

Aus der Klinik für Psychiatrie und Psychotherapie

der Universität zu Lübeck

Direktor: Prof. Dr. med. Stefan Borgwardt

**Die deutsche Version des Care Dependency Questionnaires: Faktorielle
Validierung und Befunde zu den psychometrischen Kennwerten.**

Inauguraldissertation

zur

Erlangung der Doktorwürde

der Universität zu Lübeck

- Aus der Sektion Medizin –

vorgelegt von

Sebastian Bruno David Schwab

aus Berlin

Lübeck 2025

1. Berichterstatter*in: Prof. Dr. med. Jan Philipp Klein

Ko-Betreuer*in: Prof. Dr. med. Karl-Friedrich Klotz

2. Berichterstatter*in: Prof. Dr. rer. nat. Ulrike Krämer

Tag der mündlichen Prüfung: 20.05.2026

Zum Druck genehmigt. Lübeck, den 20.05.2026

-Promotionskommission der Sektion Medizin-

Inhaltsverzeichnis

Tabellenverzeichnis.....	6
Abkürzungsverzeichnis	7
1. Einleitung und Fragestellung	11
1.1 Interpersonelle Abhängigkeit.....	11
1.2 Abhängigkeit im Kontext von Psychotherapie	12
1.3 Psychometrie von Abhängigkeit.....	15
1.4 Psychometrie von Abhängigkeit im Kontext von Psychotherapie	16
1.5 Erste Befunde zum Care Dependency Questionnaire	17
1.6 Folgeuntersuchungen zum Care Dependency Questionnaire	19
1.7 Ziele und Fragestellung dieser Studie	21
1.8 Hypothesen.....	22
2. Material und Methoden.....	23
2.1 Stichprobe und Vorgehen	23
2.1.1 Die ICARE-Studien	23
2.1.2 Die PRO-Studien	24
2.2 Instrumente.....	26
2.2.1 Der Care Dependency Questionnaire	26
2.2.2 Der Negative Effects Questionnaire	27
2.2.3 Der Borderline Personality Disorder Severity Index.....	27
2.2.4 Das Quick Inventory for Depressive Symptomatology.....	28
2.2.5 Der Childhood Trauma Questionnaire	29
2.2.6 Das Working Alliance Inventory	30
2.2.7 Der Helping Alliance Questionnaire.....	30
2.2.8 Der Fragebogen zur sozialen Unterstützung	31

2.2.9 <i>Das Inventory of Interpersonal Problems</i>	31
2.3 Methoden	33
2.3.1 <i>Überblick über die statistischen Analysen</i>	33
2.3.2 <i>Faktorenanalyse</i>	34
2.3.3 <i>Reliabilitätsanalyse</i>	36
2.3.4 <i>Item-Analyse</i>	37
2.3.5 <i>Korrelationen mit anderen klinisch relevanten Variablen</i>	38
2.3.6 <i>Dropout-Analyse</i>	39
3. Ergebnisse	41
3.1 Zusammenführung der Substichproben	41
3.2 Faktorielle Struktur	43
3.3 Reliabilität	48
3.4 Item-Analyse	48
3.5 Zusammenhänge mit anderen klinisch relevanten Variablen	49
3.6 Dropout-Analyse	52
4. Diskussion	54
4.1 Überblick	54
4.2 Faktorielle Struktur	54
4.3 Psychometrische Kennwerte des CDQ-R12	56
4.4. Inhaltliche Validität des CDQ-R12	57
4.5 Korrelationen des CDQ-R12 mit klinisch relevanten Variablen	57
4.5.1 <i>Überblick über Befunde zu den Assoziationen zu klinisch relevanten Variablen</i> ...	57
4.5.2 <i>Zusammenhänge zwischen AvT und Symptomschwere</i>	58
4.5.3 <i>Zusammenhänge zwischen AvT und interpersonellen Problemen</i>	59
4.5.4 <i>Zusammenhänge zwischen AvT und sozialer Unterstützung</i>	59

Psychometrische Validierung des CDQ

4.5.5 Zusammenhänge zwischen AvT und Therapeutischer Allianz.....	59
4.5.6 Zusammenhänge zwischen AvT und traumatischen Kindheitserlebnissen.....	62
4.5.7 Zusammenhänge zwischen AvT und diagnostischer Entität.....	63
4.5.8 Zusammenhänge zwischen AvT und soziodemographischen Merkmalen.....	63
4.6 Implikationen für die klinische Praxis	64
4.7 Limitationen und Stärken	66
4.8 Schlussfolgerung	69
4.9 Ausblick	69
5. Zusammenfassung.....	71
6. Verwendete Ressourcen	72
7. Literaturverzeichnis	73
8. Anhänge.....	94
Anhang 1: Tabellarische Übersicht der Items der initialen 29-Item-Version von Geurtzen et al. (2018).....	94
Anhang 2: Subskalen und Items mit Faktorladungen der 18-Item-Version von Geurtzen et al. (2018).....	96
Anhang 3: Tabellarische Übersicht der Ein- und Ausschluss-Kriterien der inkludierten Studien	97
Anhang 4: Tabellarische Übersicht der Faktorladungen der Hauptanalysen-EFA....	98
Anhang 5: Tabellarische Übersicht der Faktorladungen der Sensitivitätsanalysen-EFA	100
Anhang 6: Tabellarische Übersicht der Korrelationen zwischen CDQ und anderen Variablen	102
9. Danksagungen	104

Tabellenverzeichnis

Tabelle 1: Erhebungszeitpunkte	32
Tabelle 2: Tabellarische Übersicht der Stichprobenzusammensetzungen	41
Tabelle 3: Übersicht der soziodemographischen Merkmale der diagnostischen Subgruppen.....	42
Tabelle 4: Übersicht der teststatistischen Daten der diagnostischen Subgruppen	43
Tabelle 5: Subskalen und Items des CDQ-R12.....	47
Tabelle 6: Soziodemographische Beziehungen	51
Tabelle 7: Übersicht der Vergleichsuntersuchungen zwischen Dropout- und Hauptanalysen-Stichprobe	53

Abkürzungsverzeichnis

ACS-30	Autonomy-Connectedness-Scale
AvT	von den Patient*innen empfundene Abhängigkeit von ihren Therapeut*innen und/oder der Psychotherapie
BA	Behavioral Activation
BK	CDQ-Subskala „Bedürfnis nach Kontakt“
BPD	Borderline-Persönlichkeitsstörung
BPDSI	Borderline Personality Disorder Severity Index
CBASP	Cognitive Behavioral Analysis System of Psychotherapy
CDQ	Care Dependency Questionnaire
CDQ-R12	Revidierte Version des CDQ; CDQ-revised-12-items
CFA	Konfirmatorische Faktorenanalyse
CTQ	Childhood Trauma Questionnaire
CTQ-EmoAbu	CTQ-Subskala „Emotionaler Missbrauch“
CTQ-EmoNeg	CTQ-Subskala „Emotionale Vernachlässigung“
CTQ-Min	CTQ-Subskala „Minimalisierung“
CTQ-PhyNeg	CTQ-Subskala „Körperliche Vernachlässigung“
CTQ-PhyAbu	CTQ-Subskala „Körperlicher Missbrauch“
CTQ-SexAbu	CTQ-Subskala „Sexueller Missbrauch“
DBT	Dialektisch-behavioralen Therapie

Psychometrische Validierung des CDQ

DEQ	Depression Experiences Questionnaire
EFA	Explorative Faktorenanalyse
F-SozU-14	Fragebogen zur sozialen Unterstützung
HAQ	Helping Alliance Questionnaire
HAQ-Relation	HAQ-Subskala „Beziehung zu der Therapeutin/dem Therapeuten“
HAQ-Satisfaction	HAQ-Subskala „Zufriedenheit mit dem Therapieergebnis“
HAQ-S	HAQ mit Selbstbeurteilung durch die Proband*innen
ICARE	Investigating Care dependency And its Relations to outcome
IDS	Inventory for Depressive Symptomatology
IIP	Inventory of Interpersonal Problems
IIP32	Kurzform des Inventory of Interpersonal Problems mit 32 Items
IIP32-BC	IIP32-Subskala „Rachsüchtig“
IIP32-DE	IIP32-Subskala „Kalt“
IIP32-FG	IIP32-Subskala „Sozial vermeidend“
IIP32-HI	IIP32-Subskala „Nicht durchsetzungsfähig“
IIP32-JK	IIP32-Subskala „Ausnutzbar“
IIP32-LM	IIP32-Subskala „Übermäßig fürsorglich“
IIP32-NO	IIP32-Subskala „Aufdringlich“
IIP32-PA	IIP32-Subskala „Herrsüchtig“
KMO	Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizient

Psychometrische Validierung des CDQ

MAP-Tests	Minimum-Average-Partial-Tests
MCT	Metacognitive Therapy
MDD	Schwere depressive Störung
MIC	Mittlere Inter-Item-Korrelation
ML	Maximum-Likelihood-Methode
MSA	Measure-of-Sample-Adequacy-Koeffizienten
MSPSS	Multidimensional Scale for Perceived Social Support
MWA	CDQ-Subskala „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“
NEQ	Negative Effects Questionnaire
NEQ-D	NEQ-Subskala „Abhängigkeit“
OQ-45	Outcome Questionnaire
PA	Parallelanalysen
PAF	Hauptachsen-Faktorisierungsmethode; Principal-Axis-Factoring
PDQ-R-DP	Personality-Diagnostic-Questionnaire
PRO	treatment PROgrams-Studie
QIDS	Quick Inventory for Depressive Symptomatology
QIDS-C16	QIDS mit Fremdbeurteilung durch die Behandler*innen
QIDS-SR16	QIDS mit Selbsteinschätzung durch die Proband*innen
R ²	Quadrierte multiple Korrelationen
r _{it}	Item-Diskrimination

Psychometrische Validierung des CDQ

ROM	Routine Outcome Measures
RPT	Der Relationship Profile Test
RS-12	Remoralization Scale
SRM	Standard Response Mean
SSQ	Social Support Questionnaire
ST	Schema-Therapie
UA	CDQ-Subskala „Unterwürfige Abhängigkeit“
ÜVT	CDQ-R12-Subskala „Übermäßiges Vertrauen in die Therapeut*innen“
WAI	Working Alliance Inventory
WAI-Bonds	WAI-Subskala „Entwicklung einer emotionalen Bindung zwischen Therapeut*in und Patient*in“
WAI-Goals	WAI-Subskala „Gemeinsame Vereinbarung über Ziele“
WAI-S	WAI-12-Item-Kurzform
WAI-SR	Revidierte WAI-12-Item-Kurzform
WAI-Tasks	WAI-Subskala „Gemeinsame Vereinbarung über Aufgaben“

1. Einleitung und Fragestellung

1.1 Interpersonelle Abhängigkeit

Obwohl interpersonelle Abhängigkeit laut vielen Autor*innen eine der menschlichen Natur inhärente Eigenschaft ist (Bowlby, 1988 S. 26; Bowlby 1969 S. 207; Overholser, 1990, 1997), konnten wir bei unserer Literaturrecherche keine universell anerkannte Definition von ihr finden. Betrachtet man den aktuellen Forschungsstand, so lässt sich zwischenmenschliche Abhängigkeit mit folgenden Charakteristika beschreiben: starkes Bedürfnis nach Akzeptanz, Fürsorge, Schutz, Unterstützung und Leitung verbunden mit exzessiven Ängsten vor Konflikten, Ablehnung, sozialen Verlusten, Isolation, Verlassenwerden und dem Treffen eigenständiger Entscheidungen (American Psychiatric Association, 2013 S. 675ff.; Blatt, 1974; Bornstein, 2006; Coyne & Whiffen, 1995; Denckla et al., 2011; Lowyck et al., 2017; Luyten et al., 2007; Overholser, 1997; Pincus & Wilson, 2001). Der Diskurs dieses facettenreiche Konstrukt betreffend wird auch durch die Diversität der Versuche für seine Konzeptualisierung reflektiert. Morgan & Clark (2010) schlugen ein Zwei-Faktoren-Modell aus „passiv-unterwürfiger“ und „aktiv-emotionaler“ Abhängigkeit vor, wobei der erste Faktor die willentliche Passivität und Entscheidungsüberlassung an andere umfasse. „Aktiv-emotionale“ Abhängigkeit hingegen hänge mit der aktiven Suche nach physischer wie emotionaler Anwesenheit und Bestätigung anderer zusammen (ebd.). Pincus & Wilson (2001) hingegen konzeptualisierten das Konstrukt mithilfe der drei Komponenten „unterwürfige“, „ausnutzbare“ und „Liebes-“ Abhängigkeit. „Unterwürfige“ Abhängigkeit spiegele demnach die Sichtweise wider, dass andere Menschen kontrollierend und wenig verfügbar seien, während das Selbst ineffektiv und schwach sei. Personen mit ausgeprägter „ausnutzbarer“ Abhängigkeit würden auf konfliktvermeidende Art und Weise nach Betreuung suchen und seien hierbei weniger dazu in der Lage Unerwünschtes abzulehnen. „Liebes-Abhängigkeit“ umfasse ebenfalls das Bedürfnis nach engen Beziehungen zu anderen; hierbei herrsche jedoch die Sichtweise vor, dass andere Menschen freundlich sowie verfügbar seien und das Selbst liebenswert sei (ebd.). Bornsteins Definition (2005) von Abhängigkeit mit den vier Komponenten

„motivational“, „kognitiv“, „affektiv“ und „behavioral“ scheint am weitesten verbreitet zu sein. Inhaltlich ordnet Bornstein der Komponente „motivational“ das Bedürfnis nach Unterstützung von anderen zu. „Kognitiv“ hingegen meint die Wahrnehmung des Selbst als machtlos und ineffektiv, während die Komponente „affektiv“ sich auf die Tendenz, bei der Anforderung autonomer Funktionen Angst zu empfinden bezieht. „Behavioral“ schließlich meint die Nutzung von Strategien der Selbst-Präsentation zur Stärkung der Bindung zu möglichen Unterstützern (ebd.).

1.2 Abhängigkeit im Kontext von Psychotherapie

Im Kontext der Psychotherapie ist interpersonelle Abhängigkeit von besonderer Bedeutung. Schließlich hat sich in bisherigen Untersuchungen gezeigt, dass übermäßige zwischenmenschliche Abhängigkeit mit einer höheren wahrgenommenen Symptomschwere bei den Patient*innen (Huprich et al., 2013; Pielage et al., 2005; Vogel & Wei, 2005) sowie der Tendenz zu übermäßiger Selbstkritik bis hin zu selbstbestrafendem Verhalten (Abi-Habib & Luyten, 2013; Bornstein & O'Neill, 2000; Burke & Haslam, 2001; Huprich et al., 2013) verbunden ist. In diesem Zusammenhang wiesen Bornstein (1994) und Overholser (1997) darauf hin, dass der Schwerpunkt in der Therapie von übermäßig abhängigen Patient*innen darauf liegen sollte, ihnen zu helfen, Autonomie zu erlangen und gleichzeitig ihre zwischenmenschlichen Fähigkeiten zu verbessern. Bei sozial losgelösten Patient*innen hingegen sollte nach Kantor (2003 S. 169ff.) die Förderung sozialer Verbundenheit im Vordergrund stehen, ohne jedoch die Autonomie und Selbstbestimmung der betroffenen Patient*innen zu untergraben. Um eine hohe Wirksamkeit zu erzielen, sollte sich nach Bornstein im Rahmen psychotherapeutischer Arbeit daran orientiert werden, dass die Patient*innen weder übermäßig abhängig noch sozial abgekoppelt sind, also ein „gesundes“ Maß an Abhängigkeit aufweisen (Bornstein et al., 2003). Einerseits kann übermäßige Abhängigkeit als stabiles Persönlichkeitsmerkmal bis hin zu einer Persönlichkeitsstörung bereits vor der Therapie bestanden haben und die Entstehung psychischer Beschwerden begünstigen (Huprich et al., 2013) oder den Symptomschweregrad einer bestehenden psychiatrischen Störung erhöhen (Lowyck

et al., 2017). Andererseits kann Abhängigkeit sich auch als unerwünschte Nebenwirkung während einer Psychotherapie entwickeln (Bressi Nath et al., 2012; Bystedt et al., 2014; Clemens, 2010; Rozental et al., 2016). Asymmetrische Beziehungen zwischen Therapeut*innen und Patient*innen begünstigen die Entwicklung von Abhängigkeit bei Patient*innen (Clemens, 2010; Geurtzen et al., 2019; Hadley, 1976; Linden, 2013; Tait, 1997) und therapeutische Kontexte können diese auslösen oder verstärken (Geurtzen et al., 2019; Leitner et al., 2013). Linden et al. (2018) sehen in der übermäßigen Abhängigkeit der Patient*innen von der Fürsorge ihrer Therapeut*innen eine Störung in deren Interaktion miteinander, die durch eine oberflächlich besonders gute therapeutische Beziehung überdeckt werden kann. Möglicherweise ohnehin vorhandene negative Aspekte des Selbst könnten demnach durch von den Patient*innen empfundene Abhängigkeit von der Therapeutin/dem Therapeuten (AvT) verstärkt werden, sodass es zu einer symptomatischen Verschlechterung komme (ebd.).

Die Forschung zum Konstrukt der AvT befindet sich derzeit noch in einem sehr frühen Stadium. Der derzeitige Stand der Forschung deutet darauf hin, dass eine höhere AvT einen Prädiktor für den Wunsch darstellen könnte, die Behandlung über das geplante Ende der Therapie hinaus fortzusetzen (Bystedt et al., 2014; Leitner et al., 2013; Nutt & Sharpe, 2008). Mit AvT einhergehende Verlustängste könnten die regelhafte Beendigung einer Psychotherapie demnach erschweren (Berk & Parker, 2009; Bornstein, 2012; Clemens, 2010) und zu Behandlungsdauern führen, die länger als notwendig sind (Geurtzen et al., 2023). Gleichzeitig fanden Leitner et al. (2013) Hinweise darauf, dass eine höhere Anzahl von Behandlungssitzungen mit einer höheren AvT verbunden ist. Zugleich könne AvT wiederum möglicherweise dazu beitragen, dass Therapeut*innen unerwünschte Nebenwirkungen der Psychotherapie übersehen (ebd.). Abhängige Patient*innen scheinen mehr Gesundheitsdienstleistungen in Anspruch zu nehmen als nicht-abhängige Patient*innen (Berk & Parker, 2009; O'Neill & Bornstein, 2001; Porcerelli et al., 2009), was auf erhebliche wirtschaftliche Auswirkungen schließen lässt. Für Deutschland ergibt sich bei einer exemplarischen Betrachtung des Jahres 2019 mit fast 890.000

13

stationären und über 190.000 teilstationären psychotherapeutischen Behandlungen (Statistisches Bundesamt, 2021) sowie rund 1,5 Millionen gesetzlich versicherten Patient*innen, die pro Quartal Behandlungen bei niedergelassenen Psychotherapeut*innen in Anspruch nahmen (Kassenärztliche Bundesvereinigung, 2021), eine enorme ökonomische Relevanz der Erforschung von unerwünschten Wirkungen der Psychotherapie. Depressive Störungen (Jacobi et al., 2014) und Borderline-Persönlichkeitsstörungen (BPD) (Grabe & Giertz, 2020) gehören zu den am häufigsten von Psychotherapeut*innen behandelten Störungen. Psychotherapie ist ein unverzichtbares und hochwirksames Instrument (Geurtzen et al., 2019; Herpertz, 2011 S. 3; Leitner et al., 2013) und wird von vielen Patient*innen einer Pharmakotherapie vorgezogen (Bundespsychotherapeutenkammer, 2013 S. 11). AvT könnte im Zuge der Psychotherapie durch spezifische therapeutische Kontexte ausgelöst oder verstärkt werden (Geurtzen et al., 2019; Leitner et al., 2013). Die daraus zu ziehenden therapeutischen Konsequenzen sollten Teil der zukünftigen Forschung zu diesem relevanten Thema sein.

Klassifiziert man AvT jedoch als ausschließlich unerwünschten Nebeneffekt der Psychotherapie mit einzig negativen Folgen, wird man ihrer Komplexität nicht gerecht (Huprich et al., 2013; Rozental et al., 2016; Schermuly-Haupt et al., 2018). Zu den von verschiedenen Autor*innen hervorgehobenen positiven Aspekten von Abhängigkeit im Allgemeinen gehören: eine aktive und frühzeitige Suche nach Hilfe in der Not, eine hohe interpersonelle Sensibilität, eine höhere Beziehungszufriedenheit und ein höheres Vertrauen in das soziale Umfeld (Berk & Parker, 2009; Bornstein, 1992; Porcerelli et al., 2009; Santor & Zuroff, 1997; Tait, 1997; Vogel & Wei, 2005). Nach Huprich et al. (2013) sehen sich Menschen mit „gesunder“ Abhängigkeit selbst als kompetent und vertrauenswürdig, sind lieber sozial eingebunden und können interpersonellen Stressoren mitunter besser gegenüberstehen. Unter anderem deshalb, weil sie zu hilfesuchendem Verhalten in der Lage seien, welches die Beziehungen zu anderen stärke, statt diese zu erdrücken (ebd.). Speziell für die Abhängigkeit im Kontext der Psychotherapie werden folgende Vorteile diskutiert: eine höhere wahrgenommene Qualität der Therapeutischen Allianz, ein höherer Einfluss durch die

Therapeut*innen mit höherer Adhärenz gegenüber Therapieempfehlungen, eine adaptivere und kooperativere Beteiligung der Patient*innen und eine Erleichterung der Auflösung von Übertragungsneurosen in der Psychoanalyse (Berk & Parker, 2009; Fowler et al., 2005; Geurtzen et al., 2018, 2019; Hadley, 1976; Poldrugo & Forti, 1988; Strong & Matross, 1973). Daraus lässt sich schließen, dass Abhängigkeit in der Psychotherapie nicht ausschließlich problematisch ist, sondern auch funktional sein kann. Dementsprechend ist die Beurteilung einer solchen Dynamik sowie ihrer Determinanten und Folgen wichtig, aber auch komplex. Sie kann entsprechend erst nach einer systematischen, differenzierten Untersuchung erfolgen. Die Tatsache, dass die Rolle der AvT so vielschichtig und komplex ist, unterstreicht die Relevanz der Implementierung eines validen Messinstruments für eine nachhaltige Verbesserung unseres Verständnisses von psychischen Erkrankungen und deren Therapie (Geurtzen et al., 2018).

1.3 Psychometrie von Abhängigkeit

In der Literatur finden sich verschiedene Fragebögen, die sich mit interpersoneller Abhängigkeit und deren Ursachen und Folgen beschäftigen. Der Depression Experiences Questionnaire (DEQ) wurde 1976 von Blatt et al. entwickelt, um die Zusammenhänge von depressiven Erfahrungen zu untersuchen. Der DEQ verfügt über adäquate psychometrische Kennwerte. Einer der drei orthogonalen Faktoren ermöglicht die Messung der Abhängigkeit der Proband*innen und beinhaltet Items, welche die Sorge abgelehnt, und die Angst alleine gelassen zu werden, thematisieren. Mit dem DEQ sollen depressive Erfahrungen allerdings nicht ausschließlich im klinischen, sondern auch im nicht-klinischen Kontext untersucht werden (Zuroff et al., 1990). Der Relationship Profile Test (RPT) wiederum ist ein Selbstbeurteilungsbogen mit 30 Items, der 2003 von Bornstein und Languirand entwickelt wurde. Er misst Abhängigkeit und soziale Ablösung und verfügt ebenso über adäquate psychometrische Kennwerte. Die Entwickler*innen machten drei Subskalen aus: „destruktive Überabhängigkeit“, „dysfunktionale Ablösung“ und „gesunde Abhängigkeit“. Die Autor*innen vermuteten ein Potential zur Messung von

Abhängigkeit im klinischen Setting während der Therapie. Allerdings werden die oben genannten Subskalen mit dem RPT als stabiles Persönlichkeitsmerkmal gemessen (Bornstein et al., 2003). Entsprechend misst er nicht die AvT als die im spezifischen Kontext der Psychotherapie durch Patient*innen erlebte Abhängigkeit von den Therapeut*innen.

1.4 Psychometrie von Abhängigkeit im Kontext von Psychotherapie

Obwohl unerwünschte Wirkungen von Psychotherapie im Allgemeinen zunehmend wissenschaftliche Beachtung finden, besteht nach wie vor hoher Bedarf an Instrumenten zur Kontrolle von Wirksamkeit sowie Nebenwirkungen der Behandlung (Berk & Parker, 2009; Bystedt et al., 2014; Cuijpers et al., 2018; Hoffmann et al., 2008; Jonsson et al., 2014; Märten, 2005; Meister et al., 2016; Moritz et al., 2019; Parker et al., 2013; Rheker et al., 2017; Schermuly-Haupt et al., 2018). Diesem hohen Forschungsbedarf sollte mit der Entwicklung und psychometrischen Validierung sogenannter Routine Outcome Measures (ROM) (de Wilde Brand et al., 2022) begegnet werden.

Der erste Vorschlag für die Definition und Erhebung des komplexen Konstrukts der AvT wurde 2018 von Geurtzen et al. mit der Entwicklung des Care Dependency Questionnaire (CDQ) unterbreitet. Der Fragebogen soll die von Patient*innen empfundene Abhängigkeit von ihren Therapeut*innen explizit im klinischen Kontext der Psychotherapie messen. Geurtzen et al. (2018) schlagen hierfür drei Dimensionen vor. Die Dimension „passiv-unterwürfige“ Abhängigkeit teilt einige Charakteristika mit dem oben genannten gleichnamigen Faktor von Morgan & Clark (2010). Im Gegensatz zu dem Faktor von Morgan & Clark bezieht sich die 2018 von Geurtzen et al. entworfene Dimension jedoch auf eine passive Haltung, die durch den spezifischen Kontext der psychiatrischen Versorgung hervorgerufen wurde (z.B. „Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner/meinem Therapeutin/Therapeuten“). Die „aktiv-emotionale“ Abhängigkeit definieren die Testautor*innen ebenfalls angelehnt an Morgan & Clark und modifiziert für den Kontext der Psychotherapie. Sie wurde konzeptualisiert als aktive Suche der Patient*innen nach emotionaler Unterstützung

und körperlicher Anwesenheit ihrer Therapeut*innen im Sinne einer emotionale Bedürftigkeit (z.B. „Ich brauche den Kontakt zu meiner/meinem Therapeutin/Therapeuten“). Der Inhalt der Dimension „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“ hingegen wurde nicht zuvor im Zusammenhang mit interpersoneller Abhängigkeit als Faktor postuliert. Geurtzen et al. (2018) beschreiben sie, angelehnt an den sogenannten Derogationseffekt, als das Gefühl, es gäbe keine anderen oder keine besseren Alternativen, um bestimmte Bedürfnisse zu erfüllen. Im Kontext der Psychotherapie meine dies, dass zur Erlangung psychischer Gesundheit keine suffizienten Alternativen zur Unterstützung durch die Therapeut*innen sowie zur Psychotherapie wahrgenommen würden. Im Zuge dessen würden auch die Unterstützung durch das soziale Umfeld oder die Möglichkeit, mithilfe eigener Fähigkeiten Symptome zu lindern, abgewertet (z.B. „Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen“). Die drei Dimensionen basieren auf verschiedenen Theorien aus den Bereichen der Persönlichkeitspsychologie, der klinischen Psychologie und der Sozialpsychologie. Während sich die beiden ersten Dimensionen bereits in der Konzeptualisierung der Abhängigkeit durch Morgan & Clark wiederfinden, ist die theoretische Grundlage der Dimension „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“ am wenigsten belastbar. Daher sind zu deren Validierung weitere Untersuchungen wie die unsere notwendig (Geurtzen et al., 2018). Geurtzen et al. (2018) entwarfen für die drei genannten Dimensionen von AvT insgesamt 29 Selbstausskunftssitems, welche die initiale Version des CDQ bildeten (siehe Anhang 1). Mit diesem können Determinanten und Konsequenzen der mit AvT einhergehenden ambivalenten Dynamiken erstmals systematisch und differenziert untersucht werden.

1.5 Erste Befunde zum Care Dependency Questionnaire

In einer Studie mit einer heterogenen Stichprobe von 742 ambulanten Patient*innen mit unterschiedlichen psychiatrischen Störungen, untersuchten Geurtzen et al. den CDQ 2018 erstmalig mit explorativen Methoden. Sie führten ihre EFAs jeweils für die Items der drei oben genannten Dimensionen separat unter Voreinstellung der

Faktorenzahl auf 1 durch. Anschließend wurden Scree Plots interpretiert und Parallelanalysen (PA) durchgeführt. Ziel dieser Untersuchungen war es, zu identifizieren, ob die entsprechend gruppierten Items unidimensional sind oder ob multiple Komponenten der Dimensionen zu extrahieren waren. Die Dimensionen „passiv-unterwürfige Abhängigkeit“ und „aktiv-emotionale Abhängigkeit“ erwiesen sich als zweifaktoriell. Daraus ergaben sich die fünf potentiellen Subskalen „unterwürfige Abhängigkeit“ (5 Items), „passive Haltung“ (6 Items), „emotionale Bindung“ (5 Items), „Bedürfnis nach Kontakt“ (4 Items) und „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“ (9 Items). Die anschließend durchgeführte Faktorenanalyse zweiter Ordnung diente der Feststellung, ob ein allen Items zugrundeliegendes Konstrukt postuliert werden konnte. Sie ergab jedoch zwei Faktoren, wobei „passive Haltung“ auf einen Faktor und alle übrigen oben genannten Subskalen auf den anderen luden. Die Subskala „emotionale Bindung“ wiederum, zeigte in den weiteren Analysen jedoch nur eine schwache Korrelation mit dem von den Patient*innen selbst eingeschätzten Grad der AvT. Diese Selbsteinschätzung der AvT erhoben Geurtzen et al. (2018) mithilfe des Einzel-Items „Ich bin abhängig von meiner Behandlung“, welches die Proband*innen auf einer siebenstufigen Likert-Skala von 1 (stimme überhaupt nicht zu) bis 7 (stimme voll zu) bewerteten. Sowohl die Subskala „passive Haltung“ als auch „emotionale Bindung“ wurden anschließend von den Testautor*innen verworfen, sodass die drei Subskalen „unterwürfige Abhängigkeit“ (UA; 5 Items), „Bedürfnis nach Kontakt“ (BK; 4 Items) und „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“ (MWA; 9 Items) die resultierenden 18-Item-Version bildeten (Geurtzen et al., 2018). Die Verteilung der Items auf diese Subskalen findet sich in Anhang 2. Die 18 Items des resultierenden Fragebogens wurden demnach bislang noch nicht simultan in eine EFA integriert und die zugrundeliegenden Subskalen noch nicht extrahiert, ohne die Anzahl der Faktoren vorzugeben.

Mit der aus den Faktoranalysen resultierenden 18-Item-Version des CDQ konnten in nachfolgenden Analysen weitere Erkenntnisse gewonnen werden: Geurtzen et al. (2018) konnten zeigen, dass AvT von Abhängigkeit in Form eines stabilen Persönlichkeitsmerkmals unterschieden werden kann. Dies zeigte sich durch

Korrelation von CDQ-Werten mit denen einer Subskala des Personality-Diagnostic-Questionnaire (PDQ-R-DP) und mit zwei Subskalen der Autonomy-Connectedness-Scale (ACS-30). Vielmehr scheint es sich bei der AvT um ein dynamisches Konstrukt zu handeln, dessen Ausprägung durch den Behandlungskontext beeinflusst wird. Erste Korrelationen mit weiteren klinisch relevanten Variablen aus der Studie von Geurtzen et al. (2018) ergaben einen positiven Zusammenhang von AvT mit der Schwere der psychischen Beschwerden (erhoben mit dem Outcome Questionnaire; OQ-45) und einen negativen Zusammenhang mit der wahrgenommenen sozialen Unterstützung (erhoben mit der Multidimensional Scale for Perceived Social Support; MSPSS) sowie der Remoralisierung (erhoben mit der Remoralization Scale; RS-12). Die Remoralisierung wurde hierbei als das Gefühl von hohem Selbstbewusstsein, hoher Kompetenz, Bewältigbarkeit, Optimismus, Innerer Kontrolle und Hoffnung definiert; also im Sinne des Gegenteils von Demoralisierung. Eine stärker ausgeprägte AvT ging in dieser Untersuchung jedoch auch mit einer höheren wahrgenommenen Qualität der Therapeutischen Allianz (erhoben mit dem Working Alliance Inventory; WAI) einher (Geurtzen et al., 2018).

1.6 Folgeuntersuchungen zum Care Dependency Questionnaire

In einer anknüpfenden Studie untersuchten Geurtzen et al. 2019 die Beziehungen zwischen der AvT und dem Verlauf der Symptomschwere, der wahrgenommenen Qualität der Therapeutischen Allianz sowie dem Wunsch, die Behandlung noch über deren Ende hinaus fortzuführen. Die Stichprobe setzte sich zusammen aus 136 Psychologie-Studierenden, die sich in einem behandlungsanalogen Praktikum befanden, welches Teil der didaktischen Einführung in die kognitive Verhaltenstherapie war. Hier wurde keine Assoziation zwischen Symptomschwere und AvT, jedoch erneut eine positive Assoziation zwischen wahrgenommener Qualität der Therapeutischen Allianz und AvT gefunden. In ihrer Untersuchung konnten Geurtzen et al. (2019) den oben beschriebenen Forschungsbefund bestätigen, nach welchem erhöhte AvT mit dem Wunsch assoziiert ist, die Behandlung über das Ende der Therapie hinaus fortzuführen. Da diese erste longitudinale Untersuchung des CDQ jedoch mit einer Stichprobe aus

Studierenden in einem wenig naturalistischen Setting durchgeführt wurde, bedurfte es der Replikation zur Validierung der gefundenen Ergebnisse (Geurtzen et al., 2019). Glanert et al. (2021) begegneten diesem Bedarf mit der Durchführung der longitudinalen ICARE-MDD-I-Studie (ICARE = Investigating Care dependency And its Relations to outcomE) mit einer Stichprobe von 100 Patient*innen, die aufgrund von depressiven Störungen tagesklinisch behandelt wurden. Zusammengefasst zeigte diese Studie, dass höhere AvT zu Beginn der Therapie mit einem weniger günstigen Behandlungsergebnis der Teilnehmer*innen am Ende der Therapie assoziiert war. In einem Linear-Mixed-Model mit dem CDQ als zeitvariante Kovariable, war die CDQ-Subskala MWA positiv mit der Schwere depressiver Symptomatik assoziiert. Die AvT verringerte sich im Verlauf der Therapie und ihre Ausprägung unterschied sich nicht signifikant zwischen Patient*innen die mit Metacognitive Therapy (MCT) beziehungsweise Cognitive Behavioral Analysis System of Psychotherapy (CBASP) behandelt wurden (Glanert et al., 2021). Während bei MCT der Fokus der Behandlung auf der Minderung von maladaptiven Metakognitionen und pathologischem Grübeln liegt (Wells, 2009 S. 51ff.), wird bei CBASP mithilfe der therapeutischen Beziehung auf interpersonelles Lernen fokussiert, um Konsequenzen des eigenen depressionsbedingten Handelns zu erkennen und zu verändern (McCullough, 2006 S. 42).

In ihrer dritten Studie zum CDQ untersuchten Geurtzen et al. 2023 die AvT ebenfalls mithilfe einer longitudinalen Studie. An 113 Proband*innen mit verschiedenen Persönlichkeitsstörungen als Hauptdiagnose konnten sie zeigen, dass die Abnahme der Ausprägung von AvT im Verlauf der Therapie mit der Abnahme der Schwere der psychiatrischen Symptomatik verbunden war. Gleichzeitig waren höhere AvT-Niveaus auch in dieser Untersuchung mit dem Wunsch nach Verlängerung der Behandlung verbunden (Geurtzen et al., 2023). Hiermit konnten sie die Ergebnisse der vorherigen Studien zum CDQ im Wesentlichen untermauern und erlaubten einen differenzierteren Einblick in die Hintergründe dieser Befunde: Während die Ausprägung der Subskala BK im Verlauf der Behandlung zunahm, blieb das Niveau von UA stabil und jenes von MWA und der selbst explizit angegebenen AvT nahm gemeinsam mit der

20

Symptomschwere ab. Zumindest BK und MWA schienen also weniger ein stabiles Persönlichkeitsmerkmal zu messen als ein kontextuell-dynamisches Konstrukt, welches möglicherweise iatrogen ausgelöst oder verstärkt werden kann. Die Assoziation zum Wunsch nach der Verlängerung der Behandlung hingegen wurde mit allen Subskalen des CDQ gefunden. Einer Kontrolle für die Symptomschwere hielt dieser Befund jedoch bezüglich keiner der Subskalen stand. Hinsichtlich der selbst explizit angegeben AvT hingegen konnte dieses Ergebnis jedoch auch unter Kontrolle für die Symptomschwere noch gezeigt werden (Geurtzen et al., 2023).

1.7 Ziele und Fragestellung dieser Studie

Mit dieser Untersuchung wollen wir die deutsche Version des CDQ psychometrisch evaluieren und faktoriell validieren, um dessen Eignung als diagnostisches Instrument zur Erfassung der AvT zu untersuchen. Weil die AvT eine bisher wenig erforschte Nebenwirkung von Psychotherapie darstellt, wollen wir der Forderung von Geurtzen et al. (2018) entsprechend einen Beitrag für ein besseres Verständnis von dieser leisten. Auch wenn die Testentwickler*innen eine Untersuchung der Faktorenstruktur mittels konfirmatorischer Faktorenanalyse (CFA) vorschlugen, haben wir uns für eine explorative Faktorenanalyse (EFA) entschieden. Da Geurtzen et al. (2018) ihre EFAs jeweils für die Items der drei oben genannten Dimensionen separat unter Voreinstellung der Faktorenzahl auf 1 durchführten, halten wir eine EFA für angemessener als eine CFA. Schließlich wurden die 18 Items des resultierenden Fragebogens bislang nicht, wie üblich, simultan in einer EFA integriert. Dies könnte zu einer Fehlspezifikation der Anzahl und Zusammensetzung der zugrundeliegenden Subskalen geführt haben. Entsprechend führten wir die erste EFA durch, bei der alle 18 Items in einer Analyse integriert wurden, ohne dass die Anzahl der Faktoren vorgegeben wurde. Darüber hinaus untersuchten wir Korrelationen des CDQ mit anderen klinisch relevanten Variablen, um mögliche Determinanten und Konsequenzen von AvT zu explorieren. Die Hauptdiagnose unserer Proband*innen war entweder eine schwere depressive Störung (MDD) oder eine BPD, was uns zusätzlich den Vergleich der Unterschiede bezüglich der betreffenden Substichproben

ermöglichte. Für die Korrelationen der AvT mit anderen klinisch relevanten Variablen haben wir Messwerte zu ähnlichen Konstrukten erhoben wie Geurtzen et al. 2018. Die Rolle der Abhängigkeit in der Psychotherapie ist bislang nicht hinreichend erforscht. Derzeit lässt sie sich entsprechend nicht klar einordnen, in den dynamischen Kontinuen von unerwünschten Nebenwirkungen der Psychotherapie bis hin zu für die Wirkung derer Notwendigem.

1.8 Hypothesen

Basierend auf den oben beschriebenen bisherigen Forschungsergebnissen zur Rolle der AvT in der Psychotherapie stellen wir die Hypothesen auf,

- (I) dass die von Geurtzen et al. (2018) postulierte faktorielle Struktur mit den drei Subskalen UA, BK und MWA durch unsere EFAs validiert werden kann,
- (II) dass die psychometrischen Parameter der deutschen Übersetzung des CDQ zufriedenstellend sind und der niederländischen Initialversion ähneln,
- (III) dass ein positiver Zusammenhang zwischen AvT und Symptomschwere besteht und
- (IV) dass der positive Zusammenhang zwischen der AvT und der Therapeutischen Allianz in unserer Stichprobe bestätigt werden kann.

2. Material und Methoden

2.1 Stichprobe und Vorgehen

Für unsere Analysen verwendeten wir Daten erwachsener Patient*innen der prospektiven Beobachtungsstudien ICARE-MDD-I und -II, ICARE-BPD sowie PRO*MDD und PRO*BPD (PRO = treatment PROgrams) in naturalistischen Settings. Die Stichprobe der oben erwähnten Studie von Glanert et al. (2021) ist entsprechend eine Substichprobe unserer Untersuchungen. Die von uns genutzte Gesamtstichprobe setzte sich aus Patient*innen mit MDD (ICARE-MDD-I und -II sowie PRO*MDD) oder BPD (ICARE-BPD und PRO*BPD) als Hauptdiagnose zusammen. Im Folgenden werden die Substichproben einzeln vorgestellt.

Wir nutzten Datensätze aus zwei Studien, die in tagesklinisch-stationären Rahmen durchgeführt wurden (ICARE-MDD-I und -II); zwei Studien, die in einem ambulanten Setting durchgeführt wurden (PRO-Studien); und einer Studie mit Teilnehmer*innen, die teilweise in einem Tagesbehandlungsprogramm und teilweise stationär behandelt wurden (ICARE-BPD). Alle Behandlungsprogramme bestanden in erster Linie aus Psychotherapie. Ein detaillierter Überblick über die Ein- und Ausschlusskriterien sowie die Behandlungsmerkmale findet sich in Anhang 3. Da 39 Patient*innen diese Kriterien nicht erfüllten und bei 12 weiteren Patient*innen unvollständige Daten wegen Unterbrechung des Tagesbehandlungsprogramm während der COVID19-Pandemie vorlagen, wurden diese 51 Personen ausgeschlossen.

2.1.1 Die ICARE-Studien

Die Teilnehmer*innen der ICARE-Studien wurden zwischen Mai 2017 und März 2020 als Patient*innen in der Klinik für Psychiatrie, Psychosomatik und Psychotherapie der Universität zu Lübeck rekrutiert. Sie wurden innerhalb der ersten drei Behandlungstage von Mitgliedern der Studiengruppe kontaktiert und erhielten ausführliche schriftliche und mündliche Informationen über den Ablauf und die Ziele der Studie sowie über die Datenschutzbestimmungen. Anschließend füllten sie eine schriftliche Einverständniserklärung aus. Die ICARE-Studien haben die Untersuchung von AvT,

ihrer zeitlichen Entwicklung im Verlauf der Therapie sowie ihrer Implikationen auf den Therapieerfolg zum Ziel. Die ICARE-MDD-Studien wurden in Hinblick auf die angewandten psychotherapeutischen Verfahren im Drei-Gruppen-Design durchgeführt. Die Patient*innen wurden mit MCT, CBASP oder einem anderen Therapieverfahren behandelt. Die Zuteilung zu diesen Gruppen erfolgte abhängig von der Diagnose sowie den angegebenen Beschwerden und Präferenzen der Patient*innen (Glanert et al., 2021). Über den Behandlungszeitraum hinweg wurden Mehrfacherhebungen des CDQ sowie von Fragebögen durchgeführt, welche die Symptomschwere, störungsspezifische dysfunktionale Kognitionen, die soziale Interaktion im privaten sowie im therapeutischen Kontext und sonstige störungsspezifische Beschwerden messen. Außerdem wurden zu Beginn der Datenerhebung demographische Daten und ein Fragebogen zu traumatischen Kindheitserfahrungen erhoben sowie ein diagnostisches Screening durchgeführt.

2.1.2 Die PRO-Studien

Patient*innen, welche die Einschlusskriterien für die PRO-Studien erfüllten, wurden zwischen Juli 2015 und November 2019 rekrutiert. Sie erhielten mündliche und schriftliche Informationen über die Studie und füllten anschließend eine schriftliche Einverständniserklärung aus. Die Teilnehmer*innen dieser Studie wurden in der Ambulanz der Klinik für Psychiatrie und Psychotherapie der Universität zu Lübeck rekrutiert (Fassbinder et al., 2018; Schaich et al., 2018). Die PRO-Studien sind randomisierte kontrollierte Studien, bei denen die Proband*innen unter Stratifizierung des Geschlechts eins zu eins zur angewandten Therapieform randomisiert wurden.

Bei der PRO*MDD-Studie wurden neben dem CDQ auch Fragebögen zur Erfassung der Depressionsschwere, psychiatrischer Komorbiditäten, der Lebensqualität, traumatischer Kindheitserlebnisse und demographischer Kennwerte erhoben. Die Proband*innen wurden randomisiert entweder mit MCT oder Behavioral Activation (BA) behandelt. Eine Behandlung mit BA fokussiert auf die Vermittlung von Techniken zur Implementierung von antidepressivem Verhalten (Martell et al., 2010 S. 29). Dem jeweils angewandten Therapieverfahren entsprechend wurde bei jenen

Proband*innen, welche mit MCT behandelt wurden, ein Fragebogen zu Metakognitionen erhoben, während der Grad der Verhaltensaktivierung bei denjenigen gemessen wurde, die mit BA behandelt wurden. Nach Abschluss der Behandlung wurde im Zuge der PRO*MDD-Studie eine Nacherhebung der meisten der oben genannten Fragebögen durchgeführt (Schaich et al., 2018).

Die Teilnehmer*innen der PRO*BPD-Studie wurden randomisiert entweder nach der Methode der Dialektisch-behavioralen Therapie (DBT) oder nach derer der Schema-Therapie (ST) behandelt. Bei DBT zielt auf das Erlernen von Fertigkeiten zur Regulation von Emotionen ab, um problematische Muster in Kognition und Verhalten der Patient*innen zu verändern (Linehan, 2015 S. 3). Bei ST hingegen liegt der Fokus auf der Überwindung von maladaptiven Schemata, die aufgrund von traumatischen Kindheitserfahrungen entstanden sind (Arntz & Genderen, 2009 S. 10f.). Methodenspezifisch wurde entsprechend bei DBT-Behandlung die dialektisch-behaviorale Art des Copings gemessen, während bei Behandlung mit ST ein Fragebogen zur Messung maladaptiver Schemata erhoben wurde. Zusätzlich wurden neben dem CDQ auch Fragebögen zur Messung der Symptomschwere, störungsspezifischer dysfunktionaler Kognitionen, der Lebensqualität, psychiatrischer Komorbidität, Therapeutischer Allianz, traumatischer Kindheitserlebnisse und demographischer Kennwerte erhoben. Wie bei der PRO*MDD-Studie wurde auch bei PRO*BPD eine Nacherhebung des Großteils der oben beschriebenen Fragebögen nach Beendigung der Therapie durchgeführt (Fassbinder et al., 2018).

Jede dieser Studien wurde durch die Ethikkommission der Universität zu Lübeck^a geprüft und genehmigt. Die Teilnehmer*innen erhielten keine finanzielle Entschädigung für ihre Teilnahme an den Studien.

^a ICARE-MDD-Studien: Referenznummer 17-049; ICARE-BPD: Referenznummer 17-271; PRO*MDD: Referenznummer 16-176; PRO*BPD: Referenznummer 13-005

2.2 Instrumente

Im Folgenden werden die Messinstrumente dieser Arbeit vorgestellt. Eine Übersicht über den Einsatz der Instrumente in den jeweiligen Studien und Analysen sowie über deren Erhebungszeitpunkte ist der Tabelle 1 zu entnehmen.

2.2.1 *Der Care Dependency Questionnaire*

Der CDQ misst den Grad der wahrgenommenen Abhängigkeit der Patient*innen von ihren Therapeut*innen. Es handelt sich um einen Fragebogen zur Selbsteinschätzung, dessen 18 Items die Proband*innen auf einer siebenstufigen Likert-Skala von 1 (stimme überhaupt nicht zu) bis 7 (stimme voll zu) bewerten. Der Gesamt- und der Subskalenwert werden aus dem Mittelwert der Item-Werte der jeweiligen Skala berechnet. Der Begriff „Abhängigkeit“ wird in dem Fragebogen nicht direkt erwähnt, um den Einfluss der sozialen Erwünschtheit auf die Item-Beantwortung zu reduzieren. Er wurde 2016 von Geurtzen et al. entwickelt und besteht aus den drei postulierten eindimensionalen Subskalen „unterwürfige Abhängigkeit“ (UA), „Bedürfnis nach Kontakt“ (BK) und „Mangel an wahrgenommenen Alternativen“ (MWA) (Geurtzen et al., 2018). Die niederländische Initialversion wurde im Zuge der ICARE-Studien von drei klinisch erfahrenen Mitgliedern der Studiengruppe nach der Forward-Backward-Methode ins Deutsche übersetzt (Glanert et al., 2021). Der Prozess wurde Beaton et al. (2000) folgend in drei Phasen durchgeführt: Zwei unabhängige Vorwärtsübersetzer übersetzten die Initialversion und fassten die übersetzten Texte zu einer gemeinsamen Version zusammen; ein unabhängiger Rückwärtsübersetzer übersetzte diese zusammengefasste Version zurück; Vorwärts- und Rückwärtsübersetzer überprüften alle Versionen zusammen mit einem unabhängigen Supervisor und formulierten gemeinsam die endgültige deutsche Version. Zu beachten ist, dass die Item-Nummerierung im Folgenden zum leichteren Vergleich mit vorherigen Ergebnissen der Nummerierung der ursprünglichen Version des CDQ von Geurtzen et al. (2018) entspricht.

2.2.2 Der Negative Effects Questionnaire

Bei dem Negative Effects Questionnaire (NEQ) begrenzten wir uns auf die Analyse der Subskala „Abhängigkeit“ (NEQ-D), welche aus 2 Items besteht. In diesen Items geben die Proband*innen die von ihnen selbst wahrgenommene AvT direkter und expliziter an, als im CDQ (beispielsweise „Ich scheine eine Abhängigkeit von meinem Therapeuten/meiner Therapeutin entwickelt zu haben“). Mithilfe des 2016 von Rozentel et al. entwickelten NEQ kann das von den Patient*innen empfundene Ausmaß unerwünschter Wirkungen der Psychotherapie gemessen werden. Die übrigen Subskalen „Symptome“, „Qualität“, „Stigma“, „Hoffnungslosigkeit“ und „Versagen“ des insgesamt 32 Items umfassenden NEQ nutzten wir in dieser Untersuchung nicht. Die Items wurden von den Proband*innen in einem dreistufigen Verfahren bewertet: Zunächst geben sie an, ob die unerwünschte Wirkung während ihrer Therapie aufgetreten ist oder nicht; anschließend bewerten sie auf einer fünfstufigen Likert-Skala von 1 (gar nicht) bis 5 (sehr stark) wie negativ sie die Auswirkung dieser unerwünschten Wirkung empfunden haben; zuletzt bewerten die Proband*innen, ob sie den negativen Effekt auf die Behandlung oder auf andere Umstände zurückführen (Rozental et al., 2016, 2019). Aus den resultierenden Itemwerten lassen sich sodann Mittelwerte für Gesamtskala oder, wie in dem Fall dieser Untersuchung, für einzelne Subskalen berechnen. Die Kennwerte der Reliabilität in unserer Stichprobe wiesen wie jene aus den Voruntersuchungen auf eine gute Reliabilität hin (*Cronbachs* $\alpha = .842$; *Guttman's* $\lambda^2 = .842$).

2.2.3 Der Borderline Personality Disorder Severity Index

Der Borderline Personality Disorder Severity Index (BPDSI) wurde von Arntz et al. (2003) als Adaption eines Interviews von Weaver & Clum (1993) entwickelt und dient der Messung der Schwere der BPD und der mit ihr verbundenen Symptome. Es besteht aus 70 Items, die in Form eines semistrukturierten Interviews erhoben und folgenden Subskalen zugeordnet werden: „verlassen werden“, „zwischenmenschliche Beziehungen“, „Identitätsschwierigkeiten“, „Impulsivität“, „parasuizidales Verhalten“, „affektive Instabilität“, „Gefühl der Leere“, „Dissoziation und paranoide Vorstellungen“

und „Wutausbrüche“. Diese neun Subskalen repräsentieren hierbei die neun Diagnosekriterien für eine BPD aus der vierten Version des „Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders“ (DSM-IV). Die Proband*innen bewerten die Items auf einer frequenzbezogenen Likert-Skala von 0 (nie) bis 10 (täglich). Die Werte der Subskalen werden schließlich durch die Errechnung des Mittelwerts der zugehörigen Items ermittelt. Eine Ausnahme bildet hierbei die Subskala „Identitätsschwierigkeiten“, deren Items auf einer fünfstufigen Likert-Skala von 0 (nicht vorhanden) bis 4 (dominante, klare Instabilität) bewertet und anschließend mit 2.5 multipliziert werden, bevor für den Erhalt des Subskalenwerts der Mittelwert berechnet wird. Der BPDSI-Gesamtskalenwert ergibt sich schließlich aus der Summierung der Subskalenwerte. Bei einer Wertspanne von 0 bis 90 beträgt der Grenzwert für das Vorhandensein BPD-typischer Symptome 14.93 (zwei Standardabweichungen unter dem Mittelwert der von BPD betroffenen Proband*innen). Die Analysen in unserer Stichprobe (*Cronbachs* $\alpha = .915$; *Guttman's* $\lambda^2 = .924$) bestätigten die von anderen Autoren beschriebene gute interne Konsistenz der englischen Version wie auch der deutschen und vielen weiteren Übersetzungen (de Wilde Brand et al., 2022; di Giacomo et al., 2018; Kröger et al., 2013).

2.2.4 Das Quick Inventory for Depressive Symptomatology

Das 16-Item Quick Inventory for Depressive Symptomatology (QIDS) liefert ein Maß für den Schweregrad depressiver Symptome, das auf dem von Rush et al. (1986) entworfenen Inventory for Depressive Symptomatology (IDS) basiert. Er ist als Fragebogen zur Selbsteinschätzung durch die Proband*innen (QIDS-SR16) sowie zur Fremdbeurteilung durch die Behandler*innen (QIDS-C16) verfügbar (Rush et al., 2003). In den von uns genutzten Studien wurden beide Versionen verwendet: Der QIDS-SR16 kam in den PRO*BPD- und ICARE-MDD-Studien zum Einsatz, während der QIDS-C16 in der PRO*MDD-Studie verwendet wurde. Für unsere Analysen entschieden wir uns, ausschließlich die Daten des QIDS-SR16 zu verwenden. Hierdurch konnten wir eine bessere Vergleichbarkeit der Werte gewährleisten, da es sich auch bei den übrigen von uns verwendeten Fragebögen um

Selbstauskunftsinstrumente handelte. Darüber hinaus konnten wir hierdurch mehr Daten verwenden, als wenn wir ausschließlich die Daten des QIDS-C16 verwendet hätten. Sowohl die englischen Versionen als auch die deutsche Übersetzung der beiden Versionen weisen adäquate psychometrische Eigenschaften auf (I. H. Bernstein et al., 2007; Roniger et al., 2015). Die 16 Items des QIDS werden auf einer vierstufigen Skala von 0 bis 3 bewertet, wobei höhere Punktzahlen einen höheren Schweregrad der Depression widerspiegeln. Ein Gesamtwert von 5 oder weniger weist daraufhin, dass keine depressive Störung vorliegt. Werte von 6 bis 10 weisen auf eine leichte, 11 bis 15 auf eine mittelschwere, 16 bis 20 auf eine schwere und Gesamtwerte von 21 oder mehr auf eine sehr schwere depressive Störung hin (Roniger et al., 2015). Da in der Datenerhebung der Studien lediglich der Gesamtwert und nicht der Wert der Einzelitems des QIDS dokumentiert wurde, war die Berechnung von Kennwerten der Reliabilität in dieser Untersuchung nicht möglich.

2.2.5 Der Childhood Trauma Questionnaire

Der Childhood Trauma Questionnaire (CTQ) wurde von D. P. Bernstein et al. (1994) entwickelt und ermöglicht eine retrospektive Bewertung von erlebtem Missbrauch und Vernachlässigung in der Kindheit. Er besteht aus 28 Selbsteinschätzungs-Items und sechs daraus resultierenden Subskalen: „Emotionaler Missbrauch“ (CTQ-EmoAbu), „körperlicher Missbrauch“ (CTQ-PhyAbu), „sexueller Missbrauch“ (CTQ-SexAbu), „emotionale Vernachlässigung“ (CTQ-EmoNeg), „körperliche Vernachlässigung“ (CTQ-PhyNeg) und „Minimalisierung“ (CTQ-Min). Die Erfahrungen der Patient*innen werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala bewertet (1 = trifft nie zu; 5 = trifft sehr oft zu) und anschließend summiert. Bisherige Untersuchungen haben die guten teststatistischen Eigenschaften hinsichtlich Validität und Reliabilität der englischen Version auch für die deutsche Version bestätigt (D. P. Bernstein et al., 1994; Wingenfeld et al., 2010). Die Analysen unserer Daten bestätigten diese Ergebnisse (*Cronbachs* $\alpha = .917$; *Guttman's* $\lambda^2 = .93$).

2.2.6 *Das Working Alliance Inventory*

Das WAI basiert auf der Forschung von Bordin zur Therapeutischen Allianz (Sturgiss et al., 2019). Ihm zufolge liegen der Therapeutischen Allianz folgende drei Bestandteile zu Grunde: „Gemeinsame Vereinbarung über Ziele“ (WAI-Goals), „Gemeinsame Vereinbarung über Aufgaben“ (WAI-Tasks) und „Entwicklung einer emotionalen Bindung zwischen Therapeut*in und Patient*in“ (WAI-Bonds) (Bordin, 1979). Dementsprechend deuten die meisten der bisherigen Untersuchungen zur faktoriellen Struktur des WAI auf ein Drei-Faktoren-Modell hin (Paap et al., 2019). Ursprünglich von Horvath & Greenberg (1989) als 36-Item-Version formuliert, wurde er von Tracey & Kokotovic (1989) zur 12-Item-Kurzform (WAI-S) gekürzt und anschließend von Hatcher & Gillaspay (2006) revidiert. Die daraus resultierende Version (WAI-SR) wurde sowohl in der ersten Untersuchung des CDQ durch Geurtzen et al. (2018), als auch in unseren Analysen verwendet. Die 12 Items werden von den Proband*innen auf einer fünfstufigen Likert-Skala von 1 (selten) bis 5 (immer) bewertet, die zur Berechnung von Subskalen- und Gesamtwerten summiert und die Summen anschließend gemittelt werden können. Verschiedene Autor*innen beschreiben den Fragebogen als ein Messinstrument mit guter Validität und Reliabilität (Elvins & Green, 2008; Hatcher et al., 2020; Paap et al., 2019; Sturgiss et al., 2019). Reliabilitätsanalysen auf Basis unserer Daten bestätigten seine gute interne Konsistenz (*Cronbachs* $\alpha = .928$; *Guttman's* $\lambda^2 = .931$). Hohe WAI-Werte korrelieren mit einem besseren Outcome der Patient*innen (Elvins & Green, 2008) sowie einer besseren Therapiemotivation und Adhärenz der Patient*innen (Sturgiss et al., 2016).

2.2.7 *Der Helping Alliance Questionnaire*

Der Helping Alliance Questionnaire (HAQ) ist ebenfalls ein Messinstrument zur Beurteilung der Therapeutischen Allianz (Berk & Parker, 2009; Flückiger et al., 2018). Auch dieser Fragebogen liegt in zwei Versionen vor, eine für Patient*innen und eine für Therapeut*innen. In den ICARE-Studien wurde der HAQ mit Selbstbeurteilung durch die Proband*innen (HAQ-S) erhoben. Die deutsche Übersetzung stellt ein reliables Messinstrument zur schnellen Erfassung verschiedener Aspekte der

Therapeutischen Allianz dar (Eich et al., 2018; Hannibal et al., 2017). Der HAQ enthält 11 Items, die auf einer fünfstufigen Likert-Skala (1 = stimme voll und ganz zu; 5 = stimme überhaupt nicht zu) bewertet und zu den beiden Subskalen „Beziehung zu der Therapeutin/dem Therapeuten“ (HAQ-Relation) und „Zufriedenheit mit dem Therapieergebnis“ (HAQ-Satisfaction) beziehungsweise dem Gesamtergebnis summiert werden. Die Reliabilitätsanalyse auf der Grundlage des vorliegenden Datensatzes ergab eine gute interne Konsistenz (*Cronbachs* $\alpha = .902$; *Guttman's* $\lambda^2 = .909$).

2.2.8 Der Fragebogen zur sozialen Unterstützung

Der 14 Items umfassende Fragebogen zur sozialen Unterstützung (F-SozU-14) ist eine Kurzversion der 1987 von Fydrich et al. entwickelten Standardversion zur Messung der wahrgenommenen sozialen Unterstützung. Nach Fydrich et al. (2009) ähnelt der Fragebogen in der Kurzform inhaltlich dem international häufig verwendeten Social Support Questionnaire (SSQ) von Sarason et al. (1987). Der F-SozU-14 eignet sich für die Forschung und psychotherapeutische Praxis, um die von Patient*innen wahrgenommene allgemeine soziale Unterstützung zu erfassen (Fydrich et al., 2009). Das Instrument zeigt gute item-statistische Eigenschaften und eine gute interne Konsistenz. Darüber hinaus belegen soziodemographische Analysen und Korrelationen die Validität dieses Assessments (Fydrich et al., 2009; Jäger & Franke, 2010). In unserem Datensatz weisen *Cronbachs* $\alpha = .946$ und *Guttman's* $\lambda^2 = .947$ ebenfalls auf eine gute interne Konsistenz hin. Die 14 Items werden von den Proband*innen auf einer fünfstufigen Likert-Skala bewertet (1 = trifft überhaupt nicht zu; 5, = trifft genau zu). Je höher die Summe, desto höher die wahrgenommene soziale Unterstützung.

2.2.9 Das Inventory of Interpersonal Problems

Das Inventory of Interpersonal Problems (IIP) ist ein Fragebogen, mit dem Proband*innen wahrgenommene Schwierigkeiten in interpersonellen Situationen bewerten können (Barkham et al., 1996). Es wurde von Horowitz et al. (1988) entwickelt und umfasst in der Ursprungsversion 127 Items. In unserer Studie wurde die

Psychometrische Validierung des CDQ

Kurzform, bestehend aus 32 Items (IIP32), verwendet. Diese Version enthält acht Faktoren: „Herrschsüchtig“ (IIP32-PA), „aufdringlich“ (IIP32-NO), „übermäßig fürsorglich“ (IIP32-LM), „ausnutzbar“ (IIP32-JK), „nicht durchsetzungsfähig“ (IIP32-HI), „sozial vermeidend“ (IIP32-FG), „kalt“ (IIP32-DE) und „rachsüchtig“ (IIP32-BC) (McFarquhar et al., 2018). Jedes Item wird auf einer fünfstufigen Likert-Skala bewertet (0 = überhaupt nicht; 4 = sehr stark). Nach Summierung dieser Item-Werte werden die Summen für die Skalenwerte gemittelt. Sowohl die Ursprungsversion als auch das IIP32 weisen gute psychometrische Eigenschaften auf (Barkham et al., 1996; Thomas et al., 2011). Die Reliabilitätsanalyse auf der Grundlage unseres Datensatzes ergab eine gute interne Konsistenz mit *Cronbachs* $\alpha = .92$ und *Guttman's* $\lambda^2 = .929$.

Tabelle 1: Erhebungszeitpunkte

Variable	Messzeitpunkte
AvT (CDQ)	Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: ICARE-MDD-I Woche 6; ICARE-MDD-II Woche 8; ICARE-BPD und PRO-MDD Woche 12; PRO-BPD Woche 24
	Dropout- und Sensitivitätsanalyse: ICARE-MDD-II und -II Woche 2; ICARE-BPD Woche 3; PRO-MDD Woche 12; PRO-BPD Woche 24
Abhängigkeit (NEQ-D)	Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: ICARE-MDD-I, -II und -BPD Woche 6; PRO-Studien nicht erhoben
	Dropoutanalyse: ICARE-MDD-I Woche 2; ICARE-MDD-II und -BPD Woche 6
Schwere der BPD (BPDSI)	Alle Analysen: Ausschließlich in PRO*BPD erhoben: Woche 24
Depressions-schwere (QIDS)	Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: ICARE-MDD-I Woche 6; ICARE-MDD-II Woche 8; ICARE-BPD nicht erhoben; PRO*MDD Woche 12; PRO*BPD Woche 24
	Dropoutanalyse: ICARE-MDD-I und -II zu Erhebungsbeginn; ICARE-BPD nicht erhoben; PRO*MDD Woche ; PRO*BPD zu Erhebungsbeginn
Traumatische Kindheitserlebnisse (CTQ)	Alle Analysen: In allen verwendeten Studien zu Erhebungsbeginn
Therapeutische Allianz	HAQ Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: ICARE-MDD-I Woche 6; ICARE-MDD-II Woche 8; ICARE-BPD Woche 12; PRO-Studien nicht erhoben
	Dropout-Analyse: ICARE-MDD-I und -II Woche 2; ICARE-BPD Woche 3; PRO-Studien nicht erhoben
	WAI Alle Analysen: Ausschließlich in PRO*BPD Woche 24

Wahr- genommene soziale Unterstützung (F-SozU-14)	Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: ICARE-MDD-I Woche 6; ICARE-MDD-II Woche 8; ICARE-BPD Woche 12; PRO-Studien nicht erhoben Dropoutanalyse: ICARE-MDD-I zu Erhebungsbeginn; ICARE-MDD-II Woche 8; ICARE-BPD Woche 12; PRO-Studien nicht erhoben
Interpersonelle Probleme (IIP32)	Hauptanalyse und Korrelation mit klinisch relevanten Variablen: Ausschließlich in ICARE-MDD-I Woche 6 Dropoutanalyse: Ausschließlich in ICARE-MDD-I zu Erhebungsbeginn

2.3 Methoden

2.3.1 Überblick über die statistischen Analysen

Die statistischen Analysen wurden mit IBM SPSS 27.0.0.0 und MedCalc 20.1.6 durchgeführt. Alle statistischen Tests wurden als zweiseitig ausgewertet. Fehlende Daten wurden nicht ersetzt.

Mit den Daten der oben genannten Studien wurde die faktorielle Struktur des CDQ überprüft, um Hypothese I zu prüfen und damit zu erörtern, ob die Items des Fragebogens den entsprechenden von seinen Entwicklern postulierten Subskalen zugeordnet werden können. Zu diesem Zweck wurde eine EFA durchgeführt.

Reliabilität, Validität und die Einzel-Items des CDQ wurden untersucht, um Hypothese II zu überprüfen. Die Reliabilität wurde anhand der internen Konsistenz (*Cronbachs α* und *Guttman's λ^2*) und der Itemhomogenität (*mittlere Inter-Item-Korrelation = MIC*) analysiert. Die Inhaltsvalidität untersuchten wir durch die Berechnung von *Pearsons r* zwischen dem CDQ und NEQ-D. Für die diskriminante Validität sowie zur Prüfung von Hypothese IV wurden *Pearsons r* zwischen den Werten des CDQ und den Fragebögen zur empfundenen Güte der Therapeutischen Allianz (HAQ beziehungsweise WAI) berechnet. Für die Item-Analyse wurden die Schwierigkeit, die Trennschärfe, die Repräsentativität und der Einfluss der Items auf das *Cronbachs α* der entsprechenden Subskala untersucht.

Zusätzlich wurden *Pearsons r* zwischen der AvT (CDQ) und anderen klinisch relevanten Variablen wie der explizit angegebenen Abhängigkeit (NEQ), dem

Schweregrad der depressiven Symptome (QIDS) beziehungsweise der BPD und ihrer Symptome (BPDSI), traumatischen Kindheitserlebnissen (CTQ), wahrgenommener sozialer Unterstützung (F-SozU-14) und interpersonellen Problemen (IIP32) berechnet. So konnte auch Hypothese III überprüft werden.

2.3.2 Faktorenanalyse

Zur Untersuchung der faktoriellen Struktur wurde eine EFA mit der Hauptachsen-Faktorisierungsmethode (Principal-Axis-Factoring = PAF) und aufgrund der korrelierenden Faktoren mit obliquer Rotation (promax mit $\delta = 0$ und $\kappa = 4$) durchgeführt. Dazu wurden Daten ($n = 376$) von dem jeweils letzten Messzeitpunkt der Stichproben verwendet. Der *Kaiser-Meyer-Olkin-Koeffizient (KMO)* wurde verwendet, um zu bestätigen, dass die Korrelationsmuster kompakt waren und dass die Ergebnisse einer EFA reliable Faktoren liefern konnten (Field, 2009 S. 647). *Measure-of-Sample-Adequacy-Koeffizienten (MSA)* wurden als Maß für die Eignung der einzelnen Items für eine EFA interpretiert (Bühner, 2011 S. 347). Außerdem führten wir einen Bartlett-Test auf Sphärizität durch, um die Nullhypothese, dass alle Korrelationen der Korrelationsmatrix gleich null sind, zu überprüfen. Ein signifikantes Ergebnis des Bartlett-Tests ist eine Minimalbedingung für die Durchführung einer EFA (Bühner, 2011 S. 347f.). Für die Beurteilung der Stabilität der Faktorenlösung zogen wir die Höhe der *Kommunalitäten* heran, wobei Werte $\leq .4$ als niedrig gelten und abhängig von der Größe der Stichprobe auf Instabilität der Faktorenlösung hindeuten können (Bühner, 2011 S. 344f.; Field, 2009 S. 647; MacCallum et al., 1999). Zur Detektion von Multikollinearität zogen wir die *R-Determinante* sowie Haitovskys Test heran (Field, 2009 S. 648ff.). Multikollinearität sollte vermieden werden, da sie die Faktorenanalyse verzerren kann und es erschwert, den jeweiligen Anteil der Variable am Faktor zu bestimmen (Field, 2009 S. 224). Bei einer Faktorladung $> .55$ (gut; Comrey & Lee, 1992 S. 243; Tabachnick & Fidell, 2013 S. 654) eines Items wurde angenommen, dass es Teil des entsprechenden Faktors war.

Die PAF-Methode erschien uns angemessener als die Maximum-Likelihood-Methode (ML), da einige Voraussetzungen für ML nicht gegeben waren: Die Daten waren nicht

normalverteilt und zudem ist das Niveau der Likert-Skala eher als ordinalskaliert denn als intervallskaliert zu bewerten (Bühner, 2011 S. 114). Von einer Transformation der Daten zur Normalisierung haben wir abgesehen, da ein solcher Vorgang Risiken für die Integrität des statistischen Modells bergen und die Daten ebenfalls verzerren könnte (Field, 2009 S. 155ff.). Darüber hinaus waren die Stabilität der Faktorenlösung und die Modell-Passung bei PAF besser: Die *Kommunalitäten* waren bei hierbei höher und es gab weniger nicht redundante Residuen $> .05$ in der reproduzierten Matrix (Field, 2009 S. 651) im Vergleich zu den Ergebnissen mit dem ML-Verfahren. Des Weiteren verwendeten auch Geurtzen et al. (2018) PAF für ihre Faktorenanalyse. Die Anwendung sich unterscheidender faktorenanalytischer Methoden, Extraktionskriterien oder Rotationstechniken sollte in aufeinanderfolgenden Untersuchungen vermieden werden, da so eine Replikation von Faktorstrukturen erschwert wird (Bühner, 2011 S. 330). Insofern bot die Verwendung von PAF überdies eine bessere Vergleichbarkeit zu der initial postulierten Faktorenstruktur. Diese Befunde führten zu unserer Überzeugung, dass die PAF-Methode zu bevorzugen war. Auch im Hinblick auf gegebenenfalls folgende CFAs zum Vergleich verschiedener Faktorenlösungen ist die Verwendung möglichst ähnlicher Methoden im Sinne einer besseren Vergleichbarkeit sinnvoll (Bühner, 2011 S. 462). Um die korrekte Anzahl der Faktoren zu extrahieren, wurden Scree Plots und das Kaiser-Kriterium ohne Voreinstellung der Anzahl der Faktoren ausgewertet. Das Kaiser-Kriterium setzt einen *Eigenwert* > 1 voraus, welcher auf eine substantielle Bedeutung des entsprechenden Faktors hindeutet. Wir verzichteten auf die Vorgabe der Faktorenzahl, um das Risiko einer Fehlspezifikation dieser zu umgehen. Eine solche Fehlspezifikation hätte ein Übersehen von zwar aus den Variablenbeziehungen emergierenden, aber nicht postulierten Faktoren zur Folge haben können (Kelloway, 1995). Würden zum Beispiel zu wenige Faktoren extrahiert, so würden Faktoren, die zur Erklärung der Unterschiede in der Itembeantwortung beitragen könnten, nicht berücksichtigt. Damit wäre das Faktorenmodell nicht richtig spezifiziert und Parameterschätzungen (z.B. für die Ladungen) wären weniger exakt (Bühner, 2011 S. 311f.). Auf Scree Plots und Kaiser-Kriterium folgten Minimum-Average-Partial-Tests (MAP-Tests) und PA zur Validierung

der Ergebnisse (Bühner, 2011 S. 322). MAP-Test und PA gelten als weniger anfällig für Verzerrung durch Subjektivität als Scree Plots (Bühner, 2011 S. 328; Field, 2009 S.641). Aufgrund der starken Korrelationen zwischen den Faktoren waren die Ergebnisse der MAP-Tests gegenüber denen der PA zu bevorzugen (Bühner, 2011 S. 349). Nach dem Vergleich der verschiedenen Ergebnisse wurde diejenige Anzahl der Faktoren gewählt, die am plausibelsten zu interpretieren war (Bühner, 2011 S. 328; Field, 2009 S. 641).

Im Anschluss an diese Hauptanalyse wurde eine Sensitivitätsanalyse mit denselben Methoden wie bei der Hauptanalyse-EFA durchgeführt, wobei der erste Messpunkt anstelle des letzten verwendet wurde, um die Anzahl der inkludierbaren Teilnehmer*innen auf das resultierende $n = 421$ zu erhöhen.

2.3.3 Reliabilitätsanalyse

Für die in diesem wie den darauffolgenden Abschnitten beschriebenen Analysen verwendeten wir die modifizierte Version des CDQ und seiner Subskalen, die durch Hauptanalysen- und Sensitivitätsanalysen-EFA revidiert wurden. Die interne Konsistenz des revidierten CDQ wurde als Maß für die Reliabilität untersucht. *Guttman's λ^2* wurde zusätzlich zu *Cronbach's α* berechnet, da letzteres falsch niedrige Schätzungen der Reliabilität liefern kann. *Guttman's λ^2* ergibt mindestens den gleichen Wert wie *Cronbach's α* und liefert eine bessere oder zumindest gleichwertige Schätzung der internen Konsistenz (Bühner, 2011 S. 170; Sijtsma, 2009). *Cronbach's α* beziehungsweise *Guttman's $\lambda^2 > .7$* wurde als akzeptabel und Werte $> .8$ als gut angesehen (Coaley, 2010 S. 261; Field, 2009 S. 675; Tavakol & Dennick, 2011). Zusätzlich berechneten wir die Test-Retest-Reliabilität, durch Korrelation der Werte des ersten und des letzten Messzeitpunkts miteinander. Ein *Pearson's $r > .7$* wurde hier als akzeptabel angesehen (Bühner, 2011 S. 80; Coaley, 2010 S. 220). Für die Veränderungssensitivität, die auch als interne Responsivität oder longitudinale Validität bezeichnet wird, berechneten wir den Standard Response Mean (*SRM*) und passten den Wert gemäß Mittel & Van Sonderen (2002) an. Der *SRM* diene als Effektgröße für die Fähigkeit des revidierten CDQ, Unterschiede zwischen den

Merkmalsausprägungen desselben Individuums an zwei verschiedenen Messzeitpunkten zu detektieren (ebd.). Wir haben uns für die Bestimmung des SRM entschieden, da der CDQ ein neu postuliertes Konstrukt misst und somit kein externer Vergleichsstandard zur Verfügung steht. *SRM*-Werte $< .2$ zeigen hierbei eine „triviale“ Effektgröße an, während Werte von $.2$ bis $.5$ auf einen „kleinen“, Werte von $.5$ bis $.8$ auf einen „moderaten“ und Werte $> .8$ auf einen „großen“ Effekt hinweisen (Husted et al., 2000; Liang et al., 1990; Middel & Van Sonderen, 2002; Norman et al., 2007). Als Maß für die Item-Homogenität wurde die *MIC* berechnet, wobei Werte zwischen $.2$ und $.4$ als akzeptabel eingestuft wurden (Bühner, 2011 S. 243). Für die Einschätzung der Konstruktvalidität wurden *Pearsons r* zwischen den Subskalen und der Gesamtsumme der revidierten CDQ-Version berechnet.

2.3.4 Item-Analyse

Für die Itemanalyse der revidierten CDQ-Version wurden die Schwierigkeit (*Mittelwerte* und *Standardabweichungen* des Punktwerts) der einzelnen Items, der Summenwerte der Subskalen und des Gesamtfragebogens berechnet (Bühner, 2011 S. 219ff.). *Korrigierte Item-Skalen-Korrelationen* (r_{it}) wurden als Maß für die Fähigkeit der Items zur Diskrimination berechnet. Für die r_{it} haben wir Werte $> .3$ als gut angesehen (Field, 2009 S. 678). Zusätzlich berechneten wir *quadrierte multiple Korrelationen* (R^2) zwischen den Skalen und den ihnen zugehörigen Items. Werden diese R^2 mit 100 multipliziert, so zeigen sie an, wie viel Prozent der Varianz im Antwortverhalten des entsprechenden Items durch Varianz im Antwortverhalten der restlichen Items der betreffenden Subskala erklärt werden können. Insofern gilt, dass je höher die R^2 , desto repräsentativer dieses Item für alle anderen Items der Subskala. Darüber hinaus liefern die R^2 bereits im Vorfeld einer EFA eine Anfangsschätzung der *Kommunalitäten* und mit dieser eine Mindestschätzung der Reliabilität der Items (Bühner, 2011 S. 312; Comrey & Lee, 1992 S. 397). Um mögliche negative Auswirkungen einzelner Items auf die Gesamtreliabilität des CDQ zu untersuchen, wurde für jedes Item „*Cronbachs α* , wenn Item gelöscht“ berechnet. Die Ergebnisse für die beibehaltenen Items sollten

nicht höher sein als das *Cronbachs* α des gesamten Fragebogens beziehungsweise der entsprechenden Subskala (Coaley, 2010 S.; 261 Field, 2009 S. 677).

2.3.5 Korrelationen mit anderen klinisch relevanten Variablen

Wir untersuchten die diskriminante Validität und beleuchteten die Beziehungen zwischen AvT und anderen klinisch relevanten Variablen. Zu diesem Zweck wurden *Pearsons* r zwischen den Ergebnissen der revidierten CDQ-Version mit ihren Subskalen und denen des NEQ-D, BPDSI, QIDS, CTQ, HAQ, WAI, F-SozU-14 und IIP32 berechnet. Vor der Berechnung von *Pearsons* r prüften wir jeweils, ob die Voraussetzungen hierfür im Hinblick auf die Skalenniveaus, die Form der Streuungsgraphen und die Werteverteilung gegeben waren und schlossen entsprechend vorliegende Ausreißerwerte (Z -Werte < -2.58 ; > 2.58) aus (Field, 2009 S. 177). Darüber hinaus wurden *Pearsons* und *Spearman's* r zwischen der *Summe* des modifizierten CDQ und dem Alter der Teilnehmer*innen berechnet. Werte von *Pearsons* $r > 0$ entsprechen einer positiven Assoziation der Messwerte miteinander, wobei Werte $\geq .1$ auf einen „schwachen“, $\geq .3$ auf einen „mittelgradigen“ und Werte $\geq .5$ auf einen „starken“ positiven Zusammenhang der gemessenen Konstrukte hinweisen (Coaley, 2010 S. 105). Bei negativen Korrelationen gelten entsprechende Grenzwerte im negativen Bereich. Für *Spearman's* r sind dieselben Schwellenwerte zu berücksichtigen (Cohen, 1988 S. 81; Field, 2009 S. 794).

Um den Einfluss der dichotomen Variablen „Geschlecht“, „Diagnose“ und „Familienstand“ auf die AvT zu untersuchen, wurden Mann-Whitney-U-Tests für unabhängige Stichproben (im Folgenden „U-Test“ genannt) durchgeführt. Hiermit haben wir die CDQ-Mediane der entsprechenden Gruppen auf Unterschiede untersucht. Für die Variable „Familienstand“ konnten wir aufgrund unterschiedlicher angewandter Fragebögen in den verschiedenen Studien lediglich eine Differenzierung zwischen „verheiratet“ und „nicht verheiratet“ vornehmen. Der Familienstand „verwitwet“ aus den ICARE-Studien konnte entsprechend nicht mit einbezogen werden und „ledig“ sowie „geschieden“ wurden „nicht verheiratet“ zugeordnet. Für die Variable „Diagnose“ wurde ein zusätzlicher U-Tests mit ausschließlicher Untersuchung

ambulant behandelte Proband*innen durchgeführt. Für die ausschließlich in Tageskliniken behandelten Teilnehmer*innen konnten wir diesen Befund nicht kontrollieren. Bei den Proband*innen mit der Hauptdiagnose MDD wäre eine solche Filterung der Stichprobe möglich gewesen. Wir hatten jedoch keine Informationen darüber, welche Teilnehmer*innen der ICARE-BPD-Studie in tagesklinischen und welche in stationären Einrichtungen behandelt wurden. Daher konnten wir der Sub-Stichprobe von ausschließlich tagesklinisch behandelten Proband*innen mit MDD als Hauptdiagnose keine entsprechende Sub-Stichprobe von Teilnehmer*innen mit BPD als Hauptdiagnose gegenüberstellen. U-Tests wurden t-Tests vorgezogen, da die Ergebnisse von Kolmogorov-Smirnov- sowie Shapiro-Wilk-Test darauf hindeuteten, dass weder Normalverteilungen noch symmetrische Verteilungen vorlagen (Field, 2009 S. 445ff.). Für die Analyse des Einflusses der nicht-dichotomen und normalverteilten Variable „Berufsstatus“ auf die AvT wurde eine einfaktorische ANOVA durchgeführt. Für die ebenfalls nicht-dichotome, wiederum nicht-normalverteilte Variable „Bildungsstatus“ wurde ein Kruskal-Wallis-Test mit post-hoc U-Test für unabhängige Stichproben durchgeführt. Einen Jonckheere-Terpstra-Test führten wir durch, um die Daten auf Trends bezüglich des Zusammenhangs von AvT und dem Bildungsstatus zu prüfen.

Für den Vergleich der verschiedenen demographischen Gruppen wurden Summenwerte statt Faktorwerten verwendet. Hierdurch konnten wir die Abhängigkeit der Ergebnisse von der Stichprobenszusammensetzung (Russell, 2002) sowie von der verwendeten Methode verringern. Dies führte dazu, dass die Ergebnisse leichter zu interpretieren waren (Bühner, 2011 S. 341) und hierdurch die unkomplizierte klinische Anwendbarkeit unserer Ergebnisse gewährleistet wird.

2.3.6 Dropout-Analyse

Für die Dropout-Analyse fassten wir die Proband*innen, welche die Studienteilnahme abbrachen oder den CDQ zum Erhebungszeitpunkt der Daten der Hauptanalyse unvollständig ausfüllten, zu einer Dropout-Stichprobe zusammen. Anschließend untersuchten wir, ob unsere Ergebnisse durch den Einfluss der Dropout-Stichprobe

verzerrt wurden. Hierfür überprüften wir, ob die Beantwortung einzelner Items besonders häufig ausgelassen wurde. Denkbar wäre beispielsweise eine Häufung fehlender Angaben aufgrund eines als unangenehm empfundenem Item-Inhalts. Ein solcher Umstand könnte zu fehlerhaften Ergebnissen einer EFA und der Folgeanalysen führen, wenn es sich um ein für die AvT inhaltlich relevantes Item handelt. Darüber hinaus überprüften wir, ob sich die Werte von revidiertem CDQ sowie den anderen erhobenen Variablen der Dropout-Stichprobe von denjenigen der Hauptanalysen-Stichprobe unterschieden. Ein hoher CDQ-Wert in Kombination mit einer ausgeprägten Symptomschwere seitens der Dropout-Stichprobe könnte hierbei als Ausdruck einer hohen Belastung durch die vorhandene AvT interpretiert werden. Auch bei isolierten Unterschieden in der Ausprägung der AvT zwischen der Dropout- und der Hauptanalysen-Stichprobe bestünde der Verdacht auf eine Verzerrung unserer Ergebnisse. So könnten beispielsweise Proband*innen mit hohen CDQ-Werten die Studienteilnahme abgebrochen haben, um nicht wiederholt mit ihrer ausgeprägten AvT konfrontiert zu werden. Darüber hinaus führten wir die EFA auch unter Ersatz der fehlenden Werte durch den jeweiligen *Item-Mittelwert* durch und verglichen die Ergebnisse mit jenen unserer Hauptanalysen-EFA.

3. Ergebnisse

3.1 Zusammenführung der Substichproben

Insgesamt wurden 447 Patient*innen in unsere Untersuchungen aufgenommen. Aufgrund der Ein- und Ausschlusskriterien der beteiligten Studien konnten die Daten von 376 Teilnehmer*innen für die Hauptanalyse-EFA und diejenigen von 421 Proband*innen für die Sensitivitätsanalyse verwendet werden. Unsere Dropout-Analyse ergab eine Stichprobengröße von 64 Patient*innen, die die Studienteilnahme abbrachen oder den CDQ zum letzten Erhebungszeitpunkt unvollständig ausfüllten und daher nicht in die Hauptanalysen-EFA eingeschlossen werden konnten. Die Anzahl entspricht nicht der Differenz zwischen dem $n = 421$ der Sensitivitätsanalyse und dem $n = 376$ der Hauptanalyse. Dies erklärt sich dadurch, dass 19 Proband*innen zwar an der letzten, jedoch nicht an der ersten Datenerhebung teilgenommen hatten. Weitere Einzelheiten zur Stichprobenzusammensetzung sind in Tabelle 2 zu finden.

Tabelle 2: Tabellarische Übersicht der Stichprobenzusammensetzungen

	ICARE- MDD-I	ICARE- MDD-2	ICARE -BPD	PRO* MDD	PRO* BPD	Ge- samt
Anzahl an Patient*innen denen eine Teilnahme angeboten wurde	99	152	110	159	226	746
Anzahl an Patient*innen die in die Studie aufgenommen werden konnten	75	117	96	91	68	447
Anzahl an Patient*innen die in der EFA berücksichtigt werden konnten	66	91	64	90	65	376
Anzahl an Patient*innen die in der Sensitivitätsanalyse berücksichtigt werden konnten	71	106	89	90	65	421
Anzahl an Patient*innen aus der sich die Dropout-Stichprobe zusammensetzte	14	23	27	0	0	64

Die demographischen Merkmale der Teilnehmer*innen sind Tabelle 3 zu entnehmen. Zusammengefasst war die Mehrheit der Gesamtstichprobe weiblich, wobei die Geschlechterverteilung bei den Proband*innen mit der Hauptdiagnose MDD ausgeglichen war. Die mehrheitlich weiblichen Teilnehmer*innen mit BPD als Hauptdiagnose waren jünger und seltener verheiratet sowie seltener berufstätig als jene mit MDD.

Tabelle 3: Übersicht der soziodemographischen Merkmale der diagnostischen Subgruppen

Variable	Merkmal	MDD (<i>n</i> = 247)	BPD (<i>n</i> = 129)	Gesamt (<i>n</i> = 376)	Effektstärke (2)	<i>p</i> -Wert
Geschlecht, <i>n</i> (%)	Weiblich	124 (50.2%)	110 (85.3%)	234 (62.2%)	<i>Cramer-V</i> = .350	< .001
	Männlich	123 (49.8%)	18 (14.1%)	141 (37.5%)		
	Fehlend	keine	1 (0.75%)	1 (0.3%)		
Alter, <i>Mittelwert</i> (SD)	Jahre	43.1 (13.2)	32.25 (10.6)	39.4 (13.4)	<i>r_{equivalent}</i> = .385	< .001 (3)
	Fehlend	1 (0.4%)	1 (0.8%)	2 (0.5%)		
Familienstand (%)	Nicht verheiratet	133 (53.8%)	89 (69.0%)	222 (59%)	<i>Cramer-V</i> = .178	.001
	Verheiratet	105 (42.5%)	31 (24.0%)	136 (36.2%)		
	Fehlend	9 (3.6%)	9 (7.0%)	18 (4.8%)		
Bildungsabschluss (%)	Keiner	6 (2.4%)	2 (1.6%)	8 (2.1%)	<i>Cramer-V</i> = .131	.180
	Niedrige Sekundarstufe	53 (21.5%)	18 (14.0%)	71 (18.9%)		
	Mittlere Sekundarstufe	93 (37.7%)	57 (44.2%)	150 (39.9%)		
	Hohe Sekundarstufe	57 (23.1%)	37 (28.7%)	94 (25.0%)		
	Universitärer	32 (13.0%)	11 (8.5%)	43 (11.4%)		
	Fehlend	6 (2.4%)	4 (3.1%)	10 (2.7%)		
Berufliche Erwerbstätigkeit, <i>n</i> (%)	Keine	63 (25.5%)	44 (34.1%)	107 (28.5%)	<i>Cramer-V</i> = .263	.001
	Berentet (1)	33 (13.4%)	22 (17.1%)	55 (14.6%)		
	Geringfügig	5 (2.0%)	4 (3.1%)	9 (2.4%)		
	In Ausbildung	10 (4.0%)	5 (3.9%)	15 (4.0%)		
	Teilzeit	25 (10.1%)	4 (3.1%)	29 (7.7%)		
	Vollzeit	68 (27.5%)	13 (10.1%)	81 (21.5%)		
	Fehlend	43 (17.4%)	37 (28.7%)	80 (21.3%)		

(1) Inklusiv Arbeitsunfähigkeitsrente. (2) Berechnet nach Field, 2009 S. 550 und S. 699. (3) U-Tests wurden für diese Variablen gegenüber t-Tests präferiert, da nach Kolmogorov-Smirnov- und Shapiro-Wilk-Test weder Normalverteilung noch symmetrische Verteilungen vorlagen; für alle übrigen Variablen in dieser Spalte wurden Chi-square-Tests durchgeführt.

Die Proband*innen mit der Hauptdiagnose BPD gaben im Vergleich zu jenen mit MDD eine höhere Ausprägung der AvT, der explizit angegebenen empfundenen Abhängigkeit, des Schweregrads depressiver Symptome, der Güte der Therapeutischen Allianz sowie traumatischer Kindheitserlebnisse an. Die Ergebnisse sind im Detail in Tabelle 4 dargestellt.

Tabelle 4: Übersicht der teststatistischen Daten der diagnostischen Subgruppen

Variable (1)	Merkmal	MDD (<i>n</i> = 247)	BPD (<i>n</i> = 129)	Gesamt (<i>n</i> = 376)	Effektstärke (2)	<i>p</i> -Wert
CDQ-R12-Mittelwert	Mittelwert (SD)	3.57 (1.3)	3.92 (1.47)	3.69 (1.37)	$r_{\text{equivalent}} = .13$.013
	Fehlend	keine	keine	keine		
NEQ-D-Mittelwert	Mittelwert (SD)	.40 (.77)	2.93 (1.19)	.61 (1.07)	$r_{\text{equivalent}} = .521$	< .001
	Fehlend	91 (36.8%)	115 (89.2%)	206 (54.8%)		
QIDS-Summe	Mittelwert (SD)	10.36 (5.54)	13.77 (5.49)	9.87 (5.61)	$r_{\text{equivalent}} = .26$	< .001
	Fehlend	94 (38.1%)	69 (53.5%)	163 (43.4%)		
BPDSI-Mittelwert	Mittelwert (SD)	Nicht erhoben	3.27 (.82)	3.27 (.82)	Vergleich nicht möglich	
	Fehlend	Nicht erhoben	89 (69.0%)	336 (89.4%)		
CTQ-Summe	Mittelwert (SD)	46.53 (15.74)	62.88 (21.53)	52.26 (19.58)	$r_{\text{equivalent}} = .392$	< .001
	Fehlend	25 (10.5%)	9 (7.0%)	34 (9.0%)		
HAQ-Summe	Mittelwert (SD)	23.24 (7.56)	29.5 (10.47)	25.07 (8.96)	$r_{\text{equivalent}} = .285$	< .001
	Fehlend	92 (37.3%)	65 (50.4%)	157 (41.8%)		
WAI-Mittelwert	Mittelwert (SD)	Nicht erhoben	3.99 (.72)	3.99 (.72)	Vergleich nicht möglich	
	Fehlend	Nicht erhoben	64 (49.6%)	311 (82.7%)		
F-SozU-14-Summe	Mittelwert (SD)	49.97 (12.51)	47.14 (13.77)	49.15 (12.92)	$r_{\text{equivalent}} = .115$.086
	Fehlend	90 (36.4%)	65 (50.4%)	155 (41.2%)		
IIP32-Mittelwert	Mittelwert (SD)	1.75 (.67)	Nicht erhoben	1.75 (.67)	Vergleich nicht möglich	
	Fehlend	182 (73.7%)	Nicht erhoben	311 (82.7%)		

(1) Werte vom jeweils letzten verfügbaren Messzeitpunkt wurden für die Analysen verwendet. (2) Berechnet nach Field, 2009 S. 550.

3.2 Faktorielle Struktur

Die *KMO* der Hauptanalyse-EFA lag mit .936 im Bereich „sehr gut“ (Bühner, 2011 S. 347) und die *MSA* aller Items außer von Item 7 waren > .9 (sehr gut). Der *MSA* von Item 7 lag bei .811 (gut). Damit lagen diese Werte deutlich über den Grenzwerten für die Akzeptanz (jeweils > .5), sodass der CDQ als Ganzes und auch seine Items im Einzelnen für die Durchführung einer EFA geeignet erschienen (Bühner, 2011 S. 346; Field, 2009 S. 647). Der Bartlett-Test auf Sphärizität ergab ein $\chi^2 = 3865.5$ mit $p < .001$, sodass die Nullhypothese, dass alle Korrelationen der Korrelationsmatrix den Wert null haben, verworfen werden musste (Bühner, 2011 S. 347). Alle *Kommunalitäten* lagen im akzeptablen Bereich, und die Anzahl der nicht redundanten Residuen > .05 belief sich auf 4 (2 %), was auf eine gute Modell-Passung hinweist. Alle Variablen schienen ausreichend durch die extrahierten Faktoren erfasst zu werden, da

keine *Kommunalitäten* $< .1$ gefunden wurden (Bühner, 2011 S. 358). Multikollinearität wurde nicht festgestellt, da die *R-Determinante* $> .00001$ betrug und es keine *Inter-Item-Korrelationen* $> .9$ gab (Field, 2009 S. 648). Die Ergebnisse des PAF zeigten einen starken ersten Faktor in der unrotierten Lösung, was darauf hindeutete, dass alle Items dasselbe Konstrukt messen, oder zumindest ein eng verwandtes (Bühner, 2011 S. 368). Der Scree Plot zeigte zwei Scheitelpunkte, welche die Extraktion von zwei oder vier Faktoren anzeigten. Das Kaiser-Kriterium deutete auf die Extraktion von vier Faktoren hin. Die Ergebnisse des MAP-Tests und der PA empfahlen ebenfalls die Extraktion von vier Faktoren. In Kombination erklärten diese vier Faktoren 67.44% der Varianz, von denen 61.55% allein durch die ersten drei Faktoren erklärt wurden. Eine tabellarische Übersicht über die Faktorladungen der Hauptanalysen-EFA gibt Anhang 4.

Die *KMO* der Sensitivitätsanalyse-EFA betrug .928 und der Bartlett-Test war erneut signifikant. Die *MSA* der Items 2 und 3 lagen im Bereich „gut“ und jener von Item 7 im Bereich „mittel“. Alle übrigen Items zeigten *MSA* im Bereich „sehr gut“. Die *Kommunalitäten* lagen erneut im akzeptablen Bereich und die Anzahl der nicht redundanten Residuen mit Absolutwerten $> .05$ betrug 9 (5%), was eine gute Modell-Passung darstellt. Insofern bestätigte sich die Eignung des CDQs für die Durchführung einer EFA auch unter Nutzung der Daten des jeweils letzten Erhebungszeitpunkts. Es lagen keine *Inter-Item-Korrelationen* $> .9$ vor. Die *R-Determinante* = .000 ($< .00001$) deutete jedoch auf das Vorhandensein von Multikollinearität hin, was durch den Haitovsky-Test bestätigt wurde. Die Daten schienen demnach stark mit sich selbst zu korrelieren, weshalb sie nicht genügend Informationen über den jeweiligen Anteil der Variable am Faktor mit angemessener Genauigkeit liefern konnten (Field, 2009 S. 648f.). Aus diesem Grund waren die Ergebnisse der Hauptanalyse-EFA denen der Sensitivitätsanalyse grundsätzlich vorzuziehen. Die Ergebnisse der unrotierten Lösung zeigten bei der Sensitivitätsanalyse ebenfalls einen starken ersten Faktor. Der Scree Plot zeigte erneut zwei Scheitelpunkte, welche die Extraktion von zwei oder vier Faktoren anzeigten. Dies wurde durch das Kaiser-Kriterium bestätigt, nach welchem ebenfalls vier Faktoren extrahiert werden sollten. Diese vier Faktoren erklärten

44

zusammen 63.21 % der Varianz, während die ersten drei Faktoren 57.29% erklärten. Im Gegensatz dazu wies die PA auf die Extraktion von fünf Faktoren hin, während der MAP-Test lediglich einen extrahierbaren Faktor ergab, was zu der festgestellten Multikollinearität passt. In Anhang 5 findet sich eine tabellarische Übersicht über die Faktorladungen der Sensitivitätsanalysen-EFA.

Zusammengefasst unterstützen die oben genannten Analysen die Extraktion von vier Faktoren. Auch wenn die Ergebnisse der Sensitivitätsanalyse kein einheitliches Ergebnis bezüglich der zu extrahierenden Faktorenzahl anzeigten, erscheint diese Anzahl am ehesten zutreffend zu sein. Schließlich konvergiert das zu bevorzugende Ergebnis der Hauptanalysen-EFA mit fast allen weiteren von uns verwendeten Methoden der Faktorenanalyse zu dieser Lösung. Faktor 1 bestand in allen Analysen aus den Items 19, 21, 22 und 24. Die Items 21 und 24 entstammen der Subskala MWA von Geurtzen et al. (2018) und die Items 19 und 22 waren Teil von UA. Faktor 1 haben wir „Übermäßiges Vertrauen in die Therapeut*innen“ (ÜVT) genannt, entsprechend dem gemeinsamen Inhalt der vier attributiven Items. Faktor 2 bestand aus den Items 3, 9, 15 und 27. Da alle diese Items der Subskala MWA der Initialversion des CDQ zugeordnet sind, wurde dieser Faktor entsprechend benannt. Faktor 3 bestand aus den Items 2, 11 und 23. Für eine zusätzliche Aufnahme von Item 14 in Faktor 3 sprachen aus statistischer Sicht die starke Faktorladung (.527) und die hohe R^2 (.549). Darüber hinaus stellten der Inhalt der Items sowie eine gleichmäßige Verteilung von diesen auf die Faktoren (à vier Items) zur Gewährleistung der inhaltlichen Validität (Bühner, 2011 S. 344) Gründe hierfür dar. Hinzu kam, dass Faktor 3 inklusive Item 14 in seiner Zusammensetzung der Subskala BK entspricht, die von Geurtzen et al. (2018) postuliert wurde. Daher entschieden wir uns für die Zusammenstellung von Faktor 3 aus den Items 2, 11, 14 und 23 und benannten diesen analog zu Geurtzen et al. (2018) mit BK. Faktor 4 schien lediglich aus Item 7 zu bestehen, wobei die Aufnahme von Item 10 aufgrund der Ergebnisse der Hauptanalyse-EFA zu erwägen war. Wie bei einer so geringen Item-Anzahl zu erwarten (Bühner, 2011 S. 344; Field, 2009 S. 675), erwies sich der aus nur zwei Items gebildete Faktor 4 als nicht ausreichend reliabel mit einer geringen internen Validität ($Cronbachs\ \alpha = .663$; $Guttman's\ \lambda_2 = .663$). Die niedrigen

45

Psychometrische Validierung des CDQ

Faktorladungen ließen überdies auf eine mangelnde Homogenität der Items 7 und 10 schließen. Daher wurde der gesamte Faktor 4 gelöscht. Die Items 6, 12, 18 und 28 konnten über die Analysen hinweg aufgrund von unzureichenden Faktorladungen nicht eindeutig einem Faktor zugeordnet werden und wurden daher ebenfalls ausgeschlossen. Die niedrigen *Kommunalitäten* und damit auch die Reliabilität dieser Items legten ebenfalls eine Streichung nahe.

Die aus EFA, Sensitivitäts- und Reliabilitätsanalyse resultierte Subskalenzusammensetzung sowie die Inhalte und Faktorladungen der Items sind in Tabelle 5 dargestellt. Diese Version des CDQ benannten wir mit „CDQ-revised-12-items“, kurz „CDQ-R12“.

Tabelle 5: Subskalen und Items des CDQ-R12

	<i>F</i> (1)	\bar{x} (2)	r_{it} (3)	α (4)	R^2 (5)	h^2 (6)
Übermäßiges Vertrauen in die Therapeut*innen						
<i>(Cronbachs α = .854, Guttmans λ^2 = .855)</i>						
Item 24: Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann sicherstellen, dass ich nicht aufgeben	.825	2.61	.752	.791	.578	.699
Item 21: Ohne meine Therapeutin/meinen Therapeuten würde alles was ich tue, zum Erliegen kommen	.811	2.66	.714	.807	.532	.627
Item 22: Tatsächlich weiß meine Therapeutin/mein Therapeut besser als ich, was gut für mich ist	.791	3.06	.654	.833	.428	.551
Item 19: Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	.733	2.87	.666	.827	.448	.581
Mangel an Wahrgenommenen Alternativen						
<i>(Cronbachs α = .833, Guttmans λ^2 = .834)</i>						
Item 3: Meiner Meinung nach ist die Behandlung der einzige Weg, um mich von meinen Beschwerden zu befreien	.874	4.81	.663	.788	.448	.629
Item 9: Außer dieser Behandlung sehe ich keine anderen Möglichkeiten, meine Probleme zu bewältigen	.800	4.05	.702	.770	.504	.640
Item 27: Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen	.595	3.81	.68	.780	.469	.654
Item 15: Ohne die Behandlung werden meine Probleme weiterhin bestehen	.579	4.98	.602	.814	.363	.443
Bedürfnis nach Kontakt						
<i>(Cronbachs α = .889, Guttmans λ^2 = .890)</i>						
Item 2: Mir graut es davor, am Ende der Behandlung den Kontakt mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten abzubrechen	.833	3.52	.754	.857	.588	.676
Item 11: Ich werde den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vermissen, wenn die Behandlung vorbei ist	.748	4.47	.748	.860	.567	.670
Item 23: Der Gedanke, nach der Behandlung den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten zu beenden, macht mir Angst	.738	3.38	.789	.844	.633	.833
Item 14: Ich brauche den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	.527	4.05	.735	.865	.549	.666
CDQ-R12-Gesamt						
<i>(Cronbachs α = .917, Guttmans λ^2 = .920)</i>						
		3.69				

Die Nummerierung der Items richtet sich nach der initialen 29-Item-Version von Geurtzen et al. (2018) ist. In unserer Untersuchung wurde die 18-Item-Version genutzt. (1) *F* = Rotierte Faktorenladung des Items auf den entsprechenden Faktor. (2) \bar{x} = Mittelwert der Itembeurteilung durch die Proband*innen unserer Stichprobe. (3) r_{it} = Korrigierte Item-Skalen-Korrelationen. (4) α = Cronbachs α des entsprechenden Faktors, wenn das Item gelöscht wird. (5) R^2 = Quadrierte multiple Korrelation. (6) h^2 = *Kommunalitäten* nach Faktorextraktion.

3.3 Reliabilität

Die Faktoren ÜVT, MWA und BK sowie der CDQ-R12 in seiner Gesamtheit erwiesen sich mit ihren *Cronbachs* α und *Guttman's* λ^2 als reliabel, die Werte sind Tabelle 5 zu entnehmen. Die Test-Retest-Reliabilitäts-Analyse bestätigte diesen Befund: CDQ-R12-Mean- $r = .800$; MWA- $r = .725$; ÜVT- $r = .75$; BK- $r = .795$; p jeweils $< .001$. Die Analyse der Veränderungssensitivität ergab $SRM = .2605$ (Bootstrap 95%-Konfidenz-Intervall $.1459$ bis $.3546$). Nach Anpassung des Werts gemäß Middel & Van Sonderen (2002) lag dieser Wert mit $SRM = .447$ im Bereich eines „kleinen“ Effekts (Husted et al., 2000; Liang et al., 1990; Norman et al., 2007). Die Item-Homogenität lag bei $.481$ ($SD .110$) und damit über dem Schwellenwert von $.4$. Dies könnte bedeuten, dass der CDQ-R12 das Konstrukt AvT nicht in seiner vollen Bandbreite misst. Allerdings ist dieser Wert durch die nunmehr geringe Item-Anzahl nur noch eingeschränkt interpretierbar. So kann auch eine $MIC > .4$ zugunsten einer hohen Genauigkeit bei der Messung eines engen Verhaltensausschnitt sinnvoll sein (Bühner, 2011 S. 255). Die Tatsache, dass keine negativen *Inter-Item-Korrelationen* vorhanden waren, deutete darauf hin, dass die Items ein gemeinsames Konstrukt messen (Bühner, 2011 S. 243). Die *Pearsons* r zwischen den Subskalen lagen alle über $.5$. Die Werte betragen: $r = .588$ für ÜVT-MWA; $r = .668$ für ÜVT-BK; $r = .590$ für MWA-BK; (p jeweils $< .001$).

3.4 Item-Analyse

Wie in Tabelle 5 dargestellt, lagen die Werte der Zustimmung der Proband*innen unserer Stichprobe zu den jeweiligen Items im mittleren Bereich der Skala mit einem breiten Spektrum. Es gab keine $r_{it} < .3$, was auf eine hohe Diskriminationsfähigkeit des CDQ-R12 hindeutet, starke und geringfügige Ausprägungen der von den Patient*innen AvT zu erkennen und zu unterscheiden. Die Löschung keines der verbliebenen Items hätte das *Cronbachs* α der entsprechenden Subskala oder des gesamten CDQ-R12 erhöht. Entsprechend hatte keines der verbleibenden Items einen negativen Einfluss auf die Reliabilität des CDQ-R12 und seiner Subskalen. Die Höhe der R^2 ergab ein hohen Anteil an geteilter Varianz sowie die Anfangsschätzung einer guten Item-Reliabilität. Die nach den 7 Iterationen genauer geschätzten Werte für die

Kommunalitäten nach Faktorextraktion bestätigten die gute Reliabilität der verbliebenen Einzel-Items (Bühner, 2011 S. 319). Bei nur einer *Kommunalität* knapp $< .5$ von Item 15 konnten wir von einer adäquaten Stabilität der Faktorenlösung ausgehen (Bühner, 2011 S. 344f; Field, 2009 S. 647; MacCallum et al., 1999; Tabachnick & Fidell, 2013 S. 648).

3.5 Zusammenhänge mit anderen klinisch relevanten Variablen

Die Korrelationen aller Messwerte und ihrer Subskalen mit dem CDQ-R12 und seinen Subskalen einschließlich ihrer Signifikanzniveaus sind im Anhang 6 aufgeführt. Zwischen der AvT (CDQ-R12) und dem Schweregrad der Depression (QIDS) ($r = .395$, $p < .001$) ergaben sich mittelgradig positