Rasch-basierte Prüfung von Kurzskalen zur Erfassung von Vertrauen in der Psychotherapie

Martina Hewig[1], Petra Hank[2] und Günter Krampen[2]

Zusammenfassung

Im Rahmen der Vertrauensforschung ermöglicht das Modell der Vertrauens-Trias (VTT) von Krampen eine differenzierte Betrachtung der drei Vertrauenskonstituenten interpersonales Vertrauen, Selbstvertrauen und Zukunftsvertrauen und deren Integration in ein handlungstheoretisch fundiertes Persönlichkeits- und Entwicklungsmodell. Vor diesem theoretischen Hintergrund wurden Skalen zur Erfassung dieser drei Vertrauensfacetten bezogen auf die therapeutische Beziehung entwickelt. In der vorliegenden Arbeit wurde die psychometrische Qualität dieser drei Skalen mittels Rasch-Analysen anhand einer klinischen Stichprobe (N = 280) untersucht. Die Berechnungen nach dem eindimensionalen Rasch-Modell und dem Mixed-Rasch-Modell für zwei Klassen belegten mit Einschränkungen die Gültigkeit des eindimensionalen Rasch-Modells für alle drei Skalen. Unter Berücksichtigung der restringierten Rasch-Modelle ließ sich die Geordnetheit der Schwellen in allen Skalen bestätigen. Zusätzlich ließen sich bei der Analyse der Item- und Schwellenparameter nach dem MRM bei der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen klassenspezifische Response Sets identifizieren. Beim Einsatz in der klinischen Praxis konnte die prognostische Bedeutung der Vertrauensskalen für den Therapieerfolg ebenfalls belegt werden. Damit bieten die Kurzskalen zur Erfassung von Vertrauen in der Psychotherapie nun die Möglichkeit, spezifische Vertrauensaspekte der Patienten im Rahmen der Psychotherapie systematisch zu erfassen.

Schlüsselwörter

Vertrauen – Psychotherapie – Rasch-Modell – Mixed-Rasch-Modell

Abstract

Rasch analysis of the short scales to assess trust in psychotherapy
In research about trust, the „Trias of Trust Model“ (TTM) by Krampen provides an integrative and action-theory based model for personality and human development that allows a sophisticated inspection of three different aspects of trust: interpersonal trust, trust in one's own competences and trust in the future. Based on the integrative TTM new scales were developed to measure these three aspects of trust related to the therapeutic alliance. The aim of the present study was to investigate the psychometric properties of these scales based on a clinical sample consisting of 280 patients by using Rasch analyses. Applications of the ordinal Rasch model and the mixed Rasch Model with two classes confirmed the validity of the unidimensional Rasch model for all of

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

the three scales with some restrictions. Additionally, for the interpersonal trust in the therapeutic alliance scale different response sets could be identified in the sample. At least, the prognostic relevance of the trust scales for therapy outcome could be confirmed. Consequently, the three short scales to assess trust in psychotherapy provide a new possibility to measure specific aspects of trust in psychotherapy systematically.

Keywords

trust – psychotherapy – Rasch Model – mixed Rasch Model

Einleitung

Obwohl Freud bereits 1912 die zentrale salutogenetische Bedeutung von Vertrauen in der Psychotherapie betonte, beschäftigte sich die psychologische Forschung erst in den letzten Jahren zunehmend mit dem im Alltag nahezu omnipräsenten Phänomen Vertrauen. Krampen (1997) integrierte im Persönlichkeits- und Entwicklungsmodell der Vertrauens-Trias (VTT) drei bislang isoliert voneinander untersuchte Bedeutungsvarianten von Vertrauen: (1) Interpersonales Vertrauen, (2) Selbstvertrauen und (3) Zukunftsvertrauen. Das Modell der VTT basiert auf dem theoretisch fundierten und empirisch überprüften handlungstheoretischen Partialmodell der Persönlichkeit (HPP; Krampen, 1987) und integriert Annahmen aus Rotters interaktionistischer sozial-kognitiver Persönlichkeitstheorie (Rotter, 1971) sowie Überlegungen von allgemeinpsychologischen erwartungs-wert-theoretischen Modellvorstellungen zur direkten Beschreibung, Rekonstruktion und Vorhersage von Handeln. Aus dem HPP lassen sich die drei zentralen Konstituenten der VTT direkt ableiten. Sie beinhalten auf der Ebene von Persönlichkeitsvariablen generalisierte Erwartungen und Einstellungen gegenüber anderen Personen, sich selbst und gegenüber der Zukunft, die als Schutz- und Resilienzfaktoren der seelischen Gesundheit bzw. als Vulnerabilitäts- und Risikofaktoren für psychische Störungen verstanden werden können (Krampen & Hank, 2004). Während zahlreiche Arbeiten aus der Psychotherapieforschung übereinstimmend die Notwendigkeit von Vertrauen zum Aufbau einer tragfähigen therapeutischen Beziehung und die Bedeutung von Vertrauen als Wirkfaktor von Psychotherapie postulieren (z. B. Lambert & Bergin, 1994; Strong, 1968), finden sich vergleichsweise wenige empirische Studien zur systematischen Erforschung der Bedeutung von unterschiedlichen Vertrauensaspekten für die therapeutische Beziehung (z. B. Allen, Newsom, Gabbard & Coyne, 1984; Heppner, Rosenberg & Hedgespeth, 1992). Diese Studien beschäftigen sich allerdings schwerpunktmäßig mit dem spezifischen sozialen Vertrauen in den Therapeuten, während andere ebenso zentrale Bedeutungsvarianten von Vertrauen in der psychotherapeutischen Beziehung, wie z. B. das Vertrauen, in der therapeutischen Beziehung selbst Einfluss nehmen zu können, oder das

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Vertrauen in eine positive Zukunft durch die therapeutische Arbeit in diesen Arbeiten keine Beachtung finden.

Durch das zunehmende Interesse an systematischer Vertrauensforschung wurden bereits im englischsprachigen und in geringerer Anzahl auch im deutschsprachigen Raum Skalen zur Erfassung von generalisiertem interpersonalen Vertrauen entwickelt (z. B. Krampen, Viebig & Walter, 1982; Rotter, 1967; Wrightsman, 1986). Auch zur Erfassung der übrigen zwei generalisierten Vertrauenskonstituenten der VTT, Selbstvertrauen und Zukunftsvertrauen, existieren ökonomische und normierte Erhebungsinstrumente, die bereits zur Untersuchung der differentiellen und prognostischen Bedeutung von Vertrauen im Rahmen klinischer Fragestellungen erfolgreich eingesetzt wurden (vgl. Krampen, 1991, 1994). Dagegen liegen zur Erfassung dieser drei Vertrauensfacetten bezogen auf den spezifischen Bereich der therapeutischen Beziehung keine psychometrisch evaluierten Verfahren vor.

