta_i$) ergeben:

$$\text{COM}(\text{munion}) = 0.3 [(z\text{LM} - z\text{DE}) + 0.707 (z\text{NO} - z\text{BC} - z\text{FG} + z\text{JK})]$$

$$\text{AG}(\text{ency}) = 0.3 [(z\text{PA} - z\text{HI}) + 0.707 (z\text{NO} + z\text{BC} - z\text{FG} - z\text{JK})]$$

Die Pearson-Korrelation zwischen den Dimensionen COM bzw. AG und den Skalen S_i führt zu den kartesischen Koordinaten der Skalen S_i im interpersonalen Raum, wobei

$$\text{com}_{S_i} = \rho_{\text{COM}, S_i} \text{ und } \text{ag}_{S_i} = \rho_{\text{AG}, S_i}.$$

Der Winkel einer Skala S_i ergibt sich als Winkelabweichung von der COM-Achse,

$$\delta_{S_i} = \tan^{-1}(\text{ag}_{S_i}/\text{com}_{S_i}), \text{ wobei } \delta_{S_i} = \delta_0, \text{ wenn } \text{com}_{S_i} > 0 \text{ und } \text{ag}_{S_i} > 0; \delta_{S_i} = \delta_0 + \Pi, \text{ wenn } \text{com}_{S_i} < 0; \delta_{S_i} = \delta_0 + 2\Pi, \text{ wenn } \text{com}_{S_i} > 0 \text{ und } \text{ag}_{S_i} < 0.$$

Die Vektorlänge der Skala S_i berechnet sich nach dem Satz des Pythagoras,

$$VL_{S_i} = (\text{com}_{S_i}^2 + \text{ag}_{S_i}^2)^{1/2}.$$

Im Folgenden werden die Entwicklung und die Überprüfung des Instruments beschrieben. Der Fragebogen sowie Normwerte sind auf Anfrage bei der Erstautorin erhältlich.

Übersetzung und Anpassung des Fragebogens

Die Itemauswahl erfolgte auf der Grundlage von vier unabhängigen Übersetzungen von Übersetzern mit Auslandsaufenthalten zwischen ein und vier Jahren im englischsprachigen Ausland. Die endgültige Fassung entstand durch die Einigung der Übersetzer und der Erstautorin auf eine jeweilige Itemformulierung. Eine anschließende Rückübersetzung durch eine Muttersprachlerin sicherte die inhaltliche Übereinstimmung der Formulierungen mit dem Original ab.

Entsprechend der Originalform handelt es sich beim Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive um ein Selbstbeurteilungsinstrument bestehend aus acht Skalen mit je acht Items. Die Instruktion und das Itemformat entsprachen zunächst der englischen Vorlage und betonten die Allgemeingültigkeit der Einschätzung im Hinblick auf das Verhalten gegenüber Freunden, Bekannten, Arbeitskollegen und Fremden gleichermaßen. Die Beantwortung erfolgte auf einer fünfstufigen Likertskala von 0 „nicht wichtig für mich“ bis 4 „extrem wichtig für mich“. Die

Items begannen alle originalgetreu in der Form „Wenn ich mit ihm/ihr/ihnen zusammen bin, ist es 0 1 2 3 4 dass ich ...“ (z. B. sicher auftrete)“.

In einem iterativen Vorgehen wurden an verschiedenen studentischen und klinischen Stichproben die Fragebogeninstruktion, das Itemformat sowie die Iteminhalte systematisch überarbeitet. Die Beurteilung des jeweiligen Items wurde an das Itemende gestellt. Die Items wurden überschrieben mit der Einleitung „Im Kontakt mit anderen Menschen (wie Freunden, Bekannten, Kollegen) ist mir im Allgemeinen wichtig, dass ...“. Aufgrund der Erfahrungen aus den Vorstudien wurde der Verweis auf unterschiedliche Personengruppen (Freunde, Bekannte, Kollegen) in der Instruktion beibehalten. Insgesamt wurden 30 Items verändert, sechs davon lediglich geringfügig umformuliert. Zudem wurden Itemtauschen vorgenommen.

Abweichend zum Original wurde für die deutsche Fassung der Titel „Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive“ gewählt, um auf die inhaltliche Anbindung des Instruments an Horowitz' Modell interpersonaler Motive zu verweisen. Des Weiteren wurden explizite Skalenbezeichnungen eingeführt. Das Original sieht als Skalenbezeichnungen lediglich Vorzeichen zur Markierung der Anteile von Agency und Communion vor (vgl. Abb. 1).

Die Ergebnisse der Vorstudien sind auf Anfrage bei der Erstautorin erhältlich. Anliegen der hier beschriebenen Studien war die Überprüfung der Item- und Skalengüte des Instruments und dabei insbesondere die Überprüfung der Konstruktvalidität (strukturbezogene, konvergente, diskriminante, diskriminative Validität) und der Reliabilität (Interne Konsistenz, Test-Retest-Reliabilität) an klinischen und nicht klinischen Stichproben.

Methode

Stichprobenbeschreibung

Stichprobe 1 bestand aus $N_1 = 1\,673$ Studierenden (SP_{Stud} , 420 Männer, 1 143 Frauen, $M_{\text{Alter}} = 22.61$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 3.22$ Jahre, für 110 Befragte lag keine Angabe des Geschlechts vor), die in Gruppen zu unterschiedlichen Themen einschließlich der überarbeiteten Version des IIM befragt wurden.

Stichprobe 2 bildeten $N_2 = 262$ Patienten (SP_{Psychsom} , 58 Männer, 200 Frauen, für vier Teilnehmer lag keine Angabe des Geschlechts vor; $M_{\text{Alter}} = 45.23$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 9.15$ Jahre), die sich im Zeitraum Februar bis Dezember 2007 in einer psychosomatischen Behandlung befanden. Die Patienten beantworteten zu Beginn und am Ende ihres Klinikaufenthaltes eine Fragebogenbatterie zu verschiedenen Themen, einschließlich des IIM. In die vorliegenden Analysen wurden lediglich die Prä-Daten

einbezogen. Als primäre ICD-10-Diagnose wurde bei 135 Patienten (51.9 %) die Diagnose „Affektive Störung“, bei 37 Patienten (14.2 %) eine „Anpassungsstörung“, bei 24 Patienten (9.2 %) die Diagnose „Angststörung“, bei 14 Patienten (5.4 %) eine „Somatoforme Störung“, bei 8 Patienten (3.1 %) eine Essstörung und bei 6 Patienten (2.3 %) eine Persönlichkeitsstörung vergeben. 8 Patienten (3.1 %) erhielten die Diagnose „Psychische Faktoren bei andernorts klassifizierten Erkrankungen“ und für 28 Patienten (10.7 %) lagen keine entsprechenden Angaben vor.

Stichprobe 3 umfasste eine homogene Patientengruppe mit der Diagnose „Soziale Phobie“ (SP_{Sopho} , $N_3 = 116$ Patienten, 57 Männer (49.1 %), 54 Frauen (46.6 %), von fünf Personen (4.3 %) lag keine Angabe bezüglich des Geschlechts vor; $M_{\text{Alter}} = 35.67$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 11.46$ Jahre), die im Rahmen einer multizentrischen Studie in verschiedenen psychotherapeutischen Zentren rekrutiert wurden (Leichsenring et al., 2009). In die Untersuchung eingeschlossen wurden Patienten, die nach den Kriterien des SKID I und SKID II die primäre Diagnose „Soziale Phobie“ erhielten. Weitere Voraussetzungen für den Einschluss waren ein LSAS-Wert (Liebowitz Social Anxiety Scale, Liebowitz, 1987) größer als 30 (Mennin et al., 2002) sowie ein Lebensalter zwischen 18 und 70 Jahren. Ausgeschlossen wurden Personen mit psychotischen Störungen, besonderen Risiken für Selbstverletzung, akuter Substanzabhängigkeit, hirnorganischen Störungen und schweren körperlichen Erkrankungen.

Stichprobe 4 ($SP_{\text{Kontrolle}}$) bestand aus einer Teilstichprobe einer repräsentativen Bevölkerungsstichprobe. Die Datenerhebung erfolgte durch das Meinungsforschungsinstitut USUMA (Berlin). Die zu befragenden Personen wurden von geschulten Interviewern zu Hause aufgesucht und dort anhand eines strukturierten Interviewleitfadens in Form einer Mehrthemenumfrage interviewt (face-to-face-Interview). Die Stichprobenziehung erfolgte in einem dreistufigen Ziehungsverfahren. Stufe 1 beinhaltete die Zufallsziehung auf der Grundlage von ADM-Stichproben. In Stufe 2 wurde die Zufallsauswahl der Haushalte nach dem Random-Route-Verfahren durchgeführt und in Stufe 3 die im Haushalt zu befragende Person ebenfalls nach einem Zufallsverfahren ermittelt. Die Gewichtung der Daten erfolgte auf Basis der Mikrozensus-Daten nach den Merkmalen Alter, Geschlecht und Bundesland. Der Altersdurchschnitt der Befragten betrug $M_{\text{Alter}} = 47.17$ Jahre ($SD_{\text{Alter}} = 18.70$, Range: 14–98 Jahre). Es wurden 1218 (48.4 %) Männer und 1297 (51.6 %) Frauen befragt. Aus dem vorliegenden Datensatz wurde eine zu Stichprobe 3 hinsichtlich Alter und Geschlecht parallelisierte Teilstichprobe gezogen, darunter 57 (51.4 %) Männer und 54 (48.6 %) Frauen ($M_{\text{Alter}} = 32.49$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 11.48$, Range: 18–67 Jahre).

Datenmaterial

Zur Beurteilung der Konstruktvalidität (konvergente und diskriminante Validität) wurden Teilstichproben der studentischen Stichprobe neben dem IIM weitere, konstruktverwandte Instrumente vorgelegt. $n = 1\,006$ Studierende beantworteten die Kurzform des Inventars zur Erfassung interpersonaler Probleme (IIP-32, Thomas, Brähler & Strauß, 2011), $n = 294$ Studierende beantworteten die Interpersonale Adjektivliste (IAL, Jacobs & Scholl, 2005), und $n = 221$ Teilnehmer beantworteten den Fragebogen zur Analyse Motivationaler Schemata (FAMOS, Grosse Holtforth & Grawe, 2000).

Ebenfalls einer Teilstichprobe der Stichprobe 1 bestehend aus $n = 252$ Studierenden wurde zur Prüfung der Test-Retest-Reliabilität das IIM nach zwei bis vier Wochen erneut vorgelegt.

Validierungsinstrumente

Das IIP-32 ist eine ökonomische Kurzform des IIP (Horowitz, Strauß & Kordy, 2000) und bildet spezifische Schwierigkeiten im Umgang mit anderen Menschen ab. Auf acht Skalen mit je vier Items werden alle problematischen zwischenmenschlichen Themen entlang der Dimensionen „Dominanz“ und „Zuneigung“ auf einer fünfstufigen Likertskala (jeweils von „zu wenig“ bis „zu viel“) erfasst. Es werden sowohl Aspekte erfragt, die im Umgang mit anderen Menschen schwierig sein können (z. B. „Es fällt mir schwer, mich Gruppen anzuschließen.“), als auch Aspekte, die man im Übermaß tun kann (z. B. „Ich vertraue anderen Menschen zu leicht.“). In empirischen Studien konnten die Autoren die guten psychometrischen und strukturellen Eigenschaften der Kurzform nachweisen (Thomas et al., 2011).

Die IAL bildet den interpersonalen Stil von Personen entlang der Dimensionen Dominanz und Affiliation auf dem interpersonalen Circumplex ab. Das Instrument misst interpersonale Eigenschaften auf acht Skalen zu je acht Items. Befragte beurteilen die dargebotenen Adjektive auf einer achtsstufigen Likert-Skala von „extrem unzutreffend“ bis „extrem zutreffend“. In empirischen Studien bestätigten die Autoren die guten psychometrischen und strukturellen Eigenschaften des Instruments (Jacobs & Scholl, 2005).

Der FAMOS erfasst motivationale Ziele im Sinne von zentralen Komponenten motivationaler Schemata. Innerhalb der motivationalen Ziele werden Annäherungsziele (14 Skalen, z. B. Intimität/Bindung, Status und Leistung) und Vermeidungsziele (9 Skalen, z. B. Alleinsein/Trennung, Geringschätzung und Versagen) mit insgesamt 94 Items unterschieden, sieben der 14 Annäherungsziele und sechs der neun Vermeidungsziele wurden zudem als *interpersonale* Ziele beschrieben (Grosse Holtforth, Pincus, Grawe, Mauler & Castonguay, 2007). Die Autoren konnten

die psychometrische Güte des Instruments in empirischen Studien bestätigen.

Umgang mit dem Datenmaterial

Die Beurteilung der Itemgüte erfolgte auf der Grundlage verschiedener circumplexbezogener und psychometrischer Kriterien. Für jedes Item wurden die Polarkoordinaten bestimmt. Circumplexbezogene Bewertungskriterien waren der Itemwinkel (Abweichung zu den jeweiligen theoretischen Skalenwinkeln $\pm 22.5^\circ$) und die Vektorlänge der Items, wobei das Item entsprechend der Literatur eine Vektorlänge $> .30$ aufweisen sollte (Gurtman, 1991). Bezüglich der Lage auf dem Kreismodell wurde zudem die zirkuläre Varianz der Itemwinkel einer Skala (s) bzw. die „Breite der Abdeckung“ des Circumplexes durch die Items einer Skala berechnet: $s = 1 - \sum \cos(\theta_i - \delta_i) / n$, wobei θ_i dem mittleren Itemwinkel, δ_i dem Itemwinkel und n der Anzahl der Items entspricht. $s = 0$ bedeutet, alle Items sind auf dem gleichen Punkt des Circumplexes lokalisiert, $s = 1$ verweist auf die maximale Streuung der Items einer Skala, d. h. die Items weisen keine einheitliche Richtung auf (vgl. Gurtman, 1997). Zudem wurde in die Itemanalyse das Kriterium KK nach Gurtman (1993) einbezogen. KK („Konstrukt-korrelation“) beschreibt die erwartete Korrelation eines Items mit dem Konstrukt, das es vorgibt zu messen ($KK_i = e + \sqrt{L} * \cos(\theta_i - \delta_i)$) und erreicht für ein Item seinen höchsten Wert, wenn das Item perfekt auf dem Circumplex platziert ist. KK gilt als ein aus der Theorie abgeleitetes Reliabilitätsmaß für die Zuverlässigkeit, mit der ein Item das Konstrukt erfasst. Neben den circumplexbezogenen Maßen wurde die Itemtrennschärfe in die Itembeurteilung einbezogen.

Analog zu den Itemparametern wurden auf Skalenebene die Skalenwinkel, die Skalenvektorklängen und die Konstruktkorrelationen bestimmt. Als klassisch psychometrische Maße wurden Cronbachs Alpha sowie die Test-Retest-Reliabilität der Skalen erfasst. Zudem wurden Reliabilitätsschätzungen der Faktorwerte nach dem Vorgehen von Nunnally und Bernstein (1994, S. 160 ff.) berechnet.

Im Hinblick auf die Konstruktvalidität wurde die dem Instrument zugrunde liegende Circumplexstruktur auf der Grundlage ipsatierter Skalenwerte überprüft. Diese entstehen durch das Subtrahieren des individuellen Gesamtmittelwertes von den Rohskalenwerten. Eine PCA der Rohskalenkorrelationen führt lediglich zu einem dreidimensionalen Modell. Durch Ipsatieren werden diese zusätzlichen Varianzanteile der Skalen unterdrückt und auf spezifische interpersonale Inhalte reduziert, die durch ihre jeweilige Lage auf dem Kreismodell definiert sind. Das Ipsatieren wird wegen des damit verbundenen Informationsverlustes kritisiert (bezüglich des IIP, z. B. Becker & Mohr, 2005). In der vorliegenden Arbeit erfolgte das Ipsatieren vor dem Hintergrund der besonderen Berücksichtigung des IPC-Messmodells zur Verbesserung des Modellfits (Acton

& Revelle, 2002). Die konfirmatorische Prüfung der Modellgüte erfolgte mit den Programmen RANDALL (Tracy, 1997) und CIRCUM (Browne, 1992). Zudem wurden die explorativen Testungen Fisher-Test (Fisher, 1997) zur Prüfung der Eigenschaft des konstanten Radius, der Gap-Test zum Nachweis gleicher Winkelabstände und der Rotation-Test zur Prüfung des Vorliegens einer präferierten Rotation eingesetzt (beide Testungen nach Acton & Revelle, 2002).

Die konvergente und diskriminante Validität wurde anhand dreier Validierungsinstrumente eingeschätzt. Die IAL und das IIP-32 bilden den interpersonalen Stil (Eigenschaftsebene bzw. Problemebene) auf dem interpersonalem Circumplex ab. Es wurde erwartet, dass die zu den IIM Skalen konvergenten Skalen der IAL und des IIP-32 jeweils übereinstimmende Skalenplatzierungen auf dem Circumplex zeigen (z. B. übereinstimmende Winkel der Skalen IIM_{PA} und IAL_{PA} bzw. IIM_{PA} und $IIP-32_{PA}$). Zur Überprüfung der Hypothese wurden die Skalen des IIM und des jeweiligen Validierungsinstruments einer gemeinsamen PCA unterzogen, wobei die Skalenmittel beider Inventare (IIM und IIP-32 bzw. IIM und IAL) gemeinsam geplottet wurden (z. B. Wagner, Kiesler & Schmidt, 1995). Als Maß für die Übereinstimmung bzw. für die mittlere absolute Winkelabweichung korrespondierender Skalen wurde die Statistik Fisher's A° (Wertebereich $[0;1]$) bestimmt, wobei 0 die größtmögliche Entfernung der korrespondierenden Skalen (180°) und 1 die perfekte Übereinstimmung der Skalen (0° Abweichung) anzeigen. Die Konvergenz bzw. die mittlere absolute Winkelabweichung der korrespondierenden Skalen wurde mit dem X^2 Test nach Fisher (vgl. Wagner et al., 1995, S. 943) getestet.

Konvergente und diskriminante Validität wurde überdies auch mit Hilfe des Fragebogens zur Analyse motivationaler Schemata (FAMOS) geprüft. Zur Prüfung wurde das Vorgehen des Best-Kosinuskurven-Fit (Gurtman & Pincus, 2003) gewählt. Skalen des FAMOS, die interpersonale Inhalte erfassen, sollten anhand von Best-Fit-Kosinus-Funktionen auf dem Circumplex interpersonaler Motive abbildbar sein. Die Korrelationswerte (ρ_i) interpersonaler Skalen sollten dabei mit den Oktanten (Skalen) des IIM den Verlauf einer Kosinuskurve nachbilden, entsprechend $\rho_i = e + a * \cos(\Theta_i - \delta)$. Θ_i beschreibt die Winkel-lokalisierung des jeweiligen Oktanten auf dem Circumplex. Anhand der Kurvenparameter Winkelabweichung der Kurve von 0° (δ), Amplitude (a) und Verschiebung entlang der y-Achse (e) lässt sich die Güte der Passung der Skalen mit den Oktanten des Kreismodells beurteilen. Dabei zeigt die Winkelabweichung δ den interpersonalen Inhalt des Konstrukts an (Gurtman, 1992). Die Amplitude a beschreibt, inwieweit das mit der Validierungsskala erfasste Konstrukt mit den Oktanten des Circumplexmodells in unterschiedlichem Ausmaß korreliert. In Anlehnung an Zeigler-Hill (2006) wird Konstrukten mit Amplituden $a > .20$ ein „marginaler interpersonaler Gehalt“ und mit Amplituden $a > .30$ ein „substanzialer interpersonaler

Gehalt“ zugeschrieben. Die Verschiebung entlang der y-Achse (e), auch als mittleres Niveau der Kurve bezeichnet, entspricht der mittleren Korrelation des Konstrukts mit den Oktanten des Circumplexes. Diese Verschiebung ergibt sich aufgrund der Abweichung des empirischen Circumplexes von dem theoretischen Ideal, nach dem ein perfekt zweidimensionaler Raum vorläge. Die Addition der Verschiebung entlang der y-Achse e und der Amplitude a ergeben zusammen die maximale positive Korrelation eines interpersonalen Konstrukts mit dem interpersonalen Circumplex. Zusätzlich wird der Goodness-of-Fit Index R^2 mit dem Wertebereich $[0;1]$ als Maß für die Modellierbarkeit des Zusammenhangs entlang einer Kosinuskurve angegeben. Per Konvention gelten $R^2 > .80$ als adäquate und $R^2 < .70$ als inadäquate Modellierungen (vgl. Gurtman & Pincus, 2003).

Für die *interpersonalen* Annäherungs- und Vermeidungsskalen des FAMOS wurden Amplituden $a > .20$ und Passungen mit dem Kurvenmodell $R^2 > .80$ erwartet. Skalen ohne interpersonalen Gehalt sollten hingegen Amplituden $a < .20$ und keine Passung zum Kurvenmodell aufweisen. Die Erwartungen bezüglich der Einordnung der interpersonalen FAMOS-Skalen (δ) auf den Oktanten des IIM-Circumplex sind in der Tabelle 4 mit aufgeführt.

Zur Überprüfung der diskriminativen Validität wurden die Mittelwertsunterschiede zwischen den IIM-Rohskalenwerten der Patientengruppe mit der Diagnose Soziale Phobie (SP_{Sopho}) und der nach Alter und Geschlecht parallelisierten repräsentativen Bevölkerungsstichprobe ($SP_{\text{Kontrolle}}$) untersucht. In Fallformulierungen von Patienten mit Sozialer Phobie wird der Konflikt zwischen einerseits dem Bedürfnis nach Bewunderung durch bedeutsame Andere und andererseits die ausgeprägte Angst vor bzw. die damit einhergehende vordringliche Ausrichtung auf Vermeidung von Blamage und Zurückweisung beschrieben (Leichsenring, Beutel & Leibing, 2007). Daher wurde ein entsprechendes Profil auf dem IIM-Circumplex erwartet: Im Vergleich zur Kontrollgruppe sollte die Patientengruppe höhere Skalenwerte auf dem Oktanten NO („Soziale Akzeptanz“) und den Oktanten FG („Verschlossenheit“), HI („Unterordnung“) und JK („Altruismus“) sowie geringere Skalenwerte auf den Oktanten BC („Durchsetzung“) und DE („Selbstbezogenheit“) aufweisen. Die Kritik an der Verwendung ipsatierter Skalen aufgreifend (Becker & Mohr, 2005) wurden in der vorliegenden Untersuchung die Unterschiede zwischen den beiden Stichproben auf den Rohskalenwerten nach einem multivariaten Vorgehen mit anschließenden Bonferroni korrigierten Post hoc Analysen geprüft. Als Effektstärkemaß wurde Cohens d verwendet².

² Die Berechnung von Cohens d erfolge nach der Formel:

$$d = \frac{\bar{x}_1 - \bar{x}_2}{\sqrt{(s_1^2 + s_2^2)/2}}$$

Ergebnisse

Itemparameter

Von den 64 Items erfüllten in den Vorstudien studienübergreifend lediglich sieben Items nicht die skalenbezogenen theoretischen Anforderungen hinsichtlich ihrer Winkellokalisierung. Sechs Itempaare wurden aufgrund der besseren Passung hinsichtlich der Skalenzugehörigkeit getauscht.

In Tabelle 2 sind die Item- und Skalenparameter für die studentische Stichprobe dargestellt. Jeweils neun Items wiesen Abweichungen hinsichtlich ihrer Winkellokalisierung oder Vektorlänge auf. Items mit Abweichungen hinsichtlich der Winkel ordneten sich zumeist an den Rändern der angrenzenden Oktanten ein, was sich in den zirkulären Varianzen (s) der Skalen widerspiegelt. Diese bewegten sich trotz abweichender einzelner Items in den vorgesehenen theoretischen Oktantrahmen ($\Theta \pm 22.5^\circ$), d.h. die Streuungen der Items je Skala beschrieben eine annähernd punktgenaue Abdeckung der Kreissegmente ($Range_s$: .01–.09 bzw. 11° – 23°). Abweichende Items hinsichtlich ihrer Vektorlänge wiesen ausgenommen das Item 06 der Skala BC Vektorlängen in einem Range von .20 bis .30 auf.

Skalenparameter

Die skalenbezogenen Parameter sind in Tabelle 2 sowie in Abbildung 3 zusammengefasst. Die Beurteilung der Polarkoordinaten der Skalen orientierte sich hinsichtlich der Skalenwinkel an den theoretisch vorgesehenen Oktantwinkeln Θ und Winkelgrenzen (theoretischer Oktantwinkel $\Theta \pm 22.5^\circ$) und hinsichtlich der Skalenvektoralängen an dem theoretisch vorgegebenen Einheitskreis mit dem Radius $r = 1$. Die Skalenwinkel entsprachen in allen Teilstichproben annähernd den theoretisch vorgesehenen Skalenwinkeln. Selbst die deutlichere Abweichung der Skala LM „Harmonie“ von 19° in der Stichprobe psychosomatischer Patienten bewegte sich innerhalb des theoretischen Oktantrahmens. Die mittlere Skalenvektoralänge betrug $M_{VL} = .82$ ($SD_{VL} = .04$; $Range_{SPstud}$: .76 bis .89, $Range_{SPpsychsom}$: .74–.87 und $Range_{SPsopho}$: .73–.88). Entsprechend spiegelten die Konstruktkorrelationen der Skalen eine überwiegend enge Konstrukterfassung wider ($M_{KK} = .81$, $SD_{KK} = .05$; $Range_{SPstud}$: .76–.89, $Range_{SPpsychsom}$: .74–.84 und $Range_{SPsopho}$: .71–.88).

Reliabilität

Die mittlere interne Konsistenz der Skalen betrug über die Stichproben hinweg $M_\alpha = .79$ ($SD_\alpha = .04$; $Range_{SPstud}$: .72 bis .86, $Range_{SPpsychsom}$: .71–.84 und $Range_{SPsopho}$: .70–.84). Eine geringere interne Konsistenz zeigte sich insbesondere für die Skalen PA „Selbstsicherheit“ und JK „Altruismus“. Die Reliabilitätsschätzungen der Faktorwerte ergaben

$r_{AG} = .83$, $r_{COM} = .93$ für die studentische Stichprobe, $r_{AG} = .89$, $r_{COM} = .89$ für die Stichprobe der psychosomatischen Patienten und $r_{AG} = .89$, $r_{COM} = .90$ für die Stichprobe sozialphobischer Patienten.

Anhand einer studentischen Teilstichprobe wurde zudem die Test-Retest-Reliabilität der Skalen bestimmt: $r_{ttPA} = .86$, $r_{ttBC} = .82$, $r_{ttDE} = .84$, $r_{ttFG} = .83$, $r_{ttHI} = .84$, $r_{ttJK} = .84$, $r_{ttLM} = .86$, $r_{ttNO} = .87$.

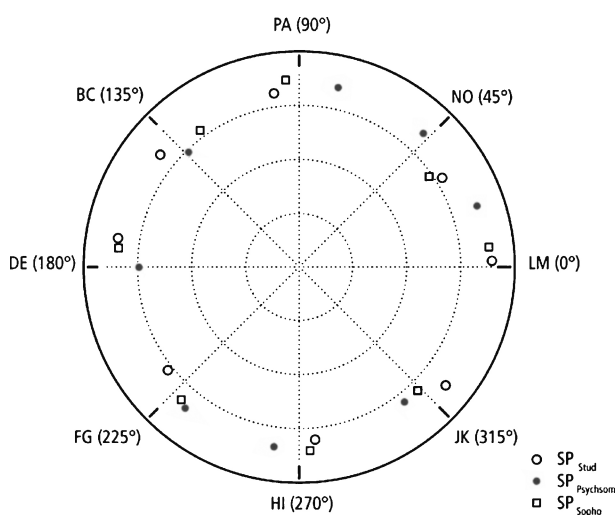


Abbildung 3. Stichprobenbezogene Plots der IIM-Subskalen im interpersonalen Raum.

Analyse der IIM-Struktur

Die Kennwerte und Prüfgrößen zur Überprüfung der Kreisstruktur sind in Tabelle 3 dargestellt. Die PCA der Skalenkorrelationen extrahierte über alle Stichproben hinweg jeweils zwei Komponenten mit Eigenwerten > 1.00 in annähernd vergleichbarer Größe (Eigenwerte SP_{Stud} : 3.21, 2.27, .71, .68; Eigenwerte $SP_{Psychsom}$: 2.84, 2.64, .72, .60; Eigenwerte SP_{Sopho} : 3.11, 2.27, .82, .67). Tabelle 3 gibt eine Übersicht über die konfirmatorischen und explorativen Kriterien zur Überprüfung der Circumplexstruktur. Die konfirmatorische Testung mittels RANDALL sowie die verschiedenen explorativen Indizes zur Prüfung der Eigenschaften von Kreismodellen bestätigten das dem IIM zugrunde liegende Kreismodell. In paarweisen Vergleichen aller Skaleninterkorrelationen hinsichtlich ihrer relativen Größe wurden von den 288 möglichen Vorhersagen in SP_{Stud} 281 Vorhersagen, in $SP_{Psychsom}$ 284 Vorhersagen und in SP_{Sopho} 280 Vorhersagen bestätigt. Die Skalen wiesen in allen Teilstichproben eine einheitliche Vektorlänge sowie gleiche Skalenabstände entlang der Peripherie des Kreises auf. Der Rotation Test lehnte zudem die Einfachstruktur ab bzw. indizierte jeweils das Vorliegen der Circumplexstruktur.

Die Modelltestung auf der Grundlage von CIRCUM erfolgte anhand verschiedener Fit-Indizes. Gurtman und Pincus (2003) schlagen für die Beurteilung der Modellpassung die Kriterien GFI und $AGFI > .90$ und $RMSEA < .13$ vor; Browne und Cudeck (1992) geben das Kriterium $RMSEA > .10$ für das Vorliegen eines schlechten Modellfits an. Orientiert an diesen Kriterien weist das IIM über alle Stichproben hinweg eine nur ungenügende Passung zum vollständig restringierten Modell (gleicher Radius, gleicher Winkelabstand) auf. Während die studentische Stichprobe den besten Modellfit bereits im vollständig restringierten Modell erreicht (vgl. Tabelle 3), zeigte sich in den beiden anderen Stichproben eine jeweils akzeptable Passung zum Quasi-Circumplex mit festgelegtem Winkelabstand, aber frei variierendem Radius ($SP_{Psychsom}$: $\chi^2 = 67.43$, $df = 17$, $RMSEA = .107$, $GFI = .939$, $AGFI = .908$; SP_{Sopho} : $\chi^2 = 33.33$, $df = 17$, $RMSEA = .085$, $GFI = .932$, $AGFI = .900$). Dabei scheinen insbesondere die verkürzten Vektorlängen der Skala BC (in der Stichprobe psychosomatischer Patienten) und der Skala NO (in der Stichprobe sozialphobischer Patienten) für die Einschränkungen verantwortlich zu sein.

Konvergenz interpersonaler Messinstrumente

Wie in den Abbildungen 4 ersichtlich, bestand eine hohe Übereinstimmung zwischen den Platzierungen der Skalen des IIM und den jeweils konvergenten Skalen des IIP-32 und der IAL. Die Skalen des IIM und IIP-32 wiesen mit $A^\circ = .94$ eine mittlere absolute Winkelabweichung korrespondierender Oktanten von $\Theta = 11^\circ$ bzw. 6 % der möglichen Abweichung auf; die mittlere absolute Winkelabweichung konvergenter IIM und IAL Skalen betrug $\Theta = 15^\circ$ bzw. 8 % der möglichen Abweichung ($A^\circ = .92$). Der Chi-Quadrat Test zur Testung der Unabhängigkeit der empirischen Circumplexe (IIM und IIP-32 bzw. IIM und IAL) bestätigte die systematischen Zusammenhänge zwischen den jeweiligen Circumplexstrukturen ($\chi^2_{IIM,IIP-32} = 31.71$, $df = 16$, $p < .05$; $\chi^2_{IIM,IAL} = 31.45$, $df = 16$, $p < .05$).

Konvergente und diskriminante Validität

Es wurde erwartet, dass FAMOS-Skalen, die *interpersonale* Ziele erfassen, anhand von Best-Fit-Kosinus-Funktionen auf dem IIM Circumplex abbildbar sind. Skalen, die keine interpersonalen Ziele erfassen, sollten entsprechend nur ungenügend auf dem Kreismodell abbildbar sein. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 dargestellt. Von den sieben interpersonalen Annäherungsskalen erfüllten vier und von den sechs interpersonalen Vermeidungsskalen ebenfalls vier Skalen die Vorhersagen. Die von den Vorhersagen abweichenden Skalen sind grau unterlegt. Die Skalen „Kontrolle“, „Emiedri-

Tabelle 2. Item- und Skalenstatistiken des IIM anhand der studentischen Stichprobe ($N = 1\,673$)

Skala	Itemnummer	M	SD	r_{it}/α	δ	VL	KK
PA (90°)*		2.31	0.54	.74	98°	.81	.80
	01	2.68	0.82	.43	119°	.27	.24
	09	2.60	0.91	.43	82°	.25	.25
	17	2.52	0.85	.48	74°	.44	.42
	04 (25)**	2.22	0.88	.55	111°	.39	.38
	33	2.28	0.89	.52	94°	.40	.40
	41	2.79	0.96	.33	69°	.31	.29
	49	2.43	1.34	.39	114°	.25	.23
	38 (57)	1.23	0.96	.36	137°	.35	.24
BC (135°)		1.42	0.59	.83	141°	.83	.83
	06 (04)	1.95	1.02	.37	182°	.12	.08
	12	1.73	1.01	.49	130°	.45	.45
	20	1.28	0.92	.66	141°	.52	.52
	28	1.17	0.78	.54	140°	.33	.33
	36	1.05	0.86	.69	138°	.50	.50
	44	1.00	0.95	.47	147°	.42	.41
	52	1.47	0.93	.58	145°	.43	.42
	39 (60)	0.96	0.94	.65	156°	.49	.46
DE (180°)		1.06	0.61	.80	171°	.85	.84
	07	1.19	0.97	.48	180°	.41	.41
	15	1.42	1.01	.58	187°	.52	.52
	23	0.74	0.89	.51	183°	.53	.53
	31	1.18	0.91	.53	180°	.47	.47
	60 (39)	1.44	0.94	.44	164°	.38	.37
	47	0.59	0.83	.60	165°	.58	.56
	55	1.53	1.00	.38	158°	.30	.28
	63	0.86	0.97	.61	183°	.58	.58
FG (225°)		1.80	0.64	.82	218°	.77	.76
	02	0.81	0.80	.31	183°	.49	.36
	10	2.41	1.08	.56	252°	.33	.29
	18	1.19	0.96	.37	236°	.49	.48
	26	1.84	1.08	.65	221°	.46	.46
	34	2.22	1.08	.66	238°	.39	.38
	53 (42)	2.21	0.99	.67	262°	.26	.21
	50	2.54	1.09	.64	247°	.31	.29
	58	1.28	0.99	.40	189°	.57	.46
HI (270°)		2.07	0.61	.76	275°	.80	.80
	05	2.45	1.01	.46	276°	.35	.35
	13	2.31	1.11	.40	286°	.43	.43
	21	1.86	1.02	.39	263°	.25	.25
	29	1.84	0.95	.56	264°	.44	.44
	37	2.28	1.03	.56	291°	.54	.50
	45	1.12	0.83	.32	259°	.36	.35
	42 (53)	2.09	0.99	.40	240°	.37	.32
	61	2.49	0.99	.55	295°	.51	.46
JK (315°)		2.61	0.56	.72	321°	.87	.87
	08	1.97	0.86	.36	308°	.44	.44

Tabelle 2. Item- und Skalenstatistiken des IIM anhand der studentischen Stichprobe ($N = 1\,673$) (Fortsetzung)

Skala	Itemnummer	M	SD	r_{it}/α	δ	VL	KK
	16	2.02	1.06	.39	292°	.39	.36
	24	3.24	0.82	.41	339°	.56	.51
	32	3.05	0.92	.46	328°	.45	.44
	40	2.67	0.95	.49	330°	.53	.51
	48	2.04	1.24	.22	295°	.21	.20
	56	3.00	0.91	.50	323°	.53	.52
	64	2.89	0.92	.54	317°	.56	.56
LM (0°)		2.92	0.62	.86	2°	.89	.89
	03	2.74	0.89	.49	355°	.48	.48
	22 (11)	3.14	0.85	.53	6°	.61	.61
	19	3.01	0.89	.68	4°	.61	.61
	27	3.18	0.78	.64	356°	.60	.60
	35	2.63	0.96	.56	354°	.55	.55
	43	2.78	0.85	.56	348°	.52	.51
	51	3.16	0.83	.72	354°	.64	.64
	59	2.72	0.95	.68	350°	.62	.61
NO (45°)		2.97	0.52	.78	32°	.78	.76
	25 (06)	2.91	0.90	.40	40°	.23	.23
	14	3.14	0.96	.42	3°	.36	.27
	11 (22)	2.94	0.75	.49	14°	.34	.29
	30	2.95	0.77	.60	42°	.44	.44
	57 (38)	2.87	0.83	.48	39°	.31	.31
	46	3.18	0.78	.59	12°	.50	.42
	54	2.52	0.88	.35	34°	.33	.32
	62	3.25	0.73	.64	21°	.49	.45

Anmerkungen: r_{it}/α = Trennschärfe des Items bzw. Chronbachs Alpha der Skala, δ = Winkel des Items bzw. der Skala, VL = Vektorlänge, KK = Konstruktkorrelation, PA = „Selbstsicherheit“, BC = „Durchsetzung“, DE = „Selbstbezogenheit“, FG = „Verschlossenheit“, HI = „Unterordnung“, JK = „Altruismus“, LM = „Harmonie“, NO = „Soziale Akzeptanz“. *theoretische Skalenlokalisation, die Skalenlokalisation bezieht sich auf die horizontal ausgerichtete „Communion“-Achse. **die in Klammern angeführten Itemnummern zeigen das ausgetauschte, ursprünglich der Skala zugehörige Item an.

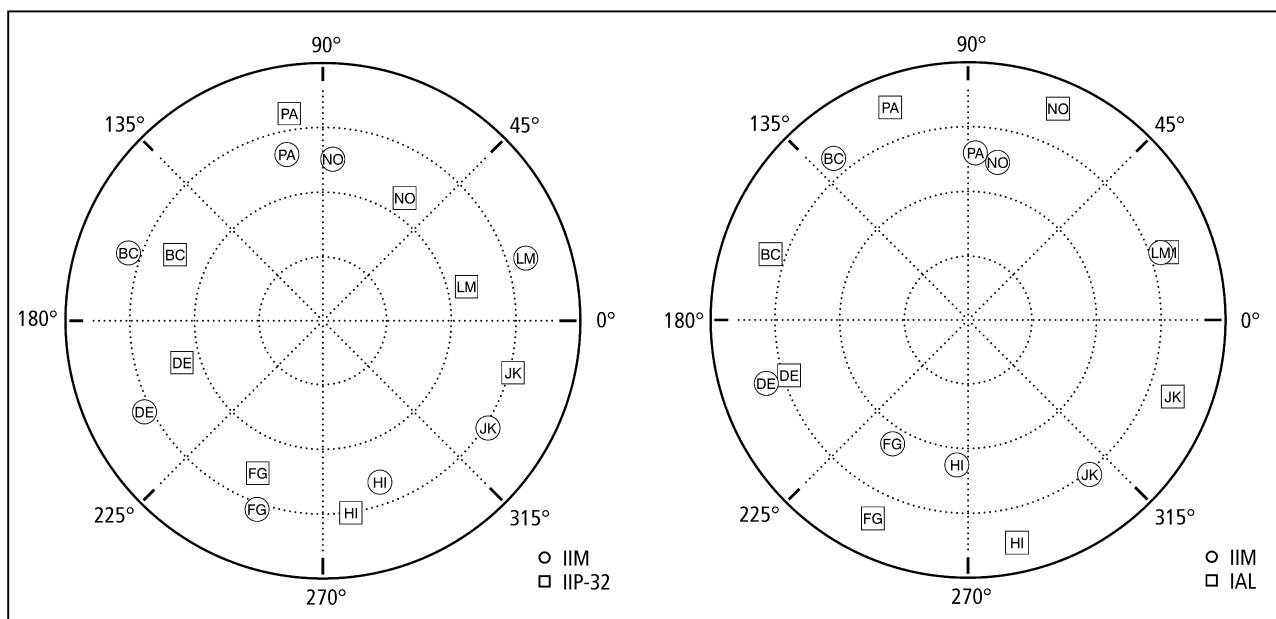


Abbildung 4. Konvergenz der Skalenmittel von IIM und IIP-32 bzw. IIM und IAL.

Tabelle 3. Circumplex Indizes des IIM

	Indizes	SP _{Stud}	SP _{Psychsom}	SP _{Sopho}
Explorative Kriterien	VAR_{AG}	28.42 %	38.82 %	35.03 %
	VAR_{COM}	40.18 %	28.33 %	33.23 %
	$M_{\Delta(\Theta)}$	7°	10°	8°
	Gap	.05	.04	.04
	R	.05	.01	.02
	Fisher	.07	.06	.09
RANDALL	CI	.95 ($p = .000$)	.98 ($p = .000$)	.95 ($p = .000$)
	MLDF	.420	.470	.471
CIRCUM	X^2	669.12	122.17	48.08
	RMSEA	.130	.125	.094
	GFI	.906	.891	.900
	AGFI	.859	.837	.850

Anmerkungen: SP_{Stud} = studentische Stichprobe, SP_{Psychsom} = Stichprobe psychosomatischer Patienten, SP_{Sopho} = Patienten mit Sozialer Phobie, VAR_{AG} = Varianzaufklärung durch Agency, VAR_{COM} = Varianzaufklärung durch Communion, $M_{\Delta(\Theta)}$ = mittlere Winkelabweichung der Skalen von ihrer theoretischen Position, Gap = Gap Test, wobei $GAP_{krit} = .13$, $p = .01$; R = Rotation Test, wobei $R_{krit} = .11$, $p = .01$; Fisher = Fisher Test, wobei $Fisher_{krit} = .11$, $p = .01$; CI = Correspondence Index, MLDF = maximum likelihood discrepancy function, RMSEA = root mean square error of approximation, GFI = goodness of fit index, AGFI = adjustet goodness of fit index.

gung“ und „Vorwürfe/Kritik“ zeigten zwar die zutreffenden Winkellokalisationen, die unzureichenden Amplituden (a) und Goodness of Fit Indizes (R^2) verweisen jedoch auf die fehlende Eindeutigkeit der Zuordnung. Den Skalen „Intimität“ und „Affiliation“ wurden lediglich die erwarteten Winkellokalisationen zugewiesen, sie zeigten weder interpersonalen Gehalt noch eine eindeutige Zuordnung auf dem IIM-Circumplex. Im Hinblick auf die diskriminante Validität wurden alle Vorhersagen erfüllt, ausgenommen für die Skala „Selbstvertrauen“. Entgegen der Erwartung wurde dieser Skala eine eindeutige Lokalisation auf dem IIM-Circumplex zugewiesen.

Diskriminative Validität

Die diskriminative Validität wurde geprüft mit der Frage, inwieweit das IIM im Vergleich zu einer hinsichtlich Alter und Geschlecht parallelisierten Bevölkerungsstichprobe spezifische interpersonale Ziele bei Patienten mit der Diagnose Soziale Phobie abbildet. Dabei wurde für die Patienten ein spezifisches Profil interpersonaler Ziele vorhergesagt, das vom Profil der Kontrollgruppe bedeutsam abweichen sollte. Es wurde erwartet, dass die Patientengruppe signifikant höhere Werte auf den Skalen „Soziale Akzeptanz“ (NO), „Verschlossenheit“ (FG), „Unterordnung“ (HI) und „Altruismus“ (JK) und signifikant niedrigere Werte auf den Skalen „Durchsetzung“ (BC) und „Selbstbezogenheit“ (DE) aufweist.

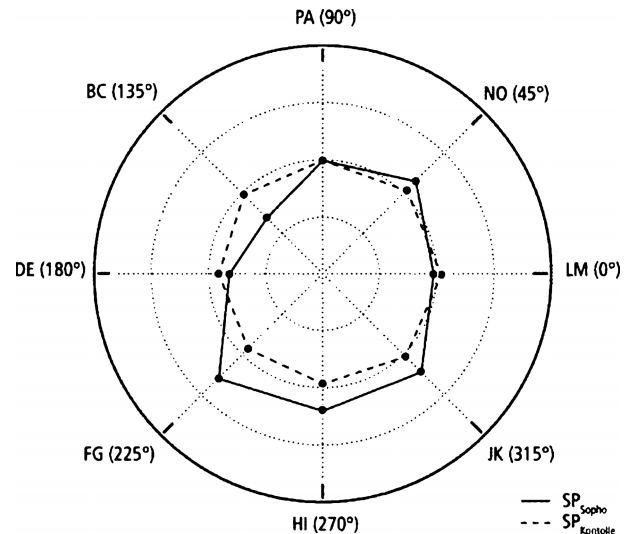


Abbildung 5. Vergleich der Profile interpersonaler Motive der Patientengruppe mit Sozialer Phobie und der Kontrollgruppe.

Hypothesenkonform bestätigte die multivariate Varianzanalyse signifikante Mittelwertsunterschiede zwischen den beiden Stichproben (Wilks Lambda = .638, $F_{6,206} = 19.19$, $p < .001$). Wie Abbildung 5 zeigt, wiesen die Patienten signifikant höhere Werte auf den Skalen NO „Soziale Akzeptanz“ ($F_{(1,212)} = 6.00$, $p = .015$, $d = 0.33$), FG „Verschlossenheit“ ($F_{(1,212)} = 30.64$, $p < .001$, $d = 0.75$), HI „Unterordnung“ ($F_{(1,212)} = 11.92$, $p = .001$, $d = 0.46$) und JK „Altruismus“ ($F_{(1,212)} = 7.66$, $p = .006$, $d = 0.39$) und bedeutsam niedrigere Werte auf der Skala BC „Durchsetzung“ ($F_{(1,212)} = 19.11$, $p < .001$, $d = 0.59$) auf. Entgegen der Hypothese bestand kein Mittelwertsunterschied auf der Skala DE „Selbstbezogenheit“ ($F_{(1,212)} = 1.95$, $p = .164$, $d = 0.19$). Die Gruppenunterschiede auf Skalenebene spiegelten sich auch in den Dimensionswerten Agency und Communion wider. Beide Gruppen unterschieden sich in ihrer Ausprägung hinsichtlich der Agency Dimension ($F_{(1,212)} = 30.23$, $p < .001$, $d = 0.73$), nicht jedoch hinsichtlich der Communion Dimension ($F_{(1,212)} = 1.16$, $p = .283$, $d = 0.14$).

Diskussion

Locke (2000) entwickelte die Circumplex Scales of interpersonal Values (CSIV) zur Messung interpersonal ausgerichteter motivationaler Ziele und Bestrebungen. Das Instrument erfasst individuelle zwischenmenschliche Ziele und Motive mit acht Skalen zu je acht Items und ordnet sich in eine Batterie von Messinstrumenten der interpersonalen Forschungstradition ein, welche die Annahmen der Interpersonalen Psychologie und insbesondere das interpersonale Circumplexmodell der Persönlichkeit berücksichtigen.

Tabelle 4. Konvergente und diskriminative Validität: FAMOS bezogene Indizes für die Best-Fit-Kosinus-Funktionen

FAMOS	Skalenbezeichnung	Erwartung*	AG	COM	δ	a	e	R^2
Streben nach	Intimität	LM	-.05	.08	327°	.09	.05	.60
	Affiliation	LM	-.08	.10	320°	.12	.12	.66
	Altruismus	JK	-.08	.26	343°	.27	.03	.91
	Hilfe	LM	-.01	.21	357°	.21	.14	.98
	Anerkennung	LM	-.02	.29	356°	.29	.28	.84
	Status	PA/BC	.16	-.13	128°	.20	.28	.77
	Autonomie	-	.02	.02	43°	.03	.09	.18
	Leistung	-	.03	.14	13°	.14	.21	.58
	Kontrolle	PA/BC	.08	.03	69°	.09	.30	.51
	Bildung	-	-.04	.15	345°	.16	.12	.1
	Glauben/ Sinn	-	.04	.18	14°	.18	.10	.92
	Abwechslung	-	-.02	.11	349°	.11	.14	.68
	Selbstvertrauen	-	.03	.26	7°	.26	.15	.94
	Selbstbelohnung	-	.02	.07	13°	.07	.20	.78
	Annäherungsziele		.02	.20	6°	.20	.28	.86
Vermeiden von	Alleinsein	LM/JK	-.11	.31	340°	.33	.14	.1
	Geringschätzung	LM	.02	.22	6°	.22	.29	.80
	Erniedrigung	FG	-.04	-.13	199°	.13	.28	.58
	Vorwürfe/ Kritik	HI/JK	-.05	.10	333°	.11	.26	.61
	Autonomieverlust	-	.10	.05	64°	.11	.18	.74
	Verletzungen	JK	-.26	.32	321°	.41	.07	.92
	Kontrollverlust	DE	.02	-.28	175°	.28	.20	.99
	Hilflosigkeit	-	.11	.08	55°	.14	.29	.81
	Versagen	-	.04	.04	48°	.05	.27	.11
	Vermeidungsziele		-.05	.11	336°	.12	.35	.58

Anmerkungen: AG = „Agency“, COM = „Communion“, δ = Winkellokalisation bezogen auf die horizontal ausgerichtete Communion-Achse, a = Amplitude, e = Elevation, R^2 = Goodness of Fit Index. * Erwartung bezüglich der FAMOS-Skalenlokalisationen auf den Oktanten des IIM-Circumplex. Für Skalen, für die hinsichtlich der diskriminanten Validität kein interpersonaler Gehalt erwartet wurde, ist in dieser Spalte ein Minuszeichen angegeben. Von den Vorhersagen abweichende Lokalisationen auf dem IIM-Circumplex sind grau unterlegt.

Anliegen dieser Arbeit war es, die CSIV für den deutschen Sprachraum zu adaptieren. Im Ergebnis liegt das Instrument nun als „Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive“ (IIM) vor. Der vom Original abweichende Titel wurde gewählt mit Verweis auf die inhaltliche Anbindung des Instruments an Horowitz' Modell interpersonaler Motive (2004).

Die Items wurden in einem iterativen Vorgehen übersetzt, überarbeitet und an deutsche Sprachgewohnheiten angepasst. Um auch für den deutschen Sprachraum eine bestmögliche Passung zum IPC-Modell zu gewährleisten, wurden vor dem Hintergrund von Kulturunterschieden insbesondere bezüglich der Einschätzung dominanter Iteminhalte Itemtauschen vorgenommen. Dabei wurden einzelne Items, die im amerikanischen Sprachraum bereits dominantes interpersonales Auftreten ausdrücken, von deutschsprachigen Befragten als eher zugewandt eingeschätzt. Aufgrund der somit vom Original abweichenden Item-Skalenzuordnungen kann das IIM nicht für kulturvergleichende Fragestellungen eingesetzt werden.

In verschiedenen Teilstudien wurden die psychometrischen und circumplexbezogenen Eigenschaften des IIM,

das zugrunde liegende Messmodell sowie die Konstruktvalidität an klinischen und nicht klinischen Stichproben überprüft. Die Itemparameter des IIM erfüllten weitgehend die klassisch-teststatistischen und die circumplexrelevanten Kriterien. Die insgesamt mindestens befriedigenden Itemkriterien spiegelten sich in der guten Passung der Skalenparameter wider. Vergleichbar mit den Skalen des Originals näherten sich die Polarkoordinaten der Skalen den im theoretischen Messmodell vorgesehenen Positionen an und verwiesen auf die Konstruktnähe der Skaleninhalte. Die zirkulären Varianzen der Skalen zeigten zudem die einheitliche Richtung der Items einer Skala an. Als Maße für die Messgenauigkeit der Skalen wurden sowohl klassisch-teststatistische als auch circumplexbezogene Kriterien herangezogen. Vor dem Hintergrund der theoretischen Konstruktnähe der Skaleninhalte können die internen Konsistenzen der Skalen insgesamt als zufriedenstellend bis gut bewertet werden. Die geringsten internen Konsistenzen betrugen $< .75$ und betrafen insbesondere die Skalen PA „Selbstsicherheit“ und JK „Altruismus“, die jedoch gleichzeitig enge Konstruktkorrelationen aufwiesen ($Range_{\text{Selbstsicherheit}}: .81 - .87$; $Range_{\text{Altruismus}}: .78 - .87$). Da im

Rahmen von IPC-Operationalisierungen häufig mit den Dimensionswerten Agency und Communion operiert wird, ist insbesondere die Güte der Faktorwerte relevant. Es zeigten sich für beide Faktoren sehr gute Reliabilitäts-schätzungen ($Range_{Communion}$: .89–.93, $Range_{Agency}$: .83–.89).

Bezüglich der Konstruktvalidität wurde die Prüfung des IPC-Messmodells, der konvergenten, diskriminanten und der diskriminativen Validität vorgenommen. Das IPC-Messmodell wurde sowohl konfirmatorisch als auch anhand explorativer Kriterien geprüft. Insgesamt wurde eine befriedigende Passung des IIM zum IPC-Modell bestätigt. Dabei zeigte sich ein sehr guter Fit zu dem für die Modellprüfung häufig verwendeten, aber weniger strengen *Circular Order Model*. Die Passung zum vergleichsweise sehr strengen *Circulant Correlation Model* erwies sich hingegen als ungenügend, wobei die Skalen vor allem in den klinischen Stichproben insbesondere der Testung auf Gleichheit der Vektorlängen nicht standzuhalten schienen. In diesen Stichproben zeigte sich eine akzeptable Passung zum weniger restringierten Quasi-Circumplex mit festgelegtem Winkelabstand und frei variierendem Radius. Die verschiedenen explorativen Kriterien zur Prüfung der einzelnen Eigenschaften von Kreismodellen (Zweidimensionalität, gleichmäßige Skalenabstände, gleiche Skalenvektorlängen, fehlende präferierte Rotation) bestätigten alle dem IIM-Circumplex zugrunde liegenden Eigenschaften.

Zur Abschätzung der konvergenten und diskriminanten Validität wurden die Zusammenhänge zwischen den Skalen des IIM und konstruktverwandten Skalen geprüft. Als valide, auf dem IPC Messmodell beruhende, interpersonale Messinstrumente wurden die Interpersonale Adjektivliste (IAL, Jacobs & Scholl, 2005) als auch die Kurzform des Inventars zur Erfassung interpersonaler Probleme (IIP-32, Thomas et al., 2011) als konstruktkonvergente Verfahren eingesetzt. Zudem wurden die interpersonal ausgerichteten Skalen des Fragebogens zur Analyse motivationaler Schemata (FAMOS, Grosse Holtforth & Grawe, 2000) als konstruktkonvergente und die nicht interpersonal ausgerichteten Skalen des FAMOS als konstruktdivergente Skalen verwendet. Die Analysen belegen die konvergente und diskriminante Validität des IIM.

Die beiden paarweisen Skalenplots von IIM und IAL bzw. IIM und IIP-32 zeigten bereits augenscheinlich die Konvergenz der Inventare an. Insbesondere der gemeinsame Skalenplot von IIM und IIP-32 wies eine sehr hohe Übereinstimmung der Skalenlokalisationen konvergenter Skalen auf. Für den gemeinsamen Skalenplot von IIM und IAL fielen die Winkelabweichungen konvergenter Skalen etwas deutlicher aus, Abweichungen betrafen vor allem die Lokalisationen der konvergenten Skalen auf den Oktanten BC und JK. Die mittlere Abweichung konvergenter Skalen betrug jedoch auch hier tolerierbare $\Theta = 15^\circ$. Die teststatistische Prüfung sicherte die Konvergenz der IIM Skalen zu beiden IPC-Inventaren ab. Während die konvergieren-

den Skalenwinkel die inhaltlichen Bezüge der Fragebögen zueinander anzeigen, belegen die lediglich moderaten Korrelationen der jeweils konvergenten Skalen ($Range_{IIM/IAL}$: $\rho_{HI} = .26$ bis $\rho_{BC} = .52$ bzw. $Range_{IIM/IIP-32}$: $\rho_{NO} = .15$ bis $\rho_{FG} = .47$) gleichzeitig den unterschiedlichen Fokus der Instrumente auf den Gegenstand: Während die Skalen des IIP-32 zwischenmenschliche Schwierigkeiten und die Skalen der IAL interpersonale Eigenschaften bzw. das „Wie“ eines Verhaltens erfassen, beschreiben die Skalen des IIM zwischenmenschliche Bestrebungen bzw. das „Warum“ eines Verhaltens.

Konvergente und diskriminante Validität wurde zudem mit Hilfe des Best-Kosinus-Kurven Fit der Skalen des FAMOS geprüft. Da beide Instrumente vorgeben explizite Ziele zu erfassen, sollten die mit dem FAMOS erfassten interpersonalen Ziele auch auf dem IIM-Circumplex abbildbar sein. Acht der 13 interpersonal ausgerichteten FAMOS-Skalen ließen sich in Übereinstimmung mit den Vorhersagen auf dem IPC des IIM abbilden. Die Skalen „Kontrolle“, „Erniedrigung“ und „Vorwürfe“ wiesen zwar interpersonalen Gehalt und den Vorhersagen entsprechende Winkellokalisationen auf dem IIM-Circumplex aber unzureichende Amplituden und Goodness of Fit Indizes auf, was auf die fehlende Eindeutigkeit der Zuordnung zu dem jeweiligen Oktanten des IIM hinweist. Die Skalen „Intimität“ (Erwartung: Oktant LM „Harmonie“) und „Affiliation“ (Erwartung: Oktant NO „Soziale Akzeptanz“) wiesen gänzlich unzureichende Einordnungen auf dem IIM-Circumplex auf. Betrachtet man die Items der Skalen, so fällt im Hinblick auf die Skala „Intimität“ die Ausrichtung auf körperliche bzw. sexuelle Bedürfnisse (z. B. „mit jemandem zärtlich sein“) und im Hinblick auf die Skala „Affiliation“ die Ausrichtung der Items auf die Anzahl von Sozialkontakten auf (z. B. „viele Freunde zu haben“) anstelle von Inhalten, die auf das „Wie“ der Sozialkontakte zielen (z. B. für Oktant LM „dass ich mich mit jemandem verbunden fühle“ bzw. für Oktant NO „dass sie Interesse zeigen für das, was ich sage“). Die jeweils „abweichende“ Ausrichtung der Iteminhalte der Skalen könnte die unzureichende Einordnung auf den erwarteten Oktanten auf dem IIM-Circumplex gut erklären. Hinsichtlich der diskriminanten Validität wich von den zehn Skalen lediglich die Skala „Selbstvertrauen“ von den Vorhersagen ab. Diese ließ sich entgegen der Vorhersage eindeutig auf dem IIM-Circumplex einordnen. Möglicherweise besteht ein bedeutsamer Zusammenhang zwischen dem Selbstvertrauen einer Person und der interpersonalen Ausrichtung auf das Herstellen zugewandter, vertrauter Kontakte mit anderen Menschen (Oktant LM, „Harmonie“).

Im Hinblick auf die Übereinstimmung und Abweichung der Instrumente IIM und FAMOS lässt sich insgesamt feststellen, dass die Inhalte der interpersonal ausgerichteten Skalen des FAMOS beinahe ausschließlich mit den IIM-Oktanten LM und JK konvergieren. Die FAMOS-Skalen bilden also nur einen Ausschnitt interpersonaler Ziele ab, wobei zwischenmenschliche Ziele der linken IPC-

Hälfte nur unzureichend repräsentiert sind. Andererseits wird im Rahmen des IPC keine Unterscheidung zwischen den Konstrukten Annäherungs- bzw. Vermeidungszielen vorgenommen. Eine mögliche ad-hoc Hypothese, wonach Annäherungsziele eher auf der rechten und Vermeidungsziele eher auf der linken Circumplexhälfte lokalisiert sind, kann in dieser Untersuchung jedoch nicht bestätigt werden. So waren alle eindeutig lokalisierten interpersonal ausgerichteten Annäherungsziele hauptsächlich dem Oktanten LM und die eindeutig lokalisierten Vermeidungsziele hauptsächlich dem Oktanten JK zugeordnet. Die vorliegenden Ergebnisse bieten Anstoß für weiterführende Untersuchungen, die sich mit der Frage beschäftigen sollten, inwieweit sich die Konstrukte Annäherungs- und Vermeidungsziele in den IPC interpersonalen Motive integrieren lassen.

Überdies wurde die diskriminative Validität des IIM geprüft. Untersucht wurde dabei die Frage, inwieweit das IIM im Vergleich zu einer normativen, hinsichtlich Alter und Geschlecht parallelisierten Kontrollgruppe spezifische interpersonale Ziele bei Patienten mit der Diagnose Soziale Phobie abbildet. Für die Hypothesenbildung wurden Fallformulierungen von Patienten mit sozialer Phobie benutzt. Danach werden Patienten häufig mit dem vordringlichen Wunsch nach Anerkennung und Wertschätzung durch andere bei gleichzeitig bestehenden ausgeprägten Ängsten vor Blamage und Ablehnung durch andere beschrieben, die letztlich zur Vermeidung der gefürchteten sozialen Situation führen. Übereinstimmend mit den Erwartungen bildete das IIM für die Patientengruppe ein entsprechendes Profil interpersonaler Ziele ab.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass mit dem Inventar zur Erfassung interpersonaler Motive ein dem amerikanischen Original hinsichtlich der strukturellen und psychometrischen Eigenschaften weitgehend vergleichbares Messinstrument zur Abbildung expliziter interpersonaler Ziele und Motive entlang des interpersonalen Circumplex vorliegt. Theoretisch angebunden an Horowitz' Modell interpersonaler Motive (2004) lässt das IIM Aussagen auf Skalen-/Oktantenebene bzw. auf Dimensionsebene (Communion, Agency) zu. Das Instrument bietet sich bestens für differentielle, sozialpsychologische und klinisch-therapeutische Fragestellungen an. So könnten klinische Fragen anknüpfend an die Theorie interpersonaler Motive (Horowitz, 2004; Grosse Holtforth et al., 2010) auf die Zusammenhänge zwischen interpersonalen Zielen und dem Auftreten und der Veränderung von Psychopathologie fokussieren. Beispielsweise sind Fragestellungen bezüglich der Ausgestaltung motivationaler Aspekte interpersonalen Verhaltens bei diagnostischen Subgruppen von Psychotherapiepatienten oder die Effekte von Psychotherapie bzw. die differentiellen Effekte verschiedener psychotherapeutischer Techniken auf die Veränderung motivationaler Aspekte interpersonalen Verhaltens denkbar wie auch Fragen bezüglich der prädiktiven Bedeutung veränderter interpersonaler Motive für den Psychotherapieerfolg in unter-

schiedlichen Kontexten (z. B. der Gruppenpsychotherapie). Eine gleichzeitige Verwendung verschiedener IPC-Inventare erlaubt dabei die Einbeziehung verschiedener Ebenen interpersonalen Verhaltens (z. B. Probleme vs. Motive). Weitere Studien zur Anwendbarkeit und Nützlichkeit des IIM müssen zeigen, inwieweit es auch zur Veränderungsmessung bzw. für Mehrfachmessungen im Rahmen von Längsschnittstudien geeignet ist.

Literatur

- Acton, G. S. & Revelle, W. (2002). Interpersonal personality measures show circumplex structure based on new psychometric criteria. *Journal of Personality Assessment*, 79, 446–471.
- Becker, P. & Mohr, A. (2005). Psychometrische Argumente für die Verwendung untransformierter Skalenwerte im Inventar zur Erfassung interpersonaler Probleme (IIP-D). *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 34, 205–214.
- Browne, M. W. (1992). Circumplex models for correlation matrices. *Psychometrika*, 57, 460–497.
- Cain, N., Pincus, A. L. & Grosse Holtforth, M. (2010). Interpersonal pathoplasticity in social phobia: A clinical replication. *Journal of Personality Assessment*, 92, 514–527.
- Fisher, G. A. (1997). Theoretical and methodological elaborations of the circumplex model of personality traits and emotions. In R. Plutchick & H. R. Conte (Eds.), *Circumplex models of personality and emotions* (pp. 245–269). Washington, DC: American Psychological Association.
- Grosse Holtforth, M. & Grawe, K. (2000). Fragebogen zur Analyse Motivationaler Schemata (FAMOS). *Zeitschrift für Klinische Psychologie*, 29, 170–179.
- Grosse Holtforth, M., Thomas, A. & Caspar, F. (2010). Interpersonal Motives. In L. M. Horowitz & S. Strack (Eds.), *Handbook of Interpersonal Psychology: Theory, Research, Assessment, and Therapeutic Interventions* (pp. 105–122). New York, NY: Wiley.
- Grosse Holtforth, M., Pincus, A., Grawe, K., Mauler, B. & Castonguay, L. G. (2007). When what you want is not what you get: Goal importance, goal satisfaction, and interpersonal problems. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 26, 1095–1119.
- Gurtman, M. B. (1991). Evaluating the interpersonalness of personality scales. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 17, 670–677.
- Gurtman, M. B. (1993). Constructing personality tests to meet a structural criterion: Application of the interpersonal circumplex. *Journal of Personality*, 61, 237–263.
- Gurtman, M. B. (1994). The circumplex as a tool for studying normal and abnormal personality: A methodological primer. In S. Strack & M. Lorr (Eds.), *Differentiating normal and abnormal personality* (pp. 243–263). New York, NY: Springer.
- Gurtman, M. B. (1997). Studying personality traits: the circular way. In R. Plutchick & H. R. Conte (Eds.), *Circumplex models of personality and emotions* (pp. 81–102). Washington, DC: APA.
- Gurtman, M. B. & Pincus, A. L. (2003). The circumplex model: Methods and research applications. In J. A. Schinka & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of Psychology: Research methods in*

- psychology (Vol. 2, pp. 407–428) New York, NY: Wiley and Sons.
- Haase, M., Frommer, J., Franke, G., Hoffmann, T., Schulze-Mützel, J., Jäger, S., et al. (2008). From symptom relief to interpersonal change: Treatment outcome and effectiveness in inpatient psychotherapy. *Psychotherapy Research*, 18, 615–624.
- Horowitz, L. M. (2004). *Interpersonal foundations of psychopathology*. Washington, DC: American Psychological Association.
- Horowitz, L. M., Strauß, B. & Kordy, H. (2000). *Inventar zur Erfassung interpersonaler Probleme (IIP-D)*. Handanweisung (2. Aufl.). Weinheim: Beltz Test Gesellschaft.
- Horowitz, L. M., Wilson, K. R., Turan, B., Zolotsev, P., Constantino, M. J. & Henderson, L. (2006). How Interpersonal Motives clarify the Meaning of Interpersonal Behavior: A Revised Circumplex Model. *Personality and Social Psychology Review*, 10, 67–86.
- Jacobs, I. & Scholl, W. (2005). Interpersonale Adjektivliste (IAL) Die empirische Umsetzung theoretischer Circumplex-Eigenschaften für die Messung interpersonaler Stile. *Diagnostica*, 51, 145–155.
- Leichsenring, F., Salzer, S., Beutel, M., Consbruch, K. von, Hertz, S., Hiller, W., et al. (2009). SOPHO-NET – Forschungsverbund zur Psychotherapie der Sozialen Phobie. *Psychotherapie, Psychosomatik, Medizinische Psychologie*, 59, 117–123.
- Leichsenring, F., Beutel, M. & Leibing, E. (2007). A manual for short-term psychodynamic psychotherapy of social phobia. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 71, 56–84.
- Liebowitz, M. R. (1987). Social phobia. *Modern Problems of Pharmacopsychiatry*, 22, 141–173.
- Locke, K. D. (2000). Circumplex scales of interpersonal values: reliability, validity, and applicability to interpersonal problems and personality disorders. *Journal of Personality Assessment*, 75, 249–267.
- Locke, K. D. (2003). Status and solidarity in social comparison: agentic and communal values and vertical and horizontal directions. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 619–631.
- Locke, K. D. & Sadler, P. (2007). Self-efficacy, values, and complementarity in dyadic interactions: Integrating interpersonal and social-cognitive theory. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33, 94–109.
- Luyten, P., Lowyck, B. & Vermote, R. (2010). The relationship between interpersonal problems and outcome in psychodynamic hospitalization-based treatment for personality disorders: A 12-month follow-up study. *Psychoanalytic Psychotherapy*, 24, 417–436.
- McLemore, C. W. & Benjamin, L. S. (1979). Whatever happened to interpersonal diagnosis? A psychosocial alternative to DSM-III. *American Psychologist*, 17, 17–34.
- Mennin, D. S., Fresco, D. M., Heimberg, R. G., Schneier, F. R., Davies, S. O. & Liebowitz, M. R. (2002). Screening for social anxiety disorder in the clinical setting using the Liebowitz Social Anxiety Scale. *Journal of Anxiety Disorders*, 16, 661–673.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw Hill.
- Salzer, S., Pincus, A. L., Hoyer, J., Kreische, R. & Leibing, E. (2008). Interpersonal subtypes within Generalized Anxiety Disorder. *Journal of Personality Assessment*, 90, 292–299.
- Salzer, S., Pincus, A.L., Winkelbach, C., Leichsenring, F. & Leibing, E. (2011). Interpersonal subtypes and change of interpersonal problems in the treatment of patients with generalized anxiety disorder: a pilot study. *Psychotherapy*, Online First Publication, May 23, 2011, doi: 10.1037/a0022013.
- Shechtman, N. & Horowitz, L. M. (2006). Interpersonal and noninterpersonal interactions, interpersonal motives, and the effect of frustrated motives. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 32, 1126–1139.
- Thomas, A., Brähler, E. & Strauß, B. (2011). IIP-32: Entwicklung, Validierung und Normierung einer Kurzform des Inventars zur Erfassung interpersonaler Probleme. *Diagnostica*, 57, 68–83.
- Thomas, A. & Strauß, B. (2008). Diagnostische Methoden nach dem Interpersonalen Modell der Persönlichkeit. *Klinische Diagnostik und Evaluation*, 1, 255–277.
- Tracey, T. J. G. (1997). RANDALL: A Microsoft FORTRAN program for a randomization test of hypothesized order relations. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 164–168.
- Wagner, C., Kiesler, D. J. & Schmidt, J. A. (1995). Assessing the interpersonal transaction cycle: Convergence of action and reaction interpersonal circumplex measures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69, 938–949.
- Zeigler-Hill, V. (2006). Contingent self esteem and the interpersonal circumplex: The interpersonal pursuit of self-esteem. *Personality and Individual Differences*, 40, 713–723.

Andrea Thomas

Universitätsklinikum Jena
Institut für Psychosoziale Medizin und Psychotherapie
07743 Jena
E-Mail: andrea.thomas@med.uni-jena.de

Kenneth D. Locke, Ph.D.

Department of Psychology and Communication Studies
University of Idaho
Moscow ID 83844–3043
USA

Prof. Dr. Bernhard Strauß

Institut für Psychosoziale Medizin und Psychotherapie
Universitätsklinikum Jena
Stoysstraße 03
07740 Jena