

Zur Konstruktvalidierung des Inkongruenzfragebogens (INK)

Replikationen und Prüfung neuer Vorhersagen

Wolfgang L. Roth, Melanie Freiburg und Günter Krampen

Universität Trier

Zusammenfassung. Theoretischer Hintergrund: Der Inkongruenzfragebogen (INK; Grosse Holtforth, Grawe & Tamcan, 2004) erfasst motivationale Inkongruenz als Diskrepanz zwischen den motivationalen Zielen einer Person und ihren Wahrnehmungen der Realität. **Fragestellung:** Weiterführung der Konstruktvalidierung des INK durch Replikation bekannter Befunde an unabhängigen Stichproben sowie Prüfung neuer Vorhersagen. **Methode:** Anhand einer gemischten Stichprobe ($N = 259$; Patienten, Arbeitslose und Kontrollpersonen) werden geprüft: Skalenstruktur des INK; Korrelationen zu Konstrukten des nomologischen Netzwerkes; Mittelwertsunterschiede zwischen den Teilstichproben. **Ergebnisse:** Die postulierte Struktur des INK kann mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen auf Itemebene, nicht aber auf Skalenebene bestätigt werden. Die Korrelationen der Skalen des INK mit den jeweiligen des FAMOS bestätigen die bisherigen Befunde. Der INK korreliert in allen Substichproben hochsignifikant mit Maßen zu Symptombelastung, Depressivität, Wohlbefinden und Seelischer Gesundheit. Hypothesenkongform liegt der INK-Mittelwert der Arbeitslosen zwischen dem der Patienten und dem der Kontrollpersonen. **Schlussfolgerungen:** Aufgrund der guten Konstruktvalidität des INK wird dessen Einsatz in der klinisch-psychologischen und psychotherapeutischen Forschung und Praxis befürwortet.

Schlüsselwörter: Inkongruenz, Inkongruenzmessung, Konsistenztheorie, Konstruktvalidität, Psychotherapie

Construct validity of the Incongruence Questionnaire (INK): replications and testing of predictions

Abstract. Theoretical background: The Incongruence Questionnaire (INK; Grosse Holtforth, Grawe, & Tamcan, 2004) is an instrument assessing motivational incongruence, defined as the discrepancy between a person's motivational goals and his/her perception of reality. **Objective:** Advancement of the process of construct validation of the INK by replication of known results with independent samples and exploration of new hypotheses. **Methods:** On the basis of a mixed sample ($N = 259$; patients, unemployed and control persons) the following were tested: the INK structure; correlations with constructs of the nomological network; mean differences between the subsamples. **Results:** The postulated INK structure is verified by confirmatory factor analyses on the basis of items, but not on the basis of scales. The correlations of the INK scales with the FAMOS scales replicate the known results. The INK correlates in all subsamples highly significantly with measures of symptom load, depression, well-being, and mental health. As predicted, the mean INK score of unemployed persons is between the means of patients and controls. **Conclusions:** Given its high construct validity, the use of the INK is recommended in clinical-psychological and psychotherapeutic research and practice.

Key words: incongruence, assessment of incongruence, consistency theory, construct validity, psychotherapy

Der *Inkongruenzfragebogen (INK)* besitzt mit der Konsistenztheorie (Grawe, 1998, 2004) eine differenzierte theoretische Basis. Grawe konzipiert das psychische Geschehen des Menschen als hierarchisch organisiert. Auf der obersten Regulationsebene des psychischen Systems wird eine „simultan-parallele Organisation der psychischen Aktivität“ (Grawe, 1998) postuliert. Demnach laufen im psychischen System viele Prozesse gleichzeitig ab, und der menschliche Organismus trachtet danach, dass diese Prozesse möglichst gut miteinander vereinbar (d. h. konsistent) sind. Dieses Streben nach Konsistenz wird als oberstes Regulationsprinzip des psychischen Funktionierens betrachtet. Voraussetzung für eine hohe Konsistenz ist die Befriedigung von vier allen Menschen gemeinsamen Grundbedürfnissen, während deren Verletzung die Ent-

wicklung und Aufrechterhaltung psychischer Störungen verursachen kann. Das Bedürfnis nach Bindung, das Bedürfnis nach Orientierung und Kontrolle, das Bedürfnis nach Selbstwerterhöhung und Selbstwertschutz sowie das Bedürfnis nach Lustgewinn und Unlustvermeidung beeinflussen die psychische Gesundheit jedoch nur indirekt über motivationale Schemata, die sich zum Zweck ihrer Befriedigung im Laufe der menschlichen Sozialisation entwickeln (Grawe, 1998, 2004; Grosse Holtforth, Grawe & Tamcan, 2004).

Diese *motivationalen Schemata* werden als implizites Wissen über die gegebenen Möglichkeiten der Bedürfnisbefriedigung aufgefasst. Die wichtigsten Anteile motivationaler Schemata sind ihre Zielkomponenten, die als „po-

tenziell anzustrebende oder zu vermeidende Transaktionen der Person mit der Umwelt oder sich selbst“ (Grosse Holtforth & Grawe, 2003) definiert werden. Die „potenziell anzustrebenden Transaktionen“ werden *Annäherungsziele* genannt. Sie dienen der Herbeiführung Bedürfnis befriedigender Erfahrungen, während die sogenannten *Vermeidungsziele* („zu vermeidende Transaktionen“) Schutz vor Bedürfnis verletzenden Erfahrungen bieten sollen. Beispiele für Annäherungsziele sind Anerkennung/Wertschätzung oder Intimität/Bindung. Typische Vermeidungsziele sind hingegen Erniedrigung/Blamage oder Hilflosigkeit/Ohnmacht. Die Wahrnehmungen, die ein Individuum macht, werden fortwährend bezüglich ihrer Passung mit diesen motivationalen Zielen bewertet. Die dabei „wahrgenommene Diskrepanz zwischen den motivationalen Zielen und der Realität“ (Grosse Holtforth et al., 2004, S. 17) wird als *motivationale Inkongruenz* bezeichnet und stellt die bedeutendste Art von Inkonsistenz dar. Es lässt sich zwischen Annäherungs- und Vermeidungsinkongruenz unterscheiden, je nachdem, welche Art von motivationalen Zielen unzureichend realisiert wird. Inkongruenz ist laut Konsistenztheorie mit negativen Emotionen, Anspannung, schlechtem Wohlbefinden, schlechter Bedürfnisbefriedigung und psychischen Problemen korreliert (Fries & Grawe, 2006; Grawe, 2004; Grosse Holtforth et al., 2004).

Grosse Holtforth und Grawe (2003) fassen diese Beziehung in Form von Kernannahmen zusammen:

a) Inkongruenz ist eine wesentliche Ursache für die Bildung psychopathologischer Symptome und für geringes Wohlbefinden.

b) Inkongruenz kann zur Aufrechterhaltung einer psychischen Störung und zur Entwicklung komorbider Störungen beitragen.

c) Psychische Störungen sind wiederum selbst Quellen von Inkongruenz.