Der vorliegende Artikel beschreibt die psychometrische Überprüfung von Skalen zur Erfassung dieser drei spezifischen Vertrauensaspekte, interpersonales Vertrauen, Selbstvertrauen und Zukunftsvertrauen in der therapeutischen Beziehung, die im Rahmen einer Untersuchung zu Vertrauensaspekten und ihrer prognostischen Bedeutung für den Therapieerfolg entwickelt wurden (Hewig, 2008). Die Konstruktion der drei Kurzskalen erfolgte theoriegeleitet auf der Basis des handlungstheoretisch fundierten und entwicklungsbezogenen Rahmenmodells der VTT. Zur Überprüfung der Raschskalierbarkeit und der Eindimensionalität der Skalen wurden in dieser Arbeit die sich in den letzten Jahren stärker etablierenden Testanalysen nach der probabilistischen Testtheorie (PTT) anhand des eindimensionalen ordinalen Rasch-Modells vorgenommen. Die probabilistischen Testmodelle bieten gegenüber der klassischen Testtheorie (KTT) den Vorteil, dass sie einen funktionalen Zusammenhang zwischen der Personeneigenschaft und dem Antwortverhalten der Person nicht voraussetzen, sondern überprüfen, so dass bei Gültigkeit des Rasch-Modells aus dem konkreten Antwortverhalten einer Person die maximal wahrscheinliche Eigenschaftsausprägung dieser Person geschätzt werden kann. Ein weiterer zentraler Vorteil der Gültigkeit des eindimensionalen Rasch-Modells liegt darin, dass für alle Personen äquivalente Itemschwierigkeiten angenommen werden können (Rost, 2004). Unter dieser Annahme wird verstanden, dass alle Personen dieselbe Fähigkeit verwenden, um ein Item zu lösen und dadurch bei Kenntnis der Personenfähigkeit und der Itemschwierigkeit vorhergesagt werden kann, mit welcher Wahrscheinlichkeit eine Person ein Item löst. Außerdem wird mit dem Rasch-Modell überprüft, ob die Items zu einem Summenwert verrechnet werden dürfen und ob der Summenscore ein Maß für die Personenfähigkeit darstellt. Damit ist die Verwendung von Skalensummenscores, die nach der KTT üblicherweise ohne kritische Prüfung verwendet werden, erst bei Gültigkeit des Rasch-Modells gerechtfertigt (Rost, 2000, 2004). Weiterhin können anhand der Schätzungen der Schwellenabstände Aussagen über die Eigenschaften der Antwortskala er-

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

folgen. Schließlich besteht durch die Berechnung von Mixed-Rasch-Modellen (MRM) die Möglichkeit, unskalierbare Personen, also Personen, die ein zufälliges Antwortmuster aufweisen, oder Antworttendenzen (Response Sets) zu identifizieren (Rost, 2004).

Methode

Fragebogenverfahren

Auf der theoretischen Grundlage der VTT nach Krampen (1997) wurden drei Skalen zur Erfassung der Vertrauenskonstituenten, interpersonales Vertrauen, Selbstvertrauen und Zukunftsvertrauen, speziell bezogen auf die therapeutische Arbeitsbeziehung konstruiert (Tabelle 2; Hewig, 2008). Dabei wird die therapeutische Arbeitsbeziehung (in den Skalennamen mit TAB abgekürzt) in dieser Arbeit synonym zur therapeutischen Beziehung verwendet. Die Skala *S*oziales *V*ertrauen in der *t*herapeutischen *B*eziehung (SV-TAB) erfasst mit 14 Items u. a. das spezifische Vertrauen der Patienten in die Verlässlichkeit des jeweiligen Therapeuten und in die Motivation und Fähigkeit des Therapeuten, den Patienten verstehen und ihm helfen zu können. Die Skala *S*elbst*vert*rauen in der *t*herapeutischen *B*eziehung (SVT-TAB) umfasst 12 Items zu spezifischen Selbstwirksamkeitserwartungen im Kontext der therapeutischen Beziehung, beispielsweise die Therapie selbst mit gestalten zu können. Die Skala zum *Zuk*unftsvertrauen in der *t*herapeutischen *B*eziehung (ZUK-TAB) beinhaltet 10 Items zum Vertrauen in die persönliche Zukunft durch die Therapie und über die Therapie hinaus, wie z. B. das Vertrauen darauf, dass sich einige Aspekte im Leben durch die Therapie positiv verändern werden. Alle Items wurden auf einer sechsstufigen bipolar ausgerichteten Likert-Skala von „sehr falsch", was über drei Minuszeichen (– – –) symbolisiert wurde, bis „sehr richtig", was über drei Pluszeichen (+++) veranschaulicht wurde, beantwortet.

Stichprobe

An der klinischen Studie nahmen insgesamt 280 Patienten teil, die sich wegen diverser psychischer Störungen in stationärer oder teilstationärer psychotherapeutischer Behandlung befanden. Davon waren 180 Patienten weiblich und 100 Patienten männlich. Das Durchschnittsalter betrug 44.8 Jahre (*SD*=11.03), der Altersrange lag bei 19 bis 81 Jahren. Die Teilnahme erfolgte auf freiwilliger Basis. Bei insgesamt 277 Personen war die Diagnose einer psychischen Störung nach ICD-10 angegeben. Bei 3 Personen fehlte diese Angabe. Die diagnostisch heterogene Stichprobe setzte sich zusammen aus 58 (20.7%) Diagnosen einer Substanzabhängigkeit, 13 (4.6%) Diagnosen aus dem schizophrenen Formenkreis, 66 (23.6%) depressiven Störungen, 13 (4.6%) Angststörungen, 43

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

(15.4%) Anpassungsstörungen, 3 (1.1%) dissoziativen Störungen und 26 (9.3%) somatoformen Störungen. 55 (19.6%) Personen erhielten andere psychische Diagnosen. Insgesamt wiesen 137 (48.9%) Personen neben der Hauptdiagnose mindestens eine weitere psychische Komorbidität auf.

Datenanalysen

Zur Überprüfung der Raschskalierbarkeit und Eindimensionalität der therapiebezogenen Vertrauensskalen wurden die Items gleichsinnig geschlüsselt und anschließend nach dem eindimensionalen ordinalen Rasch-Modell analysiert. Abschließend wurden die Ergebnisse der 1-Klassen-Lösung mit Ergebnissen nach dem MRM mit zwei latenten Klassen verglichen. Weiterhin wurden die Skaleninterkorrelationen berechnet. Alle Rasch-Analysen wurden mit WINMIRA (Version 32 pro; von Davier, n. d.) durchgeführt. Für die Analysen wurden nur vollständige Datensätze verwendet.

Im ersten Schritt wurde die Geordnetheit der geschätzten Schwellenparameter nach dem ordinalen Rasch-Modell überprüft. Dazu wurden auch Modellvergleiche zwischen dem (1) unrestringierten partial-credit Modell (Masters, 1982) und drei restriktiveren Modellen für Ratingskalen, (2) dem Ratingskalen-Modell (Andrich, 1978), (3) dem Äquidistanzmodell und (4) dem Dispersionsmodell (Rost, 2004) angestellt. Das partial-credit Modell nach Masters (1982) beinhaltet keine Restriktionen, ist folglich wenig ökonomisch, bildet allerdings die Eigenschaften der Schwellenparameter gut ab und wurde daher jeweils als erstes berechnet. Beim Ratingskalen-Modell nach Andrich (1978) werden äquidistante Abstände zwischen jeweils zwei Schwellen über alle Items einer Skala angenommen. Beim Äquidistanzmodell werden konstante Distanzen zwischen allen Schwellen innerhalb eines Items angenommen. Das Dispersionsmodell stellt eine Kombination aus Ratingskalen- und Äquidistanzmodells dar und berücksichtigt sowohl Abstands- als auch Trennschärfeparameter (vgl. Rost, 2004). Neben der Schwellengeordnetheit der jeweiligen Modelle wurde die relative Güte der Modellpassung der vier ordinalen Rasch-Modelle anhand der informationstheoretischen Maße Best Information Criterion (BIC) und consistent Akaike information criterion (CAIC) beurteilt. BIC und CAIC bieten zwar keine inferenzstatistische Absicherung einer Modellpassung, ermöglichen aber den Vergleich konkurrierender Modelle, die nicht in hierarchischer Beziehung zueinander stehen und berücksichtigen die Modellsparsamkeit (von Davier, 1997b; Rost, 1999, 2004). Außerdem lassen sich mit den informationstheoretischen Maßen die üblichen Probleme von Modellgeltungstests bei Prüfung der Nullhypothese vermeiden (Kubinger, 1988; Rost, 1999; Rost & Strauß, 1992). Anhand der Gütemaße für den Modellvergleich wurde das Modell mit dem geringsten BIC- und CAIC-Index als am besten auf die empirischen Daten passend ausgewählt. Die Ergebnisse des Pearson'schen χ^2-Statistik wurden nicht interpretiert, weil im vorliegenden Datensatz die erwartete Häufigkeit einiger Antwortmuster

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

unter 1 lag (Rost, 2004). Der parametrische Bootstrap für die Goodness-of-Fit Statistiken χ^2 und Cressie-Read (CR), der bei schwach besetzten Kontingenztabellen einen alternativen Modellgeltungstest darstellt (von Davier, 1997a, 1997b), konnte bei dem vorliegenden Datensatz auch nicht interpretiert werden, weil bei der Bootstrap-Prozedur ebenfalls Kategorien nicht besetzt waren und extreme Schwellenparameter auftraten. Zusätzlich wurden anhand des jeweils ausgewählten Modells die Item-Fit-Maße nach der PTT anhand von Q-Indizes sowie deren z-transformierte Abweichungen berechnet (Rost & von Davier, 1994; Rost, 2004) und die jeweiligen Reliabilitäten mit WINMIRA geschätzt. Dabei gibt der Q-Index die Abweichung des beobachteten Antwortmusters vom erwarteten Antwortpattern an, die inferenzstatistisch mittels standardnormalverteilter z(Q)-Statistik überprüft werden kann (Rost, 2004; Rost, Carstensen & von Davier, 1999; Rost & von Davier, 1994). Die Q-Werte sollten nach Rost (2004) unter .30 liegen. Zum Vergleich wurden auf der messtheoretischen Grundlage der KTT die Item-Test-Korrelationen als Trennschärfen und die internen Konsistenzen (Cronbach's a) als Schätzer der Reliabilität berechnet.

In Anlehnung an Rost et al. (1999) wurden zur weiteren Überprüfung der Gültigkeit des eindimensionalen Rasch-Modells Berechnungen nach dem MRM vorgenommen. Dabei wurden die Geordnetheit der Schwellen, die Q-Indizes, die von WINMIRA geschätzten Reliabilitäten und der BIC und CAIC der 1-Klassen-Lösung mit der 2-Klassen-Lösung verglichen. Durch diese Berechnungen sollte eine mögliche Mehrdimensionalität der Skalen, das Vorliegen unskalierbarer Personengruppen oder das Vorliegen von Response Sets identifiziert werden (Rost, 1999, 2004; Rost et al., 1999). Bei Hinweisen auf eine bessere Modellpassung der 2-Klassen-Lösung wurden die klassenspezifischen Erwartungswerte der Antwortvariablen und die Schwellenparameter der Klassen miteinander verglichen (Rost, 2004).

Zur Überprüfung der externen Validität der Skalen wurde die prognostische Bedeutung der drei Vertrauensskalen für den Therapieerfolg über eine multiple Regressionsanalyse untersucht. Als Kriterium diente eine globale Einschätzung der Symptomverbesserung als Therapieerfolgsmaß durch die behandelnden Therapeuten zu Therapieende auf einer neunstufigen Antwortformat von „nein, massive Verschlechterung mit Entwicklung neuer Symptome" bis „symptomfrei". In die Regressionsanalysen gingen Datensätze von 203 Patienten ein.

Ergebnisse

Ergebnisse der Analysen nach dem unidimensionalen ordinalen Rasch-Modell

Insgesamt fielen die Unterschiede in den informationstheoretischen Maßen zwischen dem unrestringierten partial-credit Modell und den drei restrikti-

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

veren Modellen für die drei Vertrauensskalen gering aus (vgl. Tabelle 1). Für alle drei Vertrauensskalen zeigten die geringsten Werte im BIC und CAIC beim Ratingskalen-Modell den besten Modell-Fit an.

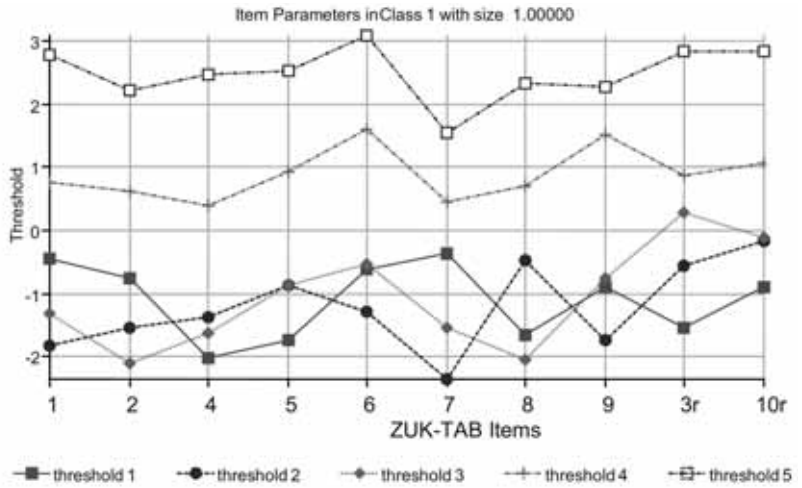
Tabelle 1: Vergleich der informationstheoretischen Maße BIC und CAIC der vier Rasch-Modelle für die therapiebezogenen Vertrauensskalen

Skala	*partial-credit Modell BIC/CAIC*	*Ratingskalen-Modell BIC/CAIC*	*Dispersions-modell BIC/CAIC*	*Äquidistanz-modell BIC/CAIC*
Soziales Vertrauen in der Therapie (SV-TAB)	9196/9335	9039/9126	9057/9157	9164/9261
Selbstvertrauen in der Therapie (SVT-TAB)	9241/9360	9150/9225	9157/9243	9192/9275
Zukunftsvertrauen in der Therapie (ZUK-TAB)	7047/7146	6941/7004	6964/7036	7065/7134

Die Schwellenparameter zeigten im partial-credit Modell bei einigen Items der Skalen zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen und zum Zukunftsvertrauen deutliche Schwellenüberschneidungen der unteren drei Schwellen an. Der Schwellenabstand zur vierten Schwelle und die Distanz zwischen der vierten und fünften Schwelle fielen dagegen größer aus. Bei der Skala zum therapiebezogenen Selbstvertrauen ergaben sich bis auf zwei Items geordnete Schwellen im partial-credit Modell. Im restriktiven Ratingskalen-Modell waren die Schwellen in allen Skalen geordnet. Im Schwellenprofil des partial-credit Modells der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen (Abbildung 1) überschnitten sich die unteren drei Schwellen, während die vierte und fünfte Schwelle annähernd parallel verliefen und einen deutlichen Schwellenabstand aufwiesen. Im Ratingskalen-Modell lagen nach Einführung der Restriktion konstanter Schwellendistanzen die unteren drei Schwellen sehr dicht beieinander (Abbildung 1b). Die Schwellenprofile der Skala zur Erfassung des therapiebezogenen sozialen Vertrauens und des Selbstvertrauens fielen insgesamt ähnlich aus. Üblicherweise zeigen geringe Schwellendistanzen bei ordinalen Itemantworten eine hohe Trennschärfe an, weil diese Items gut zwischen denjenigen Personen unterscheiden, die diesen Items eher zustimmen oder ablehnend antworten (Rost, 2004). Die geringen Schwellendistanzen im unteren Antwortbereich bei der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen und die gleichzeitig großen Schwellenabstände im oberen Antwortbereich deuten bei dieser Skala allerdings eher darauf hin, dass die Personen Schwierigkeiten in der Diskrimination der ablehnenden Antwortkategorien hatten, während sie die zustimmenden Antworten deutlich unterschieden.

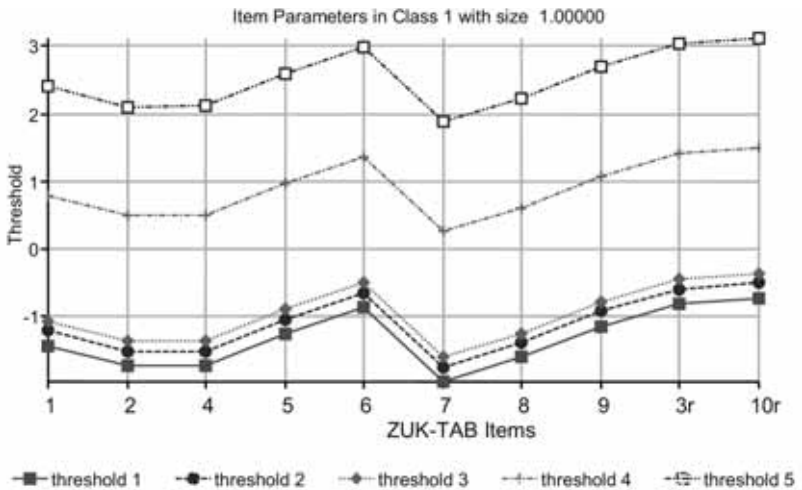
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Abbildung 1a: Schwellenprofil des partial-credit Modells der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen (ZUK-TAB)



Anmerkung: Die rekodierten Items 3 und 10 der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen (ZUK-TAB) sind mit einem „r" bezeichnet.

Abbildung 1b: Schwellenprofil des Ratingskalen-Modells der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen (ZUK-TAB)



Anmerkung: Die rekodierten Items 3 und 10 der Skala zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen (ZUK-TAB) sind mit einem „r" bezeichnet.

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Bei den Schwellenprofilen der Skala zum therapiebezogenen Selbstvertrauen zeigten sich bereits im partial-credit Modell wenige Schwellenüberschneidungen. Im Ratingskalen-Modell fielen die Schwellendistanzen zwischen den unteren Schwellen zwar durchweg geringer aus als zwischen den oberen Schwellen, im Vergleich zu den Skalen zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen und zum therapiebezogenen Zukunftsvertrauen fielen sie jedoch ausreichend groß aus, so dass von einer ausreichenden Diskrimination der Patienten über den gesamten Antwortbereich auszugehen ist.

Die Item-Fit-Maße (Q-Indizes) nach der PTT lagen bei allen Items unter .30 und zeigten nach Rost (2004) eine gute Qualität an (Tabelle 2). Nur zwei Items der Skala zum therapiebezogenen Selbstvertrauen wiesen bei einer angenommenen Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent mit positiven z(Q)-Werten signifikante Abweichungen des beobachteten vom erwarteten Antwortpattern auf. Da es sich bei diesen signifikanten Abweichungen um einen sogenannten Underfit handelt (Rost, 2004), ist die psychometrische Qualität dieser beiden Items als kritisch zu betrachten. Eine mögliche Konsequenz daraus könnte die Eliminierung dieser Items sein. Da die Q-Indizes dieser Items noch unter .30 lagen und die Items aus inhaltlichen Gründen beibehalten werden sollten (Gittler, 1986), wurden sie trotz Underfit nicht eliminiert. Insgesamt fielen die Q-Indizes nach dem Rasch-Modell und die Item-Test-Korrelationen nach der KTT ähnlich aus. Dabei wiesen insbesondere die Items mit hohen Q-Indizes gleichzeitig niedrige Item-Test-Korrelationen um .40 auf.

Tabelle 2: Items der therapiebezogenen Vertrauensskalen, Q-Indizes (Q) und deren z-transformierte Abweichungen von den Erwartungswerten (z(Q)) und die nach der klassischen Testtheorie berechneten Item-Test-Korrelationen (r_{it})

Item	*Itemformulierungen der Skala Soziales Vertrauen in der Therapie (SV-TAB)*	*Q*	*z(Q)*	r_{it}
1	Auf meine Therapeutin/meinen Therapeuten kann ich mich grundsätzlich verlassen.	.10	.35	.67
2	Ich bezweifle, dass meine Therapeutin/mein Therapeut immer ehrlich zu mir ist.	.15	.15	.47
3	Bei meiner Therapeutin/meinem Therapeuten kann ich mich darauf verlassen, dass sie/er das tut, was sie/er vorher gesagt hat.	.11	.32	.65
4	Ich kann in der Therapie ich selbst sein.	.13	.41	.60
5	Wenn ich meine Therapeutin/meinen Therapeuten brauche, kann ich mich darauf verlassen, dass sie/er für mich da sein wird.	.11	.52	.66
6	Ich kann meiner Therapeutin/meinem Therapeuten wirklich alles erzählen.	.09	–1.01	.70
7	Wenn meine Therapeutin/mein Therapeut mir ein Kompliment macht, bezweifle ich, dass sie/er das wirklich so meint.	.14	.14	.50

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Item	*Itemformulierungen der Skala Soziales Vertrauen in der Therapie (SV-TAB)*	*Q*	*z(Q)*	r_{it}
8	Ich kann in der Therapie über all das sprechen, was in meinem Inneren vorgeht.	.09	–.90	.68
9	Ich weiß, dass ich meiner Therapeutin/meinem Therapeuten alles erzählen kann, ohne abgelehnt zu werden.	.05	–1.54	.77
10	Mein Vertrauen in meine Therapeutin/meinen Therapeuten kann leicht erschüttert werden.	.16	.16	.50
11	In der Therapie fühle ich mich frei, persönliche Probleme zu besprechen, bei denen ich mich normalerweise schäme oder Angst habe, sie anzusprechen.	.12	.17	.61
12	Ich vertraue darauf, dass meine Therapeutin/mein Therapeut mir hilft.	.09	–.29	.71
13	Ich bin davon überzeugt, dass meine Therapeutin/mein Therapeut bemüht und engagiert ist, mir zu helfen.	.08	–.69	.71
14	Ich zweifle daran, dass meine Therapeutin/mein Therapeut mich und meine Probleme wirklich versteht.	.14	.14	.50

Fortsetzung Tabelle 2: Items der therapiebezogenen Vertrauensskalen, Q-Indizes (Q) und deren z-transformierte Abweichungen von den Erwartungswerten (z(Q)) und die nach der klassischen Testtheorie berechneten Item-Test-Korrelationen (r_{it})

