

5 Ergebnisse

5.1 Deskriptive Statistik

5.1.1 Häufigkeiten von Zusatzcodes

Sowohl in den Daten der Vor- als auch der Hauptstudie zeigten sich durchschnittlich sehr niedrige Anteile der Zusatzcodes K, V, I und P an der Gesamtzahl der vergebenen Codierungen, wobei diese Anteilswerte wiederum zwischen den Patienten stark variierten. Die ursprünglich geplante differenzierte Auswertung der Profile, nach Zusatzcodes getrennt, war daher nicht möglich. Stattdessen entscheiden wir uns, nur solche Codes in die Endauswertung einzubeziehen, die die *aktuelle subjektive Realität* der Patienten widerspiegeln, und griffen für diese Unterscheidung auf die Zusatzcodes zurück: Aussagen über Vorstellbares, Gewünschtes oder Gefürchtetes (P) und über mittlerweile nicht mehr Aktuelles (V) wurden von der weiteren Analyse ausgeschlossen. Kommentare über die Objekte aus der Interviewsituation heraus (K) und Interviewer-Äußerungen, die der Patient für gültig erklärt (I) wurden demgegenüber behandelt wie alle anderen „normalen“ Aussagen. Eine gesonderte Reliabilitätsprüfung für die Vergabe von Zusatzcodes erübrigte sich damit, da sie in der globalen Prüfung der Reliabilität (s.u.) implizit bereits enthalten ist.

5.1.2 Häufigkeiten von Codes in den einzelnen Messbereichen

Zunächst untersuchten wir, wieviele Codes in den einzelnen Messbereichen durchschnittlich vergeben wurden. Tabelle 2 enthält diese Daten, aufgeschlüsselt nach Messzeitpunkten.

Tabelle 2: Durchschnittliche Codezahlen in den einzelnen Messbereichen

Messbereich	Zeitpunkt	Selbst		Objekt	
		M	SD	M	SD
Verhalten	T1	67,30	20,86	44,10	14,41
	T3	62,40	24,69	36,00	18,93
	T7	71,90	16,16	43,70	18,98
	T9	65,70	16,65	33,90	14,99
Emotionen	T1	45,00	16,98	9,70	6,78
	T3	37,70	13,87	7,80	5,16
	T7	38,80	11,03	5,10	2,69
	T9	34,50	9,32	6,10	3,90

Messwiederholungs-Varianzanalysen über die vier Zeitpunkte erbrachten keine signifikanten Veränderungen der durchschnittlichen Häufigkeiten. Auch für die Summe aller Codes – errechnet durch Addition der Verhaltens- und der Emotionscodes – zeigte sich keine systematische Veränderung. Es bestanden jedoch Unterschiede in der Verteilung der Gesamtcodezahl auf die einzelnen Messbereiche: Mit Abstand am häufigsten berichteten die Patienten über ihr eigenes Verhalten. Deutlich weniger beschäftigten sie sich mit dem Verhalten der Objekte und den eigenen Emotionen – dabei mit diesen beiden Bereichen etwa gleich häufig. Die Emotionen der Objekte wurden so gut wie gar nicht thematisiert. Die

Codeanzahl in diesem Bereich war sogar so niedrig, dass sie keine ausreichende Grundlage für weitere statistische Berechnungen hätte darstellen können. Wir verzichteten daher im Folgenden auf die Analyse der Objektemotionen.

5.1.3 Verläufe der untersuchten Parameter in der Gesamtgruppe

Bevor wir unsere Hypothesen über die unterschiedlichen Entwicklungen bei mehr oder weniger erfolgreichen Behandlungen überprüften, stellten wir die Verläufe aller neun von uns untersuchten Parameter in der *Gesamtgruppe* dar. Tabelle 3 enthält die Ergebnisse dieser Berechnungen.

Tabelle 3: Verläufe aller untersuchten Parameter in der Gesamtgruppe

	T1		T3		T5		T7		T9		Sig.
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	
SCL 90-R	69,60	8,22			58,20	10,65			61,10	13,86	*
IIP-D	1,69	0,54	1,48	0,52	1,28	0,58	1,31	0,63	1,47	0,64	
Umstrukturierung	2,05	0,26	2,75	0,53	3,05	0,54	3,23	0,68	3,54	0,91	*
Affiliation eigenes Verhalten	0,32	0,10	0,33	0,09			0,34	0,11	0,37	0,14	
Affiliation Objektverhalten	0,31	0,08	0,33	0,13			0,40	0,11	0,38	0,14	A
Valenzquotient eigene Emotionen	0,50	0,25	0,87	0,60			0,71	0,39	0,74	0,69	
Dispersion eigenes Verhalten	0,93	0,02	0,93	0,02			0,93	0,01	0,92	0,03	
Dispersion Objektverhalten	0,89	0,05	0,88	0,05			0,91	0,03	0,88	0,06	
Dispersion eigene Emotionen	0,92	0,03	0,92	0,03			0,92	0,03	0,93	0,03	

^A p < 0.1 * p < 0.05

Die letzte Spalte dieser Tabelle enthält eine Angabe darüber, ob sich im jeweils betrachteten Messbereich eine signifikante Veränderung über die Zeit nachweisen ließ (Varianzanalysen mit Messwiederholung). Das war nur für die selbstberichtete Symptomatik, die Werte auf der Umstrukturierungsskala, und tendenziell auch für den Affiliationsanteil im Objektverhalten der Fall (zwei fehlende Werte, die in den Umstrukturierungsdaten aufgetreten waren, wurden von uns durch den Wert des jeweils vorhergehenden Messzeitpunktes ersetzt, was eine konservative Imputationsstrategie darstellt). Obwohl sich auch für die durchschnittliche Valenz der eigenen Emotionen eine systematische Verbesserung andeutet, war die Stichprobe offenbar nicht groß genug, um diesen Effekt statistisch abzusichern. An der Tabelle lässt sich recht gut ablesen, in welchen Messbereichen zu welchen Zeitpunkten Daten vorhanden waren. Wie im Methodenteil dargelegt, stellt die unterschiedliche Verteilung der Datensätze über die Zeit für das von uns im Rahmen der Hypothesentestung verwandte hierarchisch lineare Modell jedoch kein Problem dar.

Im nächsten Schritt schlüsselten wir für die einzelnen Patienten auf, in welchen der von uns untersuchten Parameter sie eine Verbesserung im Sinne unserer Hypothesen über die Zeit hinweg zeigten. Grundlage hierfür waren nicht mehr die Rohdaten zu den einzelnen Messzeitpunkten, sondern die Steigungen der linearen Trends im jeweiligen Messbereich über alle Zeitpunkte hinweg. Der Einfachheit halber vergaben wir dabei für jede Verbesserung – also zum Beispiel für eine Abnahme der Symptomatik oder eine Positivierung der durchschnittlichen emotionalen Valenz – einen Punkt, so dass sich im Endeffekt eine Rangfolge des Gesamtbehandlungserfolges der Patienten ergab, die in der untersten Zeile der Tabelle 4 eingetragen ist. Der Trend der Umstrukturierungsdaten wurde von der Punktevergabe ausgenommen, da er definitionsgemäß eigentlich nicht negativ sein kann. Die maximal mögliche Anzahl von Verbesserungen beläuft sich daher auf acht.

Tabelle 4: Lineare Trends aller untersuchten Parameter bei einzelnen Patienten und im Durchschnitt der Gesamtgruppe

Patient-Nummer	203	204	216	208	209	215	202	201	214	217	Gruppe
SCL 90-R	-3,75	-1,75	-8,75	-7,75	-3	-1,5	-0,5	0,5	4,75	0,5	-2,13
IIP-D	-10,6	-14,9	-27,2	-22,4	0,4	-1,2	-0,5	1,9	5	8,6	-6,09
Umstrukturierung	0,5	0,56	0,54	0,44	0,32	0,18		0,12	0,3		0,37
Affiliation eigenes Verhalten	1,54	2,62	2,88	3,27	4	4,54	-2,44	-1,49	-1,43	-3,92	0,96
Affiliation Objektverhalten	3,69	5,03	1,45	1,98	3,61	-1,11	6,11	3,3	-1,83	-0,89	2,13
Valenzquotient eigene Emotionen	3,81	4,12	8,89	10,87	0,87	25,67	6,05	-7,67	-14,26	-6,13	3,22
Dispersion eigenes Verhalten	0,1	-0,13	-0,15	-0,34	0,14	0,02	-0,46	0,01	-0,56	-0,30	-0,17
Dispersion Objektverhalten	0,48	0,43	0,44	-0,43	0,13	1,65	-1,19	-0,4	0,02	-0,41	0,07
Dispersion eigene Emotionen	-0,27	0,28	0,52	0,57	-0,03	-0,41	0,30	-0,25	-0,02	-0,21	0,05
Verbesserungen	7	7	7	6	6	6	5	2	1	0	4,7

Die dargestellten Trends sind so zu verstehen, dass mit jedem zusätzlichen halben Jahr Behandlungsdauer der Wert in dem jeweiligen Messbereich durchschnittlich um den entsprechenden Betrag zu- oder abnimmt (je nach Vorzeichen). Ein Beispiel: Für die Umstrukturierungswerte von Patient 203 ist ein Trend von 0,5 angegeben. Das bedeutet, dass er pro Messzeitpunkt durchschnittlich einen halben Punkt mehr auf der Heidelberger Umstrukturierungsskala erhalten hat. Hätte er beispielsweise zu T1 mit einem Wert von 2 begonnen, so müsste er am Ende, vier Messzeitpunkte später, etwa bei Stufe 4 angekommen sein.

Die Maßeinheiten in den verschiedenen Messbereichen unterscheiden sich: Bei den Anteilswerten handelt es sich um Prozentangaben, bei der Symptomskala um T-Werte etc., je nachdem, in welcher Form die jeweiligen Daten vorlagen. Darüber hinaus wurden die Dispersionswerte noch linear transformiert, um die Lesbarkeit zu erhöhen, wobei die Vorzeichen aber unverändert blieben. Vergleiche zwischen den Messebenen sind daher nicht oder nur eingeschränkt möglich, waren hier aber auch nicht beabsichtigt.

In der letzten Spalte der Tabelle sind die über alle zehn Patienten gemittelten Werte der Gesamtgruppe dargestellt: Man sieht, dass sich in 8 der 9 untersuchten Messbereiche im Durchschnitt Veränderungen in der Richtung ergaben, die man bei einem guten Behandlungsverlauf erwarten würde. Die einzige Ausnahme hiervon stellt die Variabilität des eigenen Verhaltens dar, die mit der Zeit abnimmt. Wäre die Richtung der Veränderungen rein zufällig, würden also gleich viele Verbesserungen wie Verschlechterungen auftreten, so würde man sowohl für jeden Patienten als auch für die Gesamtgruppe im Durchschnitt 4 Verbesserungen erwarten. Sieben der zehn Patienten liegen über dieser Anzahl, ebenso der Gruppenmittelwert. Diese Daten sprechen insgesamt sehr dafür, dass sich im Verlauf der psychoanalytischen Therapien systematische Effekte im Sinne unserer Hypothesen für die Gesamtgruppe nachweisen lassen. Ob diese Veränderungen allerdings auf die Behandlung zurückgehen, muss offen bleiben, da wir die Frage der Verursachung anhand unseres Ein-Gruppen-Designs nicht beantworten können.

5.2 Reliabilität des Video-Ratingverfahrens

Unser Design erlaubte die Berechnung mehrerer Reliabilitätsmaße: Da zehn Bänder von zwei Ratern unabhängig voneinander codiert wurden, war es möglich, die Interrater-Reliabilität zwischen diesen beiden Beurteilern zu ermitteln. Dieselben Bänder wurden von einem der beiden Rater nach etwa sechs Monaten ein zweites Mal im Rahmen der Hauptstudie codiert, so dass für dieses Intervall auch die Retest-Reliabilität bestimmt werden konnte. Schließlich konnten auch die Daten von Rater 1 zum Zeitpunkt der ersten Beurteilung mit denen von Rater 2 zum zweiten Beurteilungszeitpunkt verglichen werden. Die Güte dieser Übereinstimmung, bei der sich sowohl die Erhebungszeitpunkte als auch die Beurteiler unterscheiden, soll als Cross-Reliabilität bezeichnet werden.

Wir errechneten die Übereinstimmungen auf mehreren Ebenen. Zunächst interessierte uns, ob die Anzahl der vergebenen Codes für die zehn Patienten bei den verschiedenen Rating-Durchgängen übereinstimmte. Tabelle 5 zeigt das Ergebnis dieser Berechnungen für die Codehäufigkeiten in den einzelnen Messbereichen.

Tabelle 5: Reliabilität der Codehäufigkeiten

	Retest		Interrater		Cross	
	Selbst	Objekt	Selbst	Objekt	Selbst	Objekt
Anzahl Codes	0.82**	0.92**	0.89**	0.94**	0.77**	0.93**
Anzahl Verhaltenscodes	0.81**	0.92**	0.92**	0.93**	0.77**	0.98**
Anzahl Emotionscodes	0.92**		0.86**		0.91**	
Anteil Verhaltenscodes	0.90**	0.86**	0.90**	0.80**	0.86**	0.91**

Einseitige Tests: ** $p < 0.01$

Die Übereinstimmungen können durchweg als sehr gut bezeichnet werden. Bestimmte Patienten erhielten also offenbar unabhängig davon, wer wann die Beurteilung vornahm, immer mehr Codes als andere. Die starken Schwankungen zwischen den Codehäufigkeiten der Patienten, die sich durch die hohen Standardabweichungen in Tabelle 2 schon andeuteten, gehen also offenbar auf systematische und reliabel identifizierbare Unterschiede zwischen den Patienten zurück und nicht auf die Tagesform der Rater. Die Reliabilität der Anzahl von

Objektemotionen wurde in der Tabelle weggelassen, weil – wie oben erwähnt – diese Daten in der inhaltlichen Auswertung keine Rolle mehr spielten.

In einem zweiten Schritt wollten wir herausfinden, ob sich für die Patienten idiosynkratische Profile von Codehäufigkeiten ergaben. Es ging also um die Frage, ob sich das Profil, das für einen Patienten ermittelt wurde, systematisch von denen anderer Patienten unterscheidet, oder – anders formuliert – ob sich ein Patient reliabel anhand des für ihn ermittelten Profils identifizieren lässt. Dabei ließen wir uns von folgenden Überlegungen leiten:

Wenn das Profil der Codehäufigkeiten eines Patienten reliabel erfassbar ist, dann sollten die Nennungshäufigkeiten der einzelnen Kategorien unabhängig davon, wer das Profil wann ermittelt hat, stets in etwa gleich sein. Will man die Übereinstimmung zweier kompletter Profile in einem einzigen Wert ausdrücken, bietet sich hierfür am ehesten der klassische Pearson-Korrelationskoeffizient an. Dabei wird das Profil, das der eine Rater erstellt hat, als die erste Variable aufgefasst, das Profil des zweiten Raters als die zweite Variable (analog gilt dies für die Beurteilungen durch denselben Rater zu unterschiedlichen Zeitpunkten). Die einzelnen Kategorien bilden dann gewissermaßen die „Fälle“. Haben nun beide Rater dieselben Kategorien zur Kennzeichnung des Patienten besonders häufig benutzt, andere hingegen übereinstimmend eher selten, wird sich ein hoher Korrelationskoeffizient ergeben.

Um nun aber zu belegen, dass die ermittelten Profile spezifisch für die einzelnen Patienten sind, braucht man einen Vergleichsmaßstab, welche Übereinstimmung bei diesem Vorgehen rein zufällig zu erwarten wäre. Ein solcher Maßstab ergibt sich, indem man errechnet, wie gut das Profil, das der erste Rater für Patient A ermittelt hat, mit einem übereinstimmt, das der zweite Rater für einen zufällig ausgewählten *anderen* Patienten ermittelt hat. Noch besser ist es, diese Vergleichskorrelation für *alle* anderen Patienten zu errechnen und anschließend zu mitteln (dabei müssen die Koeffizienten zunächst Fisher’s Z-transformiert, dann arithmetisch gemittelt und anschließend rücktransformiert werden).

Man kann auf diese Weise vergleichen, ob die Profilkorrelationen zweier Rater, die *denselben* Patienten beurteilt haben, systematisch über denen liegen, die sich für ganz beliebige Paarungen von Patientenprofilen ergeben. Als eine Art Effektgröße errechneten wir die Differenz der quadrierten Korrelationskoeffizienten, also den Gewinn an gemeinsamer Varianz, den man erhält, wenn man anstatt irgendwelcher Patientenprofile die Profile desselben Patienten korreliert. Tabelle 6 zeigt diese Daten.

Tabelle 6: Durchschnittliche Korrelationen der Profile identischer und unterschiedlicher Patienten

		Selber Patient	Andere Patienten	Varianzzuwachs
Retest	Eigenes Verhalten	0.87	0.41	59%
	Objektverhalten	0.88	0.53	49%
	Eigene Emotionen	0.69	0.15	45%
Interrater	Eigenes Verhalten	0.67	0.28	37%
	Objektverhalten	0.84	0.53	42%
	Eigene Emotionen	0.69	0.18	44%
Cross	Eigenes Verhalten	0.66	0.26	37%
	Objektverhalten	0.84	0.46	49%
	Eigene Emotionen	0.65	0.04	42%

Da es sich hier um gemittelte Korrelationen handelt, waren Signifikanztests nicht möglich. Man erkennt jedoch, dass die Beurteilung desselben Patienten durch die beiden Rater stets deutlich ähnlichere Profile ergab, als bei einer zufälligen Kombination von Patienten zu erwarten gewesen wäre. Dies spricht sehr dafür, dass die ermittelten Profile spezifisch für die jeweiligen Patienten sind. Auffällig ist, dass die durchschnittlichen zufälligen Übereinstimmungen für den Bereich des Objektverhaltens besonders hoch sind. Offenbar sind die Beschreibungen dessen, was die Objekte tun, nicht ganz so idiosynkratisch und ähneln sich zwischen den Patienten mehr, als die Beschreibung des eigenen Verhaltens und der eigenen Emotionen.

Es sei erwähnt, dass bei der Ermittlung der Profilkorrelationen immer nur diejenigen Kategorien in die Berechnung eingingen, die in wenigstens einem der Profile mindestens einmal vorkamen. Sinn dieses Vorgehens war es, eine künstliche Erhöhung der Korrelationen durch diejenigen Kategorien, die übereinstimmend kein einziges mal vergeben wurden, zu vermeiden. Da das introjektive Verhalten der Objekte in unseren Hypothesen ausgespart wurde, ließen wir die entsprechenden Daten (SASB-Fokus III beim Objekt) in dieser Berechnung ebenfalls unberücksichtigt.

Das üblicherweise für die Reliabilitätsberechnung verwendete *gewichtete Kappa-Maß* (Cohen, 1968; Grawe-Gerber & Benjamin, 1989) hielten wir im Zusammenhang unserer Untersuchung für ungeeignet, da sich dieses auf die Übereinstimmung bei der Vergabe *einzelner Codes* bezieht, unsere Hypothesen sich jedoch durchweg auf einem höheren Abstraktionsniveau bewegen, nämlich auf dem ganzen Profile bzw. ganzen Gruppen von Kategorien (zum Beispiel aller positiven Emotionen).

Um uns zu vergewissern, dass die Daten, an den wir unsere Hypothesen überprüften, ebenfalls als reliabel angesehen werden können, errechneten wir abschließend für die zehn Patienten der Reliabilitätsstichprobe genau diejenigen Indizes, die den späteren Hypothesentests im Rahmen der Hauptstudie zugrunde lagen: Den Anteil positiv affiliativen Verhaltens beim Selbst und beim Objekt, das Verhältnis positiver zu negativen Emotionen im eigenen Affektprofil, sowie für alle drei Messbereiche die Profilvariabilität in Form des Dispersionsmaßes nach Strack (1993). Tabelle 7 stellt die Ergebnisse der Reliabilitätsüberprüfung für die drei erstgenannten Indizes der inhaltlichen Qualität des Beziehungserlebens dar, Tabelle 8 beinhaltet die entsprechenden Werte für die Variabilität.

Tabelle 7: Reliabilität der Indizes der inhaltlichen Beziehungsqualität

	Interrater	Retest	Cross
Affiliation im eigenen Verhalten	0.78**	0.94**	0.75**
Affiliation im Objektverhalten	0.90**	0.95**	0.81**
Valenzverhältnis eigener Emotionen	0.84**	0.86**	0.81**

Einseitige Tests: ** $p < 0.01$

Für die Anteilswerte, die die inhaltliche Qualität des Beziehungserlebens beschreiben, ergaben sich ausnahmslos sehr zufriedenstellende Werte.

Tabelle 8: Reliabilität der Profilvariabilität (Dispersion)

	Interrater	Retest	Cross
Eigenes Verhalten	0.39	0.65*	0.77**
Objektverhalten	0.89**	0.89**	0.85**
Eigene Emotionen	0.87**	0.70*	0.58*

Einseitige Tests: * $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

Auch die Reliabilitätswerte für das Dispersionsmaß fielen im Durchschnitt befriedigend bis gut aus – mit einer Ausnahme: Im ersten Ratingdurchgang stimmten die beiden Rater in der Variabilität der eigenen Verhaltensprofile nicht stärker überein, als man es nach dem Zufall hätte erwarten können. Da die Retest- und Cross-Reliabilitätswerte in diesem Bereich jedoch gut waren, darf man hier getrost von einem Ausreißer ausgehen.

5.3 Querschnittliche Zusammenhänge zu Therapiebeginn

Bevor wir unsere Hypothesen über Kovariationen der Indizes des Beziehungserlebens mit Fremd- und Selbsteinschätzungen der psychischen Gesundheit im Therapieverlauf überprüften, untersuchten wir, ob entsprechende Zusammenhänge bereits zu Therapiebeginn bestanden. Eine solche querschnittliche Analyse folgt der selben Logik wie die Designs von Cierpka et al. (1998) und Wilczek et al. (2000). Als Maße der seelischen Gesundheit verwendeten wir die selben Instrumente, an denen wir später auch den Therapieerfolg festmachten, also die SCL 90-R, den IIP-D, und die Heidelberger Umstrukturierungsskala (in den Tabellen als Umstruk abgekürzt). Die Werte auf der Umstrukturierungsskala beschreiben in diesem Fall, wie erfolgreich ein Patient sich bereits *vor Beginn der Behandlung* mit seiner Problematik auseinandergesetzt, sie als etwas eigenes akzeptiert, verstanden und vielleicht auch teilweise schon bewältigt hat. Es erscheint daher zulässig, wenn auch nicht zwingend, die Werte auf dieser Skala als einen Indikator psychischer Gesundheit zu betrachten.

Die Zusammenhänge zu Therapiebeginn wurden getrennt nach der inhaltlichen Qualität der Beziehungsschilderungen und deren Variabilität berechnet. Die Tabellen 9 und 10 geben die Ergebnisse dieser Berechnungen wieder.

Tabelle 9: Zusammenhang von psychischen Gesundheitsmaßen und inhaltlichen Indizes des Beziehungserlebens zu Therapiebeginn

	SCL 90-R	IIP-D	Umstruk
Affiliation im eigenen Verhalten	-0.49 ^A	-0.85**	-0.54 ^A
Affiliation im Objektverhalten	0.07	-0.06	-0.39
Valenzverhältnis eigener Emotionen	-0.80**	-0.36	-0.14

Einseitige Tests: ^A $p < 0.1$ ** $p < 0.01$

Es bietet sich ein relativ differenziertes Bild: Vor Beginn der Behandlung hängen einige der von uns ermittelten Indizes des Beziehungserlebens mit der selbst- und fremdeingeschätzten seelischen Gesundheit enorm hoch, andere nur tendenziell, wieder andere dagegen gar nicht zusammen. Besonders ins Auge fällt die Korrelation des Valenzverhältnisses eigener Emotionen mit dem selbstbeurteilten Symptomlevel, sowie die Korrelation zwischen Affiliation im eigenen Verhalten und selbstzugeschriebenen interpersonellen Problemen im IIP. Beide Werte beschreiben ungewöhnlich enge Zusammenhänge in der vorhergesagten Richtung. Das Ausmaß, in dem die Objekte als freundlich zugewandt erlebt werden, scheint demgegenüber nicht oder kaum mit den Indikatoren seelischer Gesundheit zu kovariieren.

Es sei noch einmal daran erinnert, dass Signifikanztests vor dem Hintergrund unserer geringen Stichprobengröße – Umstrukturierungswerte standen sogar nur für 8 der 10 Patienten zur Verfügung (s.o.) – zu sehr konservativen Ergebnissen führen. So kommt es dazu, dass sogar recht hohe Korrelationen, wie die zwischen Umstrukturierung und Affiliation im eigenen Verhalten, nicht die konventionelle Signifikanzschwelle von fünf Prozent überschreiten. Effekte, die unter diesen Bedingungen signifikant werden, können daher als ausgesprochen robust angesehen werden.

Tabelle 10: Zusammenhang von psychischen Gesundheitsmaßen und Variabilität des Beziehungserlebens zu Therapiebeginn

	SCL 90-R	IIP-D	Umstruk
Eigenes Verhalten	0.27	-0.10	0.45
Objektverhalten	0.39	-0.15	0.14
Eigene Emotionen	-0.60*	-0.27	-0.15

Einseitige Tests: * $p < 0.05$

So gut wie keine systematischen Zusammenhänge ließen sich für die Profilvariabilität in den einzelnen Bereichen des Beziehungserlebens ermitteln. Einzige Ausnahme: Eine recht hohe Korrelation zwischen dem Dispersionmaß des eigenen affektiven Erlebens und dem Ausmaß der selbstberichteten Symptomatik. Je differenzierter also das Emotionsprofil eines Patienten bereits zu Therapiebeginn war, über desto weniger Symptome berichtete er.