Mit dem INK haben Grosse Holtforth und Grawe (2003) ein Messinstrument zur Erfassung motivationaler Inkongruenz entwickelt. Der INK basiert auf dem *Fragebogen zur Analyse Motivationaler Schemata (FAMOS)*; (Grosse Holtforth & Grawe, 2000, 2002). Jedes Item des FAMOS wurde in eine Inkongruenzfrage umformuliert. Während der FAMOS die Einschätzung der *Intensität* von motivationalen Zielen (subjektive Wichtigkeit von Annäherungszielen und Aversivität von Vermeidungszielen) erfasst, ist Inkongruenz im INK als Einschätzung der Zufriedenheit mit der *Realisierung* der motivationalen Ziele operationalisiert. Für jede der 23 INK-Skalen kann ein Inkongruenzwert berechnet werden, wodurch der INK anzeigen kann, bei welchen motivationalen Zielen die individuellen Quellen der Inkongruenz liegen. Weiterhin lassen sich drei zusammenfassende Kennwerte bestimmen: die *Annäherungsinkongruenz* sagt aus, wie gut die positiven Ziele einer Person erreicht werden; die *Vermeidungsinkongruenz* gibt darüber Auskunft, wie gut es der Person gelingt, Erfahrungen, die sie vermeiden möchte, auch tatsächlich zu vermeiden; der *Gesamtinkongruenzwert* fasst

schließlich das Ausmaß der Unterbefriedigung aller motivationalen Ziele zusammen (Grosse Holtforth et al., 2004).

Die bisherigen Studien zur Konstruktvalidität des INK beinhalten Mittelwertvergleiche sowie faktoren- und korrelationsanalytische Methoden, deren wichtigste Ergebnisse in dieser Untersuchung anhand neuer Stichproben unabhängig repliziert werden sollen. Dazu gehört zunächst eine Überprüfung der postulierten *Skalenstruktur des INK*. Da er inhaltlich und strukturell auf der Basis des FAMOS entwickelt wurde, sollten beide Verfahren nach Grosse Holtforth und Grawe (2003) die gleiche Faktorenstruktur aufweisen. In getrennten exploratorischen Faktorenanalysen für Annäherungs- und Vermeidungsziele konnte die Faktorenstruktur des FAMOS für den INK zum größten Teil reproduziert werden. Auch die Unterteilung in Annäherungs- und Vermeidungsziele konnte mittels Hauptachsenanalysen auf Skalenebene bestätigt werden (Grosse Holtforth & Grawe, 2003; Grosse Holtforth et al., 2004). Diese Befunde zur Faktorenstruktur von FAMOS und INK stehen in der vorliegenden Arbeit erneut auf dem Prüfstand, allerdings mit Hilfe einer konfirmatorischen Vorgehensweise.

Weiterhin wird das postulierte *Verhältnis zwischen INK und FAMOS* untersucht. Einerseits gehen Grosse Holtforth et al. (2004) davon aus, dass die beiden Fragebogen unterschiedliche Dimensionen desselben Konstruktes erfassen (Realisierung bzw. Wichtigkeit motivationaler Ziele). Deshalb sollten ihre einander inhaltlich zugeordneten Skalen jeweils gering miteinander korrelieren. Andererseits sehen die Autoren gewisse Zusammenhänge zwischen der Einschätzung der Wichtigkeit und der Einschätzung der Realisierung motivationaler Ziele. So ist etwa bei geringer Wichtigkeit keine hohe Inkongruenz zu erwarten. Hohe Inkongruenz kann zwecks Wahrung der Konsistenz zu Abwertung der Wichtigkeit führen. Wegen dieser asymmetrischen Beziehung zwischen den beiden Dimensionen Intensität und Inkongruenz erwarten Grosse Holtforth et al. (2004, S. 60), dass diese „empirisch zwar nicht sehr hoch, jedoch merklich miteinander korrelieren.“ Außerdem sollte die Wichtigkeit von Vermeidungszielen im FAMOS positiv mit der Annäherungs- und Gesamtinkongruenz korrelieren, da stark ausgeprägte Vermeidungsziele die Realisierung der Annäherungsziele behindern und so eine wichtige Quelle von Inkongruenz darstellen (Grawe, 2004; Grosse Holtforth et al., 2004). Dieser Zusammenhang sollte nicht nur für die absolute Ausprägung der Vermeidungsziele im FAMOS gelten, sondern ebenso für die Vermeidungsdominanz, das Ausmaß, in dem die Vermeidungs- die Annäherungsziele überwiegen. Diese Annahmen zum Verhältnis zwischen INK und FAMOS konnten von den Autoren der beiden Fragebogen empirisch unterstützt werden. Sie sollen hier auf der Basis neuer Stichproben unabhängig untersucht werden.

Die Befunde der Studien der INK-Autoren zum *Zusammenhang mit verwandten Konstrukten* im Sinne der Konvergenz (Fisseni, 2004) lassen sich wie folgt zusammenfassen: Inkongruenz korreliert negativ mit subjektivem Wohlbefinden, Lebenszufriedenheit, positivem Affekt, Extraversion, generalisierten Kompetenzerwartun-

gen, konstruktivem Denken und Ressourcenrealisierung sowie positiv mit psychopathologischer Symptombelastung, Depressivität, Ängstlichkeit, somatischen Beschwerden, negativem Affekt, Neurotizismus und interpersonellen Problemen (Grosse Holtforth et al., 2004). Der positive Zusammenhang der Inkongruenz mit Depressivität und dem Ausmaß psychopathologischer Symptombelastung sowie der negative Zusammenhang mit Wohlbefinden sollen hier anhand unabhängiger Stichproben repliziert werden. Dabei werden folgende neue Aspekte eingebracht (sämtliche hierfür verwendeten Messverfahren und Kennwerte sind Tab. 4 zu entnehmen (s. S. 171):

a) Zur Messung der *Depressivität* wird mit der *Skala 4 des Brief Symptom Inventory (BSI; Franke, 2000)* zusätzlich zu der *Allgemeinen Depressionsskala (ADS-K; Hautzinger & Bailer, 1993)* eine bisher unberücksichtigte Skala verwendet.

b) Zur Erfassung der *Symptombelastung* werden neben dem Gesamtwert GSI des *Brief Symptom Inventory (BSI; Franke, 2000)* auch die beiden anderen globalen Kennwerte des Fragebogens, PST und PSDI, analysiert. Der *GSI (Global Severity Index)* beschreibt die Schwere der psychischen Belastung über alle Fragebogenitems. Während der *PSDI (Positive Symptom Distress Index)* die Intensität der Belastung bei den Items mit einer angegebenen Beeinträchtigung, d. h. einer Antwort größer null, zum Ausdruck bringt, erfasst der *PST (Positive Symptom Total)* die Anzahl der Symptome, bei denen überhaupt eine Beeinträchtigung angegeben wurde. Da GSI, PSDI und PST also inhaltlich verschiedene Aspekte der Symptombelastung widerspiegeln und durch interne Konsistenzen zwischen .92 und .96 überzeugen, erscheint es sinnvoll, zur differenzierten Erfassung der Symptombelastung alle drei Kennwerte heranzuziehen.

c) Grosse Holtforth et al. (2004) erfassen das *Wohlbefinden* u. a. mit dem *Fragebogen zur Lebenszufriedenheit (FLZ; Fahrenberg, Myrtek, Schumacher & Brähler, 2000)*. In der vorliegenden Studie wird zusätzlich die *Befindlichkeits-Skala (Bf-S; von Zerssen & Koeller, 1976)* eingesetzt.

Zudem wird dem nomologischen Netzwerk, in das die Inkongruenz eingebettet werden soll, ein weiteres Konstrukt hinzugefügt, dessen Zusammenhang mit Inkongruenz noch nicht untersucht wurde: Die *seelische Gesundheit* im Sinne Beckers (1989, 1995; Becker & Minsel, 1986) wird mit einer Skala des *Trierer Persönlichkeitsfragebogens (TPF; Becker, 1989)* erfasst. Da Inkongruenz eng mit psychopathologischen Symptomen verbunden ist (Grawe, 2004; Grosse Holtforth & Grawe, 2003; Grosse Holtforth et al., 2004), seelische Gesundheit dagegen mit deren Abwesenheit, lässt sich ein deutlicher negativer Zusammenhang dieser beiden Konstrukte vermuten. Dafür spricht auch, dass Inkongruenz stets negativ mit Wohlbefindensmaßen zusammenhängt (Grawe, 2004; Grosse Holtforth et al., 2004) und seelische Gesundheit Aspekte von Wohlbefinden beinhaltet (Becker, 1995, 2006).

Aufgrund des von der Konsistenztheorie postulierten Zusammenhangs zwischen Inkongruenz und dem Auftreten psychopathologischer Symptome wird des Weiteren erwartet, dass Menschen mit ebensolchen Symptomen höhere Inkongruenz aufweisen als psychisch Gesunde. Diese Vermutung wurde bereits von den Autoren des INK anhand mehrerer klinischer Stichproben im Vergleich mit einer Kontrollgruppe von „Normalpersonen“ belegt und wird hier einer Replikation unterzogen. Zusätzlich wird angenommen, dass Menschen mit allgemein „ungünstigen gegenwärtigen Lebensbedingungen“ (Grawe, 2004, S. 412) ebenfalls höhere Inkongruenzwerte zeigen als Kontrollpersonen. Als Beispiel für solche Bedingungen nennt Grawe (2004) unter anderem Arbeitslosigkeit. Diese *Unterschiedshypothese* wurde bisher noch nicht empirisch überprüft, weshalb die erstmalige Berücksichtigung einer Arbeitslosenstichprobe besonders interessant erscheint. Es wird angenommen, dass *Arbeitslose* ein höheres Inkongruenzniveau zeigen als *Kontrollpersonen* („Normalpersonen“), jedoch ein geringeres als *Psychatriepatienten*.

Methode

Stichprobe

Gemäß den Hypothesen wurden drei Gruppen von Probanden akquiriert: 86 Psychatriepatienten, 82 Arbeitslose sowie 91 Kontrollpersonen. Die Patienten wurden stationär oder in einer psychiatrischen Tagesklinik behandelt und von ihrem jeweiligen Bezugstherapeuten gebeten, an der Untersuchung teilzunehmen. Zum Zeitpunkt der Erhebung befanden sie sich weniger als zwei Wochen in der aktuellen psychiatrisch-psychotherapeutischen Behandlung. Diese Einschränkung muss vorgenommen werden, da Inkongruenz durch wirksame Psychotherapie reduziert wird (Berking, Grosse Holtforth & Jacobi, 2003). Die Arbeitslosen wurden über eine Agentur für Arbeit rekrutiert, indem sie im Wartebereich der Agentur angesprochen und um das Ausfüllen der Fragebogen gebeten wurden. Die Kontrollgruppe setzt sich aus Verwaltungsmitarbeitern einer Universität sowie Freizeitmusikern und -schützern zusammen. Die Universitätsangestellten wurden per E-Mail zur Teilnahme an der Studie eingeladen und konnten sich bei Interesse bei den Untersuchern melden. Die Musiker und Schützen bekamen in jeweils zwei Probeabenden bzw. Sitzungen die Fragebogen ausgeteilt, mit der Bitte, diese beim nächsten Treffen ausgefüllt zurückzugeben. Alle Probanden nahmen freiwillig und ohne Honorierung an der Studie teil. Ob sich einzelne Probanden der Gruppe der Kontrollpersonen oder der Arbeitslosen in ambulanter Psychotherapie befanden, wurde nicht erhoben.

Die demografischen Daten der drei Probandengruppen zeigt Tabelle 1. Der Großteil der Arbeitslosen (72 %) war erst seit sechs Monaten oder kürzer ohne Job. Die bei den Patienten am häufigsten vertretenen Störungsarten waren affektive (67 %) sowie Angststörungen (36 %). Unterschiede in den demografischen Variablen zwischen den

Tabelle 1. Demografische Daten der (Teil-)Stichproben

		Patienten	Arbeitslose	KG	Gesamt
	<i>N</i>	86	82	91	259
Alter	Mittelwert	40.26	36.84	41.01	39.45
	Streuung	15.19	12.82	15.12	14.51
	Minimum	17	18	17	17
	Maximum	78	61	75	78
Geschlecht	Männer	31 (36 %)	41 (50 %)	40 (44 %)	112 (43 %)
	Frauen	55 (64 %)	40 (49 %)	51 (56 %)	146 (56 %)
	fehl. Werte	–	1 (1 %)	–	1 (1 %)
Schulabschluss	keiner	2 (2 %)	1 (1 %)	–	3 (1 %)
	Hauptschule	26 (30 %)	30 (37 %)	27 (30 %)	83 (32 %)
	Realschule	21 (24 %)	22 (27 %)	26 (29 %)	69 (27 %)
	(Fach-)Abitur	24 (28 %)	16 (20 %)	23 (25 %)	63 (24 %)
	Studium	11 (13 %)	11 (13 %)	15 (17 %)	37 (14 %)
	fehl. Werte	2 (2 %)	2 (2 %)	–	4 (2 %)

Anmerkungen: KG = Kontrollgruppe. Summieren sich die Prozentangaben innerhalb einer Zelle nicht zu 100% auf, so ist dies auf Rundungsfehler zurückzuführen.

drei Stichproben werden im Abschnitt „vorbereitende Analysen“ erörtert (s. weiter unten).

Material und Versuchsablauf

Das zur Durchführung der Studie notwendige Material bestand in einem Testheft, das jedem Probanden ausgehändigt wurde. Auf dem Deckblatt waren die Danksagung für die Teilnahme, eine kurze Erläuterung des Untersuchungszwecks, die Versicherung der Anonymität, die Instruktion und Fragen zu den demografischen Angaben zu finden. Hauptbestandteil des Testheftes waren verschiedene Fragebogenverfahren, von denen jedoch nicht alle von jeder Probandengruppe ausgefüllt wurden, um die Bearbeitungszeit und somit die Belastung zu verringern (vgl. Tab. 4). Der Grundstock von Fragebogen, den die Gesamtstichprobe erhielt, bestand aus INK, FAMOS, Brief Symptom Inventory (BSI) und Befindlichkeits-Skala (BF-S). Die Kontrollgruppe füllte zusätzlich den Fragebogen zur Lebenszufriedenheit (FLZ) und die Skala Seelische Gesundheit aus dem Trierer Persönlichkeitsfragebogen (TPF-SG) aus. Die Patienten erhielten ebenfalls den FLZ und die TPF-Skala SG sowie darüber hinaus die Kurzversion der Allgemeinen Depressionsskala (ADS-K). Die Arbeitslosen hatten somit das am wenigsten umfangreiche Testheft zu bearbeiten, um deren Commitment nicht zu gefährden. Da wegen der ähnlichen Items Erinnerungseffekte zwischen INK und FAMOS zu befürchten sind, wurde der FAMOS an den Anfang und der INK an das Ende des Testheftes gestellt. Die Reihenfolge der übrigen Fragebogen blieb gleich.

Ergebnisse

Vorbereitende Analysen

Um Veränderungen der Reliabilität durch die Skalenextraktion (Krampen, 1993; Krampen, Hense & Schneider, 1992), d. h. die Herauslösung einer Skala aus ihrem Fragebogenkontext, ausschließen zu können, wurde die interne Konsistenz für die verwendete TPF-Skala bestimmt. Cronbachs Alpha beträgt .95, womit die Befürchtung einer unsystematischen Reliabilitätsveränderung durch die Extraktion der Skala entkräftet ist.

Weiterhin wurden die demografischen Daten hinsichtlich möglicher Unterschiede zwischen den Teilstichproben sowie möglicher Zusammenhänge mit Inkongruenz untersucht. Dabei wurden zwischen den Probandengruppen keine signifikanten Unterschiede festgestellt. Lediglich das Geschlecht weist einen bedeutsamen Zusammenhang mit Inkongruenz auf ($r = .14, p < .05$, höhere Inkongruenz bei Frauen). Um potenzielle Scheinkorrelationen aufzudecken, wurde das Geschlecht aus allen berechneten Korrelationen mit Inkongruenz herauspartialisiert. Dies hatte jedoch so geringen Einfluss auf die Höhe der Zusammenhänge, dass die Partialkorrelationen hier der Übersichtlichkeit halber ausgespart werden.

Schließlich wurden die Voraussetzungen der durchzuführenden Tests überprüft. Die Annahme einer multivariaten Normalverteilung als Voraussetzung für die Auswertung mittels CFA ist laut Mardia-Test widerlegt. Die multivariate Kurtosis und die entsprechenden z-Werte betragen für die drei getesteten und im nächsten Abschnitt genauer beschriebenen Modelle 292.03 (z-Wert:

28.32), 275.20 (z-Wert: 40.66) sowie 69.26 (z-Wert: 16.28). Die Voraussetzungen der einfaktoriellem ANOVA sind hingegen erfüllt. Die Normalverteilung der AV unter jeder Stufe der UV wird aufgrund fehlender Signifikanzen im Kolmogorov-Smirnov-Test angenommen. Aufgrund der fehlenden univariaten Normalverteilung vieler Testwerte lässt sich vermuten, dass auch die bivariate Normalverteilung als Voraussetzung der zu berechnenden Korrelationen nicht gegeben ist. Nach den Konventionen von Cohen (1988) sind die verwendeten Stichprobengrößen jedoch ausreichend, um die Robustheit der parametrischen Verfahren zu gewährleisten.

Skalenstruktur des INK

Um die Angemessenheit der theoretisch postulierten INK-Struktur zu prüfen, wurden drei rekursive Strukturgleichungsmodelle anhand der Daten der Gesamtstichprobe mittels CFA geprüft. Modell 1 enthält die 37 Vermeidungsitems des INK als manifeste Variablen, neun Primärfaktoren, die den Vermeidungszielskalen entsprechen, und einen übergeordneten Faktor, der als zusammenfassende Skala der Vermeidungssinkongruenz interpretiert werden soll. Das zweite Modell ist hierzu äquivalent, es enthält aber die 57 Annäherungsitems des INK, 14 Primärfaktoren (die Annäherungszielskalen) sowie einen übergeordneten Faktor, der für die zusammenfassende Annäherungssinkongruenz steht. Modell 3 bezieht sich schließlich auf die Skalenebene. Dabei werden die 14 Annäherungsskalen als manifeste Variablen einem Annäherungsfaktor und die neun Vermeidungsskalen einem Vermeidungsfaktor zugeordnet. Des Weiteren sollte sich ein übergeordneter Generalfaktor bestätigen lassen, der die Skala für die Gesamtsinkongruenz abbildet. Da die vorliegenden Datensätze nicht hinreichend multivariat normalverteilt sind, wurde eine Bootstrap-Prozedur angewandt, bei der 1000 zufällige Stichproben gezogen, der Chi-Quadrat-Wert als Index des exakten Modell-Fits berechnet sowie Root-Mean-Square-Error-of-Approximation (RMSEA) und Standardized-Root-Mean-Square-Residual (SRMR) als Indizes des approximativen Modell-Fits angegeben werden (Byrne, 2001). Die Parameterschätzungen erfolgen über die Maximum-Likelihood-Methode. Die Ergebnisse der CFAs sind in Tabelle 2 zusammengefasst. Die Modelle 1 und 2 zeigen jeweils einen schlechten exakten Modell-Fit ($p_{\chi^2} < .001$), jedoch annehmbare approximative Fit-Indizes (RMSEA und SRMR um .08; Bühner, 2004; Hu & Bentler, 1999). Auch der exakte Fit von Modell 3 erweist sich als schlecht, weil signifikant ($p_{\chi^2} < .001$). Der RMSEA ist hier deutlich größer als bei den anderen Modellen und verhältnismäßig weit von der Erreichung des Cut-Off-Wertes entfernt, während sich der SRMR im Vergleich zu den beiden übrigen Modellen sogar günstiger darstellt. Bei dem Versuch, den RMSEA zu verbessern, wurden anhand der von Amos bereitgestellten Modifikationsindizes sukzessive korrelierte Residuen zwischen den manifesten Variablen zugelassen. Mit diesem Vorgehen konnte der RMSEA schließlich auf .08 gesenkt werden.

Die Ergebnisse der CFAs auf Itemebene sprechen für die Unterscheidung von 14 Annäherungsziel- und neun Vermeidungszielskalen sowie jeweils einem übergeordneten Faktor der Annäherungs- und Vermeidungssinkongruenz. Die CFA auf Skalenebene kann hingegen nicht eindeutig die Unterscheidung eines Annäherungs- und eines Vermeidungsfaktors sowie eines übergeordneten Faktors der Gesamtsinkongruenz bestätigen.

Tabelle 2. Fit-Indizes für die drei per CFA getesteten Modelle

	χ^2	SRMR	RMSEA
Modell 1	3 846***	.073	.078
Modell 2	1 789***	.078	.087
Modell 3	1 000***	.057	.115
Modell 3 (mod.)	537***	.043	.080

Anmerkungen: SRMR = standardized root mean square residual; RMSEA = root mean square error of approximation; *** $p < .001$.

Verhältnis zwischen INK und FAMOS

Die berechneten Zusammenhänge zwischen den zueinander gehörigen Skalen von INK und FAMOS sind in Tabelle 3 aufgelistet. Die Korrelationen liegen zwischen $-.30$ und $.32$. Sieben von 23 Zusammenhängen sind auf dem bonferoni-korrigierten Alpha-Niveau ($p < .002$) signifikant. Der über Fishers-Z-Transformationen gebildete Mittelwert aus den Beträgen der Korrelationskoeffizienten liegt nur bei $M_r = .15$. Vorhersagegemäß korrelieren die einander zugeordneten Skalen von INK und FAMOS somit tatsächlich eher niedrig miteinander.

Die zusammenfassende Vermeidungszielskala des FAMOS korreliert erwartungsgemäß signifikant positiv sowohl mit der Annäherungs- ($r = .30$; $p < .001$) als auch mit der Gesamtsinkongruenz ($r = .31$; $p < .001$). Dieser Zusammenhang wurde ebenfalls, wie aus der Konsistenztheorie abgeleitet, mit der Skala Vermeidungsdominanz im FAMOS gefunden. Sie korreliert signifikant zu $.29$ ($p < .001$) mit der Annäherungs- und zu $.28$ ($p < .001$) mit der Gesamtsinkongruenz.

Zusammenhang des INK mit verwandten Konstrukten

Die Inkonsistenztheorie postuliert einen engen Zusammenhang der motivationalen Inkongruenz mit den Konstrukten psychopathologische Symptombelastung, Depressivität, Wohlbefinden und seelische Gesundheit. Tabelle 4 enthält die Korrelationen für die drei Substichproben sowie für die jeweiligen Gesamtstichproben (nicht jede Substichprobe hat jeden Test erhalten; s. Methode). Die drei BSI-Kennwerte GSI, PST und PSDI zur Erfassung der psychopathologischen Symptombelastung, die beiden Depressivitätsskalen ADS-K und BSI-Skala 4, die bei-

Tabelle 3. Korrelationen zwischen den zueinander gehörigen INK- und FAMOS-Skalen

Skalen von INK und FAMOS	N	r
1 Intimität/Bindung	257	-.25***
2 Geselligkeit	259	-.15
3 Anderen helfen	258	-.30***
4 Hilfe bekommen	259	-.09
5 Anerkennung/Wertschätzung	257	.12
6 Überlegensein/Imponieren	259	.02
7 Autonomie	259	-.09
8 Leistung	257	-.10
9 Kontrolle haben	254	.01
10 Bildung/Verstehen	259	-.21***
11 Glauben/Sinn	257	-.13
12 Das Leben auskosten	258	-.17
13 Selbstvertrauen/Selbstwert	256	-.09
14 Selbstbelohnung	258	.04
15 Alleinsein/Trennung	255	.13
16 Geringschätzung	258	.27***
17 Erniedrigung/Blamage	256	.05
18 Vorwürfe/Kritik	259	.32***
19 Abhängigkeit/Autonomieverlust	258	-.05
20 Spannungen mit anderen	257	-.03
21 Sich verletztbar machen	259	.29***
22 Hilflosigkeit/Ohnmacht	257	.17
23 Versagen	258	.25***

Anmerkungen: Ist die Anzahl der Probanden in einigen Zeilen geringer als die Gesamtstichprobengröße, so ist dies auf den Ausschluss von Ausreißern zurückzuführen. *** $p < .001$ (zugleich signifikant auf $p < .002$ nach Bonferroni-Korrektur).

den Wohlbefindensmaße FLZ und Bf-S sowie die TPF-Skala zur Erfassung der seelischen Gesundheit korrelieren in allen drei Substichproben in hypothesenkonformer Richtung hochsignifikant (zwischen $r = .39$ und $r = .75$) mit der Gesamtkongruenz. In den Gesamtstichproben fallen die Korrelationen aufgrund der größeren Merkmalsstreuung noch höher aus (zwischen $r = .67$ und $r = -.87$).

Unterschiede zwischen Patienten, Arbeitslosen und Kontrollpersonen

Um die postulierten Unterschiede in der Gesamtkongruenz zwischen den drei Probandengruppen zu prüfen, wurde eine einfaktorielle Varianzanalyse gerechnet. Die ANOVA (Tabelle 5) zeigt mit $F(2, 256) = 122.71$ und $p < .001$ einen signifikanten Inkongruenzunterschied zwischen den Teilstichproben an. Der Scheffé-Test macht post hoc deutlich, dass sich alle drei Gruppen jeweils signifikant voneinander unterscheiden. Die Patienten haben mit $M = 3.21$ ($SD = 0.53$) den höchsten Mittelwert, gefolgt von den Arbeitslosen mit $M = 2.46$ ($SD = 0.60$) und den Kontrollpersonen mit $M = 1.91$ ($SD = 0.52$). Die angenommene Rangfolge der drei Gruppen auf dem Merkmal Inkongruenz kann demnach bestätigt werden. Die Stärke des Haupteffektes der Varianzanalyse beträgt $\omega^2 = .49$. Die durch eine Kontrastanalyse ermittelten t-Werte für Einzelvergleiche liefern kleinere, aber immer noch sehr große Effektstärken (Patienten vs. Kontrolle: $\omega^2 = .48$; Patienten vs. Arbeitslose: $\omega^2 = .23$; Arbeitslose vs. Kontrolle: $\omega^2 = .14$).

Diskussion

Wie bereits deutlich wurde, fallen die Ergebnisse größtenteils hypothesenkonform aus. Dennoch werden sie im Folgenden einer kritischen Diskussion unterzogen sowie in den bisherigen Forschungsstand eingeordnet.

Tabelle 4. Korrelationen der untersuchten Konstrukte mit der Gesamtkongruenz des INK

Konstrukt	Test/Skala	Patienten N = 86	Arbeitslose N = 82	Kontrolle N = 91	Gesamt
Psychopathologische Symptombelastung	BSI-GSI	.52	.61	.63	.77 (1)
	BSI-PST	.42	.65	.61	.78 (1)
	BSI-PSDI	.49	.42	.39	.67 (1)
Depressivität	ADS-K	.75	–	–	.75 (2)
	BSI-Skala 4	.63	.65	.67	.80 (1)
Wohlbefinden	FLZ	-.60	–	-.58	-.84 (3)
	Bf-S	.62	.69	.64	.82 (1)
Seelische Gesundheit	TPF-Skala SG	-.61	–	-.72	-.87 (3)

Anmerkungen: BSI = Brief Symptom Inventory, GSI = Global Severity Index, PST = Positive Symptom Total, PSDI = Positive Symptom Distress Index, ADS-K = Allgemeine Depressionsskala – Kurzversion, BSI-Skala 4 = Depressivitätsskala des BSI, FLZ = Fragebogen zur Lebenszufriedenheit, Bf-S = Befindlichkeits-Skala, TPF = Trierer Persönlichkeitsfragebogen, SG = Seelische Gesundheit. Gesamt (s. „Material und Versuchsablauf“): (1) Gesamtstichprobe $N = 259$, (2) Patienten $N = 86$, (3) Patienten und Kontrollgruppe $N = 177$. $p < .01$ für alle Korrelationen.

Tabelle 5. Einfaktorielle ANOVA mit Gruppenzugehörigkeit als Faktor und Gesamtkongruenz als abhängiger Variable

Quelle der Varianz	df	F
Zwischen Gruppen	2	122.71***
Innerhalb Gruppen	256	(0.31)

Anmerkungen: Der Wert in Klammern repräsentiert den mittleren Quadratfehler. *** $p < .001$.

Auf Itemebene erhält die theoretisch postulierte Struktur des INK, zusätzlich zu der bereits von Grosse Holtforth et al. (2004) mithilfe exploratorischer Faktorenanalysen erbrachten Hinweise, weitere Evidenz durch eine konfirmatorische Vorgehensweise. Die akzeptablen bis guten approximativen Passungsgüte-Indizes RMSEA und SRMR (Modelle 1 und 2) sprechen für die Annahme von 14 Annäherungszielskalen und einem übergeordneten Faktor der Annäherungsinkongruenz sowie von neun Vermeidungszielskalen und einem übergeordneten Faktor der Vermeidungsinkongruenz. Die schlechten χ^2 -Werte der beiden mittels CFA auf Itemebene getesteten Modelle sind möglicherweise auf die hohe Anzahl von Variablen und die daraus resultierende Komplexität der Modelle zurückzuführen (Bühner, 2004). Dabei muss allerdings bedacht werden, dass ein guter Fit nicht heißt, dass nicht alternative Modelle existieren, die genauso gut oder gar besser passen können als die hier geprüften (Bühner, 2004; Byrne, 2001).

Auf Skalenebene stellt sich die Situation uneindeutiger dar. Während der SRMR einen sehr guten Wert erreicht, liegt der RMSEA klar über dem geforderten Cut-Off-Wert (Modell 3). Das mit dem Ziel eines akzeptablen RMSEA modifizierte Modell beinhaltet schließlich 25 Kovarianzen zwischen den Residuen der manifesten Variablen. Dieses Modell ist sicherlich nicht inhaltlich sinnvoll interpretierbar. Insgesamt kann zum Nachweis eines Annäherungs- und eines Vermeidungsfaktors sowie eines übergeordneten Generalfaktors der Gesamtkongruenz auf Skalenebene kein eindeutiges Fazit gezogen werden. Dieses uneindeutige Ergebnis ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass die manifesten Variablen bei Modell 3 Skalenwerte von Probanden, also bereits über mehrere Items aggregierte Werte sind (vgl. Bühner, 2004). Grosse Holtforth und Grawe (2003, S. 318) berichten, dass die Faktorenstruktur des FAMOS für den INK „größtenteils“ reproduziert wurde. Einzelne Items des INK hätten nach der Faktorenanalyse anderen Skalen zugeordnet werden müssen als im FAMOS. Die Autoren haben sich jedoch für die Beibehaltung der FAMOS-Skalenstruktur entschieden, um den Vorteil der direkten Vergleichbarkeit von INK- und FAMOS-Werten derselben Person zu erhalten. Dies kann ebenso wie die o. g. methodische Überlegung dazu beitragen, dass die postulierte Skalenstruktur nicht eindeutig bestätigt wurde. Die Skalenstruktur des INK sollte in künftigen Studien an weiteren unabhängigen Stichproben erforscht werden.

Die einander zugeordneten Skalen von INK und FAMOS korrelieren tatsächlich eher gering miteinander ($M_r = .15$). Die Koeffizienten liegen zwischen $-.30$ und $.32$, bei Grosse Holtforth et al. (2004) reicht die Variationsbreite von $-.34$ bis $.26$. Während es also bezüglich des Range eine gute Übereinstimmung gibt, werden jedoch in der vorliegenden Arbeit statt 19, wie bei Grosse Holtforth et al. (2004), lediglich 7 der 23 Zusammenhänge signifikant. Dieses theoriekonforme Ergebnis ist möglicherweise auf die von uns vorgenommene Adjustierung des Alpha-Fehler-Niveaus zurückzuführen. Bei der Betrachtung der einzelnen Zusammenhänge zeigen sich kaum bemerkenswerte Abweichungen von den Korrelationen, die Grosse Holtforth et al. (2004) aufführen. Auch wenn das postulierte Zusammenhangsmuster empirisch repliziert werden konnte, ist die komplexe asymmetrische Beziehung zwischen den beiden Beurteilungsdimensionen motivationaler Ziele weder methodisch noch inhaltlich hinreichend geklärt. Hierfür sind weitere Forschungen erforderlich.

Die Konsistenztheorie nimmt an, dass Vermeidungszielen bei der Entstehung von Inkongruenz eine wichtige Rolle zukommt. Die Höhe der zu diesem Postulat von Grosse Holtforth et al. (2004) errechneten Korrelation der zusammenfassenden Vermeidungszielskala des FAMOS mit der Gesamt- ($r = .30$) und Annäherungsinkongruenz ($r = .28$) wird durch die Ergebnisse dieser Studie bestätigt. Die Vermeidungsdominanz korreliert bei Grosse Holtforth et al. (2004) zu $r = .34$ mit der Gesamtkongruenz und zu $r = .40$ mit der Annäherungsinkongruenz. Die entsprechenden hier berechneten Koeffizienten erreichen diese Werte nicht ganz. Dennoch sprechen die Signifikanzen, die alle bei einem Niveau von $p < .001$ liegen, für die konsistenztheoretisch angenommenen Zusammenhänge zwischen Inkongruenz und Vermeidungszielen.

Alle zur Beurteilung der Konvergenz (Fisseni, 2004) berechneten Zusammenhänge zwischen dem INK und anderen Fragebogenverfahren sind hochsignifikant. Dies gilt nicht nur für die jeweiligen Gesamtstichproben, sondern auch für jede der drei Substichproben. Hypothesenkonform korreliert die Gesamtkongruenz positiv mit der psychopathologischen Symptombelastung. Die Korrelationen zwischen dem INK und den drei BSI-Kennwerten liegen in den Substichproben etwas unter den von Grosse Holtforth et al. (2004) berichteten Zusammenhängen zwischen verschiedenen Versionen der Symptom-Checkliste von Derogatis (SCL-90-R; Franke, 1995) und der Inkongruenz, in der Gesamtstichprobe liegen sie etwas darüber. Bezüglich der mit der ADS-K gemessenen Depressivität übertreffen die Ergebnisse dieser Untersuchung ($r = .75$) geringfügig die von Grosse Holtforth et al. (2004) berichteten Korrelationen des INK mit der ADS-K ($r = .69$) und dem Beck-Depressionsinventar (BDI; Hautzinger, Bailer, Worall & Keller, 2000; $r = .73$). Der Zusammenhang mit der Depressivitätsskala des Brief Symptom Inventory ist mit $r = .63-.67$ recht homogen in den drei Substichproben, in der Gesamtstichprobe fällt er besonders hoch aus ($r = .80$). Die Inkongruenz hängt also deutlich mit psychopathologischer Symptombelastung im Allgemeinen und Depressivität im Speziellen zusammen, was angesichts der von

der Konsistenztheorie postulierten Beziehung zwischen Inkongruenz und Psychopathologie für die Konstruktvalidität des INK spricht.

Der Gesamtwert des INK korreliert, ebenfalls hypothesenkonform, negativ mit dem subjektiven Wohlbefinden. Die aktuelle affektive Komponente des Wohlbefindens wird mit der Bf-S gemessen, deren positiver Zusammenhang mit Inkongruenz lediglich auf die Polung ihrer Items zurückzuführen ist (je höher der Bf-S-Wert, desto schlechter die Befindlichkeit). Auch Grosse Holtforth et al. (2004) berechnen einen Zusammenhang zwischen dem INK und einem Maß für den aktuellen Affekt. Hierfür benutzen sie die deutsche Form der Positive and Negative Affect Schedule (PANAS; Krohne, Egloff, Kohlmann & Tausch, 1996) mit einer Veränderung des Bezugszeitraumes in der Instruktion. Im Vergleich zu den Korrelationen mit dem aktuellen positiven und negativen Affekt in der PANAS ($r = -.31$ und $.47$) sticht der hier gefundene Zusammenhang zwischen INK und Bf-S mit $r = .82$ in der Gesamtstichprobe deutlich hervor. Dies kann nicht nur auf die größere Varianz in der Gesamtstichprobe zurückzuführen sein, da auch die Korrelationen in den Substichproben mit $r = .62$ – $.69$ merklich höher ausfallen. Auch der Zusammenhang zwischen Inkongruenz und Lebenszufriedenheit, der kognitiven Wohlbefindenskomponente, kann repliziert werden. Die von den INK-Autoren bei einer reinen Patientenstichprobe berichtete Korrelation von $-.62$ zwischen ihrem Fragebogen und dem FLZ sowie von Zusammenhängen mit anderen Zufriedenheitsmaßen in der gleichen Größenordnung kann in der entsprechenden Substichprobe mit $r = -.60$ bestätigt werden. Grosse Holtforth et al. (2004, S. 63) nehmen an: „Bei einer heterogeneren Stichprobe unter Einbeziehung auch weniger belasteter Personen, dürften sich eine größere Varianz und somit eventuell noch höhere Korrelationen vorfinden lassen.“ Genau diese Vermutung wird in der vorliegenden Untersuchung in der Gesamtstichprobe mit $r = -.84$ eindrucksvoll bestätigt. Der Zusammenhang zwischen INK und FLZ spricht in zweierlei Hinsicht für die Konstruktvalidität des INK. Zum Einen kann die insgesamt bestätigte Beziehung zwischen Inkongruenz und Wohlbefinden als weiteres Indiz für die Konstruktvalidität des INK interpretiert werden. Zum Anderen fällt eine weitgehende Übereinstimmung zwischen der Auffassung von Lebenszufriedenheit im FLZ und der Inkongruenzdefinition von Grawe (2004) auf. Demnach kann der FLZ auch als Kongruenzmaß aufgefasst werden und korreliert als solches erwartungsgemäß hoch negativ mit dem INK, was ebenso die Konstruktvalidität des Fragebogens belegt.

Ganz ähnliche Schlussfolgerungen lassen sich aus der Korrelation zwischen Inkongruenz und seelischer Gesundheit ziehen, die in den Substichproben $r = -.61$ bzw. $-.72$ beträgt und die mit $r = -.87$ in der Gesamtstichprobe den höchsten festgestellten Zusammenhang darstellt. Bedenkt man die Bedeutung der Bedürfnisbefriedigung für die seelische Gesundheit (Becker, 2006), ist auch diese Korrelation als empirische Bestätigung der konsistenztheoretischen Annahmen sowie als Hinweis auf die Konstruktvalidität des INK zu werten. Der auffällig hohe Zu-

sammenhang könnte allerdings zum Teil auch durch die inhaltliche Ähnlichkeit der beiden Konstrukte erklärt werden (vgl. die Skalen *Sinnerfülltheit* im TPF und *Glauben/Sinn* im INK sowie die in beiden Fragebogen gleich benannte Skala *Autonomie*).

Die Einbettung des INK in das vorgeschlagene nomologische Netzwerk ist damit eindrucksvoll bestätigt worden. Dies gilt für die Replikation bekannter Befunde (Psychopathologische Symptombelastung BSI-GSI, Depressivität ADS-K, Wohlbefinden FLZ), für die Prüfung noch nicht untersuchter Testverfahren und Kennwerte (BSI-PST, BSI-PSDI, Depressivitätsskala des BSI, Wohlbefinden Bf-S) sowie für das erstmals untersuchte Konstrukt „Seelische Gesundheit“.

Von besonderem Interesse ist der Mittelwertvergleich der drei Probandengruppen in Bezug auf die gesamte motivationale Inkongruenz. Auch dieser fällt hypothesenkonform aus. Psychiatriepatienten haben im Durchschnitt offensichtlich stark erhöhte Inkongruenzniveaus, was die von Grosse Holtforth et al. (2004) berichteten Ergebnisse repliziert und auf die konsistenztheoretisch unterstellte Wechselwirkung zwischen Inkongruenz und Psychopathologie attribuiert werden kann. Arbeitslose weisen auf Mittelwertebene eine signifikant niedrigere Inkongruenz auf als die Gruppe der Psychiatriepatienten, aber eine signifikant höhere als die Kontrollgruppe. In ihrem Fall spricht Grawe (2004) von allgemein „ungünstigen gegenwärtigen Lebensbedingungen“, die zu ähnlichen Problemen bezüglich des Inkongruenzniveaus führen können wie psychische Störungen, nur nicht in demselben Ausmaß. Der Effekt von $\omega^2 = .49$ ist nach Cohen (1988) sehr groß und kann somit auch als inhaltlich relevant betrachtet werden. Dass sich die postulierten Unterschiede zwischen Psychiatriepatienten, Arbeitslosen und Kontrollpersonen in solcher Deutlichkeit nachweisen lassen, spricht wiederum für die Konstruktvalidität und die Anwendungsrelevanz des INK.

In dieser Arbeit werden auf verschiedenen methodischen Wegen Belege für eine gute Konstruktvalidität des INK geliefert. Abschließend sollen einige Anregungen für zukünftige Forschung zu diesem Thema gegeben werden. Die Skalenstruktur des INK, die hier nicht eindeutig bestätigt werden konnte, sollte an weiteren unabhängigen Stichproben erneut geprüft werden. Nachdem für die Arbeitslosen die postulierte „Sandwich-Position“ zwischen Kontrollgruppe und Patienten so deutlich bestätigt werden kann, erscheint auch die Untersuchung anderer nicht-klinischer Stichproben für die zukünftige Forschung fruchtbar. Mögliche Probanden wären z. B. Inhaftierte, die aufgrund ihrer Lebenssituation viele motivationale Ziele nicht realisieren können. Neben der Replikation bereits bekannter Zusammenhänge mittels anderer Testverfahren sind auch Hypothesen zu Korrelationen des INK mit noch gar nicht berücksichtigten Konstrukten sinnvoll. Insbesondere mit anderen Inkongruenzmaßen sollte der INK hoch positiv korrelieren. Hier existieren vielfältige Möglichkeiten der Messung, wie die Erfassung von Selbstdiskrepanzen mit dem Selbstkonzept-Inventar (SKI; von

Georgi & Beckmann, 2004) oder Methoden zur Quantifizierung von Konflikten (z. B. Lauterbach, 1975, 1996), um nur zwei weitere Inkongruenzmaße zu nennen. Im Sinne der Diskordanz (Fisseni, 2004) sollten in zukünftigen Studien auch Zusammenhänge mit „entfernten“ Konstrukten untersucht werden, zu denen theoretisch begründet niedrige Korrelationen erwartet werden.

Insgesamt kann der INK aufgrund der Ergebnisse seiner Konstruktvalidierung für sein primäres Anwendungsgebiet, die Inkongruenzmessung in der klinisch-psychologischen und psychotherapeutischen Praxis und Forschung (z. B. Grosse Holtforth, Grawe, Fries & Znoj, 2008) empfohlen werden. Grundsätzlich ist allerdings zu berücksichtigen, dass die Konstruktvalidierung als „Prozess der sukzessiven Approximation“ (Hörmann, 1961) per definitionem niemals abgeschlossen sein wird.

Literatur

- Becker, P. (1989). *Trierer Persönlichkeitsfragebogen TPF*. Göttingen: Hogrefe.
- Becker, P. (1995). *Seelische Gesundheit und Verhaltenskontrolle: Eine integrative Persönlichkeitstheorie und ihre klinische Anwendung*. Göttingen: Hogrefe.
- Becker, P. (2006). *Gesundheit durch Bedürfnisbefriedigung*. Göttingen: Hogrefe.
- Becker, P. & Minsel, B. (Hrsg.). (1986). *Psychologie der seelischen Gesundheit*. Göttingen: Hogrefe.
- Berking, M., Grosse Holtforth, M. & Jacobi, C. (2003). Reduction of incongruence in inpatient psychotherapy. *Clinical Psychology and Psychotherapy*, 10, 86–92.
- Bühner, M. (2004). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. München: Pearson Studium.
- Byrne, B. M. (2001). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Cohen, J. (1988). *Statistical power analysis for the behavioral sciences* (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Fahrenberg, J., Myrtek, M., Schumacher, J. & Brähler, E. (2000). *Fragebogen zur Lebenszufriedenheit (FLZ)*. Göttingen: Hogrefe.
- Fisseni, H.-J. (2004). *Lehrbuch der psychologischen Diagnostik* (3. überarb. u. erw. Aufl.). Göttingen: Hogrefe.
- Fries, A. & Grawe, K. (2006). Inkonsistenz und psychische Gesundheit: Eine Metaanalyse. *Zeitschrift für Psychiatrie, Psychologie und Psychotherapie*, 54 (2), 133–148.
- Franke, G. (1995). *SCL-90-R. Die Symptom-Checkliste von Derogatis – Deutsche Version*. Göttingen: Beltz Test.
- Franke, G. (2000). *Brief Symptom Inventory von L. R. Derogatis (Kurzform der SCL-90-R) – Deutsche Version*. Göttingen: Beltz Test.
- Grawe, K. (1998). *Psychologische Therapie*. Göttingen: Hogrefe.
- Grawe, K. (2004). *Neuropsychotherapie*. Göttingen: Hogrefe.
- Grosse Holtforth, M. & Grawe, K. (2000). Fragebogen zur Analyse Motivationaler Schemata (FAMOS). *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 29 (3), 170–179.
- Grosse Holtforth, M. & Grawe, K. (2002). *Fragebogen zur Analyse Motivationaler Schemata (FAMOS)*. Göttingen: Hogrefe.
- Grosse Holtforth, M. & Grawe, K. (2003). Der Inkongruenzfragebogen (INK) – Ein Messinstrument zur Analyse motivationaler Inkongruenz. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 32 (4), 315–323.
- Grosse Holtforth, M., Grawe, K., Fries, A. & Znoj, H. (2008). Inkonsistenz als differentielles Indikationskriterium in der Psychotherapie. Eine randomisierte kontrollierte Studie. *Zeitschrift für Klinische Psychologie und Psychotherapie*, 37 (2), 103–111.
- Grosse Holtforth, M., Grawe, K. & Tamcan, Ö. (2004). *Inkongruenzfragebogen (INK)*. Göttingen: Hogrefe.
- Hautzinger, M., Bailer, M., Worall, H. & Keller, F. (2000). *Beck-Depressionsinventar (BDI)*. (3. Aufl.). Bern: Huber.
- Hautzinger, M. & Bailer, M. (1993). *Allgemeine Depressions-skala (ADS)*. Göttingen: Beltz Test.
- Hörmann, H. (1961). Zur Validierung von Persönlichkeitstests, insbesondere von projektiven Verfahren. *Psychologische Rundschau*, 12, 44–49.
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation modeling*, 6, 1–55.
- Krampen, G. (1993). Effekte von Bewerbungsinstruktionen und Subskalenextraktion in der Fragebogendiagnostik. *Diagnostica*, 39 (2), 97–108.
- Krampen, G., Hense, H. & Schneider, J. F. (1992). Reliabilität und Validität von Fragebogenskalen bei Standardreihenfolge versus inhaltshomogener Blockbildung ihrer Items. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie*, 39 (2), 229–248.
- Krohne, H. W., Egloff, B., Kohlmann, C.-W. & Tausch, A. (1996). Untersuchungen mit der deutschen Form der Positive and Negative Affect Schedule (PANAS). *Diagnostica*, 42, 139–156.
- Lauterbach, W. (1975). Assessing psychological conflict. *British Journal of Social and Clinical Psychology*, 14, 43–47.
- Lauterbach, W. (1996). The measurement of personal conflict. *Psychotherapy Research*, 6, 213–225.
- von Georgi, R. & Beckmann, D. (2004). *Selbstkonzept-Inventar – SKI*. Bern: Huber.
- von Zerssen, D. & Koeller, D. M. (1976). *Bf-S – Die Befindlichkeits-Skala*. Weinheim: Beltz.

Manuskript eingereicht: 26. 05. 2008
Manuskript angenommen: 10. 02. 2009

Dr. Wolfgang L. Roth

Universität Trier
FB I – Psychologie
Abt. Klinische Psychologie, Psychotherapie
und Wissenschaftsforschung
54286 Trier
E-Mail: roth@uni-trier.de