Item	*Itemformulierungen der Skala Selbstvertrauen in der Therapie (SVT-TAB)*	*Q*	*z(Q)*	r_{it}
1	Ich kann sehr viel von dem, was in meiner Therapie passiert, selbst bestimmen.	.22	2.44	.40
2	Vieles von dem, was ich in der Therapie lerne, kann ich in meinem Leben doch nicht verändern oder umsetzen.	.16	.81	.53
3	Ich kann recht wenig zu Fortschritten in der Therapie beitragen.	.16	.06	.52
4	Durch meine Therapie habe ich schon Dinge ausprobiert oder erfahren, die ich mir vorher gar nicht zugetraut hätte.	.22	1.99	.41
5	Ich glaube daran, dass ich bald die Probleme bewältigen kann, wegen derer ich zur Behandlung kam.	.12	–1.17	.63
6	Selbst in der Therapie traue ich mir nichts zu.	.15	–.55	.55
7	Ich habe das Gefühl, dass ich mich selbst durch die Therapie besser verstehen und mich besser mit mir auseinander setzen kann.	.08	–1.53	.73
8	Ich habe den Eindruck, dass es mir nach der Therapie besser möglich sein wird, meine Probleme aus eigener Kraft zu lösen.	.08	–1.48	.76
9	Durch die Therapie fühle ich mich jetzt Situationen gewachsen, denen ich mich bisher nicht gewachsen fühlte.	.13	.54	.63

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Item	*Itemformulierungen der Skala Selbstvertrauen in der Therapie (SVT-TAB)*	*Q*	*z(Q)*	r_{it}
10	Durch die Therapie sehe ich Schwierigkeiten und Problemen gelassen entgegen, weil ich weiß, dass ich mich auf meine Fähigkeiten verlassen kann.	.08	–.50	.74
11	Die Therapie verstärkt mein Vertrauen zu mir.	.06	–1.24	.79
12	Manchmal habe ich in der Behandlung den Eindruck, lästig zu fallen.	.21	.71	.40

Fortsetzung Tabelle 2: Items der therapiebezogenen Vertrauensskalen, Q-Indizes (Q) und deren z-transformierte Abweichungen von den Erwartungswerten (z(Q)) und die nach der klassischen Testtheorie berechneten Item-Test-Korrelationen (r_{it})

Item	*Itemformulierungen der Skala Zukunftsvertrauen in der Therapie (ZUK-TAB)*	*Q*	*z(Q)*	r_{it}
1	Seit dem ersten Kontakt mit meiner Therapeutin/ meinem Therapeuten bin ich zuversichtlich, dass ich in der Therapie weitere Fortschritte machen werde.	.09	–.13	.68
2	Ich bin mir sicher, dass meine Therapeutin/mein Therapeut auch künftige Belastungen mit mir aushalten wird.	.17	.96	.48
3	Ich befürchte, dass sich durch die Therapie nur wenige Dinge in meinem Leben verändern werden.	.12	–.28	.59
4	Ich habe das Gefühl, dass die Therapie mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten gut laufen wird.	.09	–.07	.68
5	Ich erwarte, dass ich nach der Therapie viele Dinge ganz anders sehen werde.	.14	.39	.55
6	Durch die Therapie wird sich mein Leben entscheidend zum Positiven hin verändern.	.06	–.44	.77
7	Ich setze große Hoffnungen in die Therapie.	.12	–.60	.62
8	Die Erfahrungen, die ich in der Therapie mache, sind eine gute Vorbereitung für zukünftige Probleme.	.07	–.91	.74
9	Ich glaube, dass ich nach der Therapie glücklicher und zufriedener sein werde.	.09	–.13	.68
10	Starken Belastungen werde ich auch in der Zukunft hilflos gegenüber stehen.	.17	.96	.48

Anmerkung: Die Q-Indizes wurden nach dem Ratingskalen-Modell berechnet und sollten nach Rost (2004) kleiner als .30 ausfallen. Die Q-Indizes und Item-Test-Korrelationen sind jeweils für rekodierte Items angegeben.

Auch die geschätzten Reliabilitäten nach dem unidimensionalen Rasch-Modell stimmten weitestgehend mit den internen Konsistenzen nach der KTT überein (Tabelle 3) und fielen für alle drei Skalen zu therapiebezogenen Vertrauensaspekten hoch aus.

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Tabelle 3: Mittelwerte (*M*), Standabweichungen (*SD*), Minimum (Min.) und Maximum (Max.) der Skalensummenscores, Reliabilitäten nach dem Ratingskalen-Modell (Rel.) und interne Konsistenzen (a) nach der klassischen Testtheorie der therapiebezogenen Vertrauensskalen

Skala	*M*	*SD*	*Min.*	*Max.*	*Rel.*	*a*
Soziales Vertrauen in der Therapie (SV-TAB)	64.83	10.27	28	84	.90	.91
Selbstvertrauen in der Therapie (SVT-TAB)	50.64	9.59	17	72	.89	.88
Zukunftsvertrauen in der Therapie (ZUK-TAB)	44.13	7.65	16	60	.88	.88

Ergebnisse der Analysen nach dem Mixed-Rasch-Modell

Eine weitere Überprüfung der Eindimensionalität erfolgte durch den Vergleich der 1-Klassen-Lösung mit den Ergebnissen des MRM mit zwei Klassen. Dazu wurde das endgültig ausgewählte Rasch-Modell der 1-Klassen-Lösung für den Vergleich herangezogen und das entsprechende MRM für zwei Klassen berechnet. Insgesamt zeigten sich dabei bessere oder nahezu identische Modell-Fits der 1-Klassen-Lösung gegenüber der 2-Klassen-Lösung (Tabelle 4).

Tabelle 4: Vergleich der informationstheoretischen Maße BIC und CAIC der 1-Klassen-Lösung des Ratingskalen-Modells mit der 2-Klassen-Lösung des Ratingskalen-Modells der therapiebezogenen Vertrauensskalen

Skala	*1-Klassen-Lösung*		*2-Klassen-Lösung*	
	BIC	*CAIC*	*BIC*	*CAIC*
Soziales Vertrauen in der Therapie (SV-TAB)	9039	9126	8813	8986
Selbstvertrauen in der Therapie (SVT-TAB)	9150	9225	9110	9259
Zukunftsvertrauen in der Therapie (ZUK-TAB)	6941	7004	6897	7022

Lediglich bei der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen (SV-TAB) fielen die BIC- und CAIC-Indizes der 2-Klassen-Lösung geringer aus und wiesen somit auf einen besseren Modell-Fit der 2-Klassen-Lösung hin. Folglich wurde bei dieser Skala anhand der Item- und Schwellenparameter untersucht, ob der bessere Modell-Fit der 2-Klassen-Lösung auf die Mehrdimensionalität der Skala, unskalierbare Personen oder Response Sets zurückgeführt werden konnte. Die klassenspezifischen Erwartungswerte der Antwortvariablen der

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen zeigten annähernd parallel verlaufene Profile der Erwartungswerte in beiden Klassen (Abbildung 2). Die Personen aus der kleineren Klasse 2 (36%) beantworteten die Items stärker in Richtung Vertrauen als die Personen aus der größeren Klasse 1 (64%).

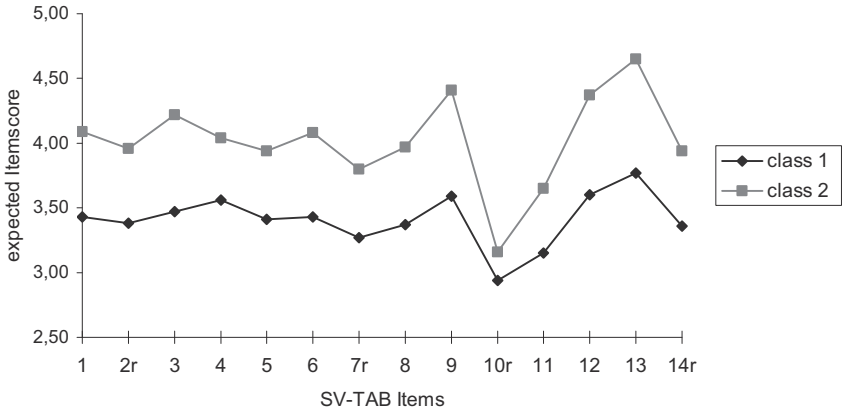


Abbildung 2: Profile der Erwartungswerte der Antwortvariablen der 2-Klassen-Lösung des Mixed-Rasch-Modells der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen (SV-TAB). Rekodierte Items sind mit einem „r" gekennzeichnet.

Die Schwellenordnung bestand bei beiden Klassen. Die Reliabilitäten lagen in Klasse 1 bei .94 und in Klasse 2 bei .78, die Q-Indizes fielen für beide Klassen unauffällig aus. Die Schwellendistanzen fielen dagegen für beide Klassen unterschiedlich aus. In Klasse 1 zeigten sich größere Schwellenabstände als in der kleineren zweiten Klasse. Daraus wird deutlich, dass Personen der ersten Klasse stärker die mittleren Antwortkategorien verwendeten, während Personen der zweiten Klasse die Items mit einer Tendenz zum extremen Urteil beantworteten. Insgesamt kann anhand der Ergebnisse der 2-Klassen-Lösungen bei der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen aufgrund der Schwellenordnung im Ratingskalen-Modell, der unauffälligen Q-Indizes, der akzeptablen Reliabilitäten und der unauffälligen Profile der Erwartungswerte ausgeschlossen werden, dass es sich bei einer der beiden Klassen um unskalierbare Personen handelte. Die geringeren Werte im BIC und CAIC der 2-Klassen-Lösung bei dieser Skala lassen sich vielmehr auf Response Sets der Patienten zurückführen, so dass eine Mehrdimensionalität der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen ausgeschlossen werden konnte.

Skaleninterkorrelationen und Skalenstruktur

Die Skaleninterkorrelationen der drei Vertrauensskalen fielen theoriekonform bedeutsam aus ($r_{SV\text{-}TAB,SVT\text{-}TAB}$=.58, $r_{SVT\text{-}TAB,ZUK\text{-}TAB}$=.81, $r_{SV\text{-}TAB,ZUK\text{-}TAB}$=.69). Die Konstruktvalidität der drei Skalen konnte anhand der Differenzenreliabilität

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

($prof_{rtt}$) nach Lienert und Raatz (1998) bestätigt werden und lag mit $prof_{rtt}$=.63 deutlich über dem von Lienert und Raatz (1998) geforderten Mindestmaß von $prof_{rtt}$>.50. Damit konnte die theoretisch a priori angenommene Konstruktdifferenzierung bei gleichzeitig bestehenden bedeutsamen Zusammenhängen zwischen den drei Konstrukten empirisch bestätigt werden.

Obwohl die Entwicklung der Vertrauensskalen nicht aufbauend auf der faktorenanalytischen Tradition erfolgte (vgl. Krampen, 1991, 1994) wurde die faktorielle Struktur der Skalen zusätzlich über konfirmatorische und explorative Faktorenanalysen überprüft. Die konfirmatorische Faktorenanalyse kam trotz zugelassener Zusammenhänge im Strukturgleichungsmodell zwischen den drei latenten Variablen zu uneindeutigen Ergebnissen (χ^2=1875.86, df=591, p<.01, χ^2/df=3.20, RMSEA=.09, CFI=.77). Entsprechend den Empfehlungen bei Browne und Cudeck (1993) konnte anhand des RMSEA lediglich eine mittelmäßige/ausreichende Passung festgestellt werden, während das Verhältnis χ^2/df und der CFI dagegen auf eine nicht mehr ausreichende Passung hinwiesen (Schermelleh-Engel, Mossbrugger & Müller, 2003). Die explorative Hauptkomponentenanalyse legte eine zweifaktorielle Lösung mit 47.1% Varianzaufklärung nahe, die aus inhaltlich-konzeptuellen Überlegungen durchaus plausibel ist.

Ergebnisse zur externen Validität der Skalen

Die Korrelation zwischen dem therapiebezogenen sozialen Vertrauen und dem Therapeutenurteil zur Symptomverbesserung wurde mit r=.17 (p<.05) signifikant. Numerisch bedeutsamer fielen die Korrelationen zwischen der Symptomverbesserung und den therapiebezogenen Skalen zum Selbstvertrauen (r=.23, p<.01) und Zukunftsvertrauen (r=.26, p<.01) aus. Die multiple Regressionsanalyse zeigte eine bedeutsame Varianzaufklärung durch alle drei Vertrauensskalen (R^2=.07, F=4.49, p<.01), die nach Cohen, Cohen, West und Aiken (2003) als klein einzustufen ist. Das therapiebezogene Zukunftsvertrauen stellte dabei den varianzstärksten Prädiktor für die Symptomverbesserung dar, wurde allerdings knapp nicht signifikant (β=.23, p=.08). Die übrigen Regressionsgewichte fielen nicht signifikant aus.

Diskussion

Die vorliegende Studie untersuchte die Gültigkeit des eindimensionalen ordinalen Rasch-Modells von drei auf der theoretischen Basis der VTT nach Krampen (1997) entwickelten Skalen zu therapiebezogenen Vertrauensaspekten. Insgesamt ließ sich die Raschskalierbarkeit mit Einschränkungen für alle drei Skalen bestätigen. Die Schwellengeordnetheit konnte bei allen Skalen empirisch belegt werden. Die nach dem Rasch-Modell geschätzten Reliabilitäten fielen hoch aus und korrespondierten gut mit den internen Konsistenzen, die

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

auf Grundlage der KTT berechnet wurden. Die Item-Fit-Maße fielen ebenfalls für die Items aller Skalen zufriedenstellend aus und unterschieden sich nur geringfügig von den nach der KTT berechneten Itemtrennschärfen.

Bei der zusätzlichen Prüfung der Eindimensionalität nach dem MRM zeigte sich bei den Skalen zum therapiebezogenen Selbstvertrauen und Zukunftsvertrauen eine bessere Modellpassung der 1-Klassen-Lösung im Vergleich zur 2-Klassen-Lösung. Bei der Skala zum therapiebezogenen sozialen Vertrauen wies die 2-Klassen-Löung einen besseren Modell-Fit auf. Eine Mehrdimensionalität dieser Skala ließ sich an den parallel verlaufenen Profilen der klassenspezifischen Erwartungswerte der Antwortvariablen in der 2-Klassen-Lösung, den unauffälligen Item-Fit-Maßen, den zufrieden stellenden Reliabilitäten in beiden Klassen und den geordneten Schwellenprofilen in beiden Klassen ausschließen. Anhand der unterschiedlichen Schwellendistanzen in der 2-Klassen-Lösung konnte das Vorliegen von Antworttendenzen in Richtung extremes versus moderates Urteil bei der Beantwortung der Items zum spezifischen Vertrauen in den Therapeuten identifiziert werden. Mögliche Erklärungen für das Vorliegen dieser Response Sets könnten darin liegen, dass in einer Teilstichprobe von Patienten ein besonders ausgeprägtes Vertrauen in den Therapeuten vorlag oder dass in dieser Teilstichprobe sozial erwünschte Antworten gegeben wurden. Diese Annahmen sind allerdings rein spekulativ und könnten in zukünftigen Studien gezielt untersucht werden.

Insgesamt ließ sich die Gültigkeit des eindimensionalen Rasch-Modells trotz umfangreicher Analysen in dieser Studie nur unter Einschränkungen bestätigen, da für die Güte der Modellpassung lediglich die informationstheoretischen Maße herangezogen werden konnten. Eine inferenzstatistische Absicherung über formale Modellgeltungstests, wie z. B. über Pearsons χ^2-Statistik oder den parametrischen Bootstrap, konnte aufgrund der schwach besetzen Kontingenztabellen in dieser Studie nicht erfolgen. Zur Anwendung dieser Modellgeltungstests wären größere Stichproben notwendig, die allerdings gleichzeitig durch die Erhöhung der Teststärke die Wahrscheinlichkeit der Ablehnung des Rasch-Modells ebenfalls erhöhen (Kubinger, 1988). Somit kann die Gültigkeit des eindimensionalen Rasch-Modells bei den drei Vertrauensskalen anhand der vorliegenden Datensätze nur unter Einschränkungen angenommen werden.

Aus den unterschiedlichen Schwellendistanzen in den Ratingskalen-Modellen bei den therapiebezogenen Vertrauensskalen ergab sich als weiterer interessanter Befund, dass die geringen Schwellendistanzen bei den Antwortmöglichkeiten in Richtung gering ausgeprägtem Vertrauen darauf hin deuten, dass Patienten mit ausgeprägtem Misstrauen in diesen Skalen nicht unterschieden, wie stark ihr Misstrauen war, sondern dass sie das sechsstufige Antwortformat vielmehr subjektiv dichotomisierten. Dagegen schien es ihnen leichter zu fallen, die Antwortkategorien in Richtung Vertrauen zu unterscheiden. Als zukünftige Forschungsfrage bleibt offen, ob dieser Befund damit erklärt werden kann, dass Individuen Vertrauen und Misstrauen unter-

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

schiedlich differenziert einschätzen, ob Personen mit psychischen Störungen lediglich eine mangelnde Diskriminationsfähigkeit bei Vertrauensitems aufweisen, oder ob die Itemformulierungen eine Differenzierung im Bereich Misstrauen bei diesen Skalen erschwerten. Daran anschließend stellt sich auf der Konstruktebene die Frage, ob Vertrauen versus Misstrauen überhaupt als kontinuierliche Variable erfassbar ist.

Zusammenfassend lässt sich aus den Ergebnissen der Analysen nach dem ordinalen Rasch-Modell in dieser Studie schließen, dass sich die Skalen zur Erfassung von spezifischen Vertrauensaspekten in der therapeutischen Beziehung unter Einschränkungen als eindimensional und raschskaliert erwiesen haben. Bei der Skala zur Erfassung von therapiebezogenem sozialem Vertrauen ergab sich zusätzlich der Hinweis auf zwei latente Klassen von Personen, die das Antwortformat in unterschiedlicher Weise verwendeten. Durch die Geordnetheit der Schwellen wurde außerdem empirisch belegt, dass die nach der KTT angenommenen monotonen Itemcharakteristiken für die Vertrauensskalen zutreffen (Rost et al., 1999). Dadurch ist empirisch belegt, dass eine stärkere Zustimmung eines Vertrauensitems auf eine höhere Ausprägung in dem gemessenen Vertrauenskonstrukt zurückgeführt werden kann. Aus der Gültigkeit des Rasch-Modells und dem streng monotonen Zusammenhang zwischen Personenparametern und Skalensummenscores (Rost, 2000, 2004) ergibt sich weiterhin die Rechtfertigung zur Verwendung von Summenscores für die weitere Anwendung dieser Skalen.

Die Skaleninterkorrelationen der Vertrauensskalen fielen bedeutsam aus und belegen damit den theoretisch von Krampen (1997) angenommenen Zusammenhang der drei Vertrauens-Konstituenten. Personen mit hohem Vertrauen in den Therapeuten weisen folglich tendenziell ein hohes spezifisches Vertrauen in die eigenen Fähigkeiten im Rahmen der Psychotherapie und ein hohes spezifisches Vertrauen in die persönliche Zukunft durch die Therapie auf. Allerdings könnten durch die hohen Skaleninterkorrelationen Bedenken dahingehend entstehen, dass die empirische Trennung der drei Vertrauensskalen auf den ersten Blick fraglich erscheint. Die exploratorische Faktorenanalyse legte darüber hinaus eine zweifaktorielle Lösung nahe. Aus inhaltlich-konzeptuellen Überlegungen ist diese Lösung jedoch plausibel, da Zukunftsvertrauen nach dem HPP als molares Konstrukt soziales Vertrauen und Selbstvertrauen beinhaltet (vgl. Krampen, 1997). Entsprechend stehen die faktorenanalytischen Ergebnisse im Einklang mit den theoretischen Annahmen, wenngleich die Vertrauensskalen von vornherein nicht auf der Basis der Tradition faktorenanalytisch fundierter Erhebungsinstrumente entwickelt wurde (Krampen, 1991, 1994). Daher sind auch Doppelladungen von Items der Skala Zukunftsvertrauen auf den beiden Faktoren Soziales Vertrauen und Selbstvertrauen sowie die hohen Skaleninterkorrelationen erwartungskonform und stehen im Einklang mit den theoretischen Annahmen zu den entsprechenden Konstrukten im HPP. Die zufrieden stellende Differenzenreliabilität bestätigt darüber hinaus, dass sich die drei Vertrauensskalen

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

insgesamt hinreichend voneinander unterscheiden und separat interpretieren lassen.

Abschließend lassen sich auch die Befunde zur prognostischen Bedeutung der drei Vertrauensskalen für den Therapieerfolg als zufrieden stellend beurteilen. Die Zusammenhänge zwischen den Vertrauensskalen und dem Therapeutenurteil zur Symptomverbesserung fielen insgesamt klein aus, bilden aber eine eher konservative Schätzung des Zusammenhangs aufgrund der heterogenen Datenquellen (Patientenurteil vs. Therapeutenurteil). Am besten wurde der Therapieerfolg durch das therapiebezogene Zukunftsvertrauen vorhergesagt, wenngleich das Regressionsgewicht nicht signifikant wurde. Die hochsignifikante Korrelation des therapiebezogenen Zukunftsvertrauens mit dem Erfolgsmaß belegt dennoch einen bedeutsamen Zusammenhang zwischen dem Vertrauen in die persönliche Zukunft durch die Psychotherapie und dem Therapieerfolg. Dieses Ergebnis bestätigt Rudolfs (1991) Befund, dass insbesondere die Hoffnung und Zuversicht des Patienten in die Therapie einen bedeutsamen Prädiktor für das Therapieergebnis darstellt. Dieser Befund unterstützt ebenfalls die Forschungsarbeiten von Frank und Kollegen (Frank et al., 1959), die Vertrauen auf ein positives Therapieergebnis als einen entscheidenden Wirkfaktor in der Psychotherapie ansehen. Für die klinische Praxis lässt sich daraus ableiten, dass es für die Wirksamkeit von Psychotherapie aussichtsreich ist, Zukunftsvertrauen direkt zu Behandlungsbeginn zu erhöhen.

Literatur

Allen, J. G., Newsom, G. E., Gabbard, G. O. & Coyne, L. (1984). Scales to assess the therapeutic alliance from a psychoanalytic perspective. *Bulletin of the Menninger Clinic, 48 (5)*, 383–400.

Andrich, D. (1978). A rating formulation for ordered response categories. *Psychometrika, 43*, 561–573.

Browne, M. W. & Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. K. A. Bollen & J. S. Jong (Hrsg.), *Testing structural equation models* (S. 136–162). Newbury Park, CA: Sage.

Cohen, J., Cohen, P., West, S. G. & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (2. Aufl.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.

Connolly, M. B., Crits-Christoph, P., de la Cruz, C., Barber, J. P., Siqueland, L. & Gladis, M. (2003). Pretreatment expectations, interpersonal functioning, and symptoms in the prediction of the therapeutic alliance across supportive-expressive psychotherapy and cognitive therapy. *Psychotherapy Research, 13*, 59–76.

Davier, M. von (n. d.). WINMIRA 32. User Manual. Kiel: IPN (Institut für die Pädagogik der Naturwissenschaften).

Davier, M. von (1997a). Bootstrapping goodness-of-fit statistics for sparse categorial data. Results of a Monte Carlo study. *Methods of Psychological Research Online, 2*, 466–491.

© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Davier, M. von (1997b). *Methoden zur Überprüfung probabilistischer Testmodelle*. Kiel: IPN.

Frank, J. D., Gliedman, L. H., Imber, S. D., Stone, A. R. & Nash, E. H. (1959). Patients' expectancies and relearning as factors determining improvement in psychotherapy. *American Journal of Psychiatry, 115*, 961–968.

Freud, S. (1912). The dynamics of transference. In J. Strachey (Hrsg.), *The standard edition of the complete psychological works of Sigmund Freud* (S. 99–108). London: Hogarth Press.

Gittler, G. (1986). Inhaltliche Aspekte bei der Itemselektion nach dem Modell von Rasch. *Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie, 3*, 386–412.

Heppner, P. P., Rosenberg, J. I. & Hedgespeth, J. (1992). Three methods in measuring the therapeutic process: Clients' and counselors' constructions of the therapeutic process versus actual therapeutic events. *Journal of Counseling Psychology, 39*, 20–31.

Hewig, M. (2008). *Generalisierte und spezielle Vertrauensaspekte in der Psychotherapie – Eine empirische Studie zur prognostischen Bedeutung der Vertrauens-Trias für das Ergebnis stationärer Psychotherapie*. Unveröffentlichte Dissertation, Trier: Universität Trier, FB I – Psychologie.

Ilgen, M., Tiet, Q., Finney, J. & Moos, R. H. (2006). Self-efficacy, therapeutic alliance, and alcohol-use disorder treatment outcomes. *Journal of Studies on Alcohol, 67*, 465–472.

Krampen, G. (1987). *Handlungstheoretische Persönlichkeitspsychologie*. Göttingen: Hogrefe.

Krampen, G. (1991). *Fragebogen zu Kompetenz- und Kontrollüberzeugungen*. Göttingen: Hogrefe.

Krampen, G. (1994). *Skalen zur Erfassung von Hoffnungslosigkeit (H-Skalen)*. Göttingen: Hogrefe.

Krampen, G. (1997). Zur handlungs-, persönlichkeits- und entwicklungstheoretischen Einordnung des Konstrukts Vertrauen. In M. K. W. Schweer (Hrsg.), *Vertrauen und soziales Handeln. Facetten eines alltäglichen Phänomens* (S. 16–61). Neuwied: Luchterhand.

Krampen, G. & Hank, P. (2004). Biographische Rekonstruktion seelischer Gesundheit und psychischer Störungen anhand der Vertrauens-Trias. *Trierer Psychologische Berichte, 31*, Universität Trier.

Krampen, G. Viebig, J. & Walter, W. (1982). Entwicklung einer Skala zur Erfassung dreier Aspekte von sozialem Vertrauen. *Diagnostica, 28*, 242–247.

Kubinger, K. D. (1988). Aktueller Stand und kritische Würdigung der Probabilistischen Testtheorie. In K. D. Kubinger (Hrsg.), *Moderne Testtheorie* (S. 19–83). Weinheim: Psychologie Verlags Union.

Lambert, M. J. & Bergin, A. E. (1994). The effectiveness of psychotherapy. In A. E. Bergin & S. L. Garfield (Hrsg.), *Handbook of psychotherapy and behavior change* (4. Aufl., 143–189). New York: Wiley.

Lienert, G. A. & Raatz, U. (1998). *Testaufbau und Testanalyse* (6. Aufl.). Weinheim: Psychologie Verlags Union.

Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika, 47*, 149–174.

Rost, J. (1999). Was ist aus dem Rasch-Modell geworden? *Psychologische Rundschau, 50 (3)*, 140–156.

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen

Rost, J. (2000). Haben ordinale Rasch-Modelle variierende Trennschärfen? Eine Antwort auf die Wiener Repliken. *Psychologische Rundschau, 51*, 36–37.
Rost, J. (2004). *Lehrbuch Testtheorie – Testkonstruktion* (2. Aufl.). Göttingen: Huber.
Rost, J., Carstensen, C. H. & Davier, M. von (1999). Sind die Big Five Rasch-skalierbar? Eine Reanalyse der NEO-FFI-Normierungsdaten. *Diagnostica, 45*, 119–127.
Rost, J. & Davier, M. von (1994). A conditional item-fit index für Rasch models. *Applied Psychological Measurement, 18*, 171–182.
Rost, J. & Strauß, B. (1992). Review: Recent Developments in Psychometrics and Test Theory. *The German Journal of Psychology, 16*, 91–119.
Rotter, J. B. (1967). A new scale for the measurement of interpersonal trust. *Journal of Personality, 35*, 651–665.
Rotter, J. B. (1971). Generalized expectancies for interpersonal trust. *American Psychologist, 26*, 443–452.
Rudolf, G. (1991). *Die therapeutische Arbeitsbeziehung. Untersuchungen zum Zustandekommen, Verlauf und Ergebnis analytischer Psychotherapien*. Berlin: Springer.
Schermelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychhological Research Online, 8*, 23–74.
Strong, S. R. (1968). Counseling: An interpersonal influence process. *Journal of Counseling, 18*, 215–224.
Wrightsman, L. S. (1964). Measurement of philosophies of human nature. *Psychological Reports, 14*, 743–751.

Korrespondenzadresse: Dr. Martina Hewig, Zentralklinik Bad Berka, Zentrum für interdisziplinäre Schmerztherapie. Robert-Koch-Allee 9, D-99437 Bad Berka; E-Mail: martina.hewig@zentralklinik-bad-berka.de

Klin. Diagnostik u. Evaluation, 2. Jg., 175–193, ISSN 1864-6050
© 2009 Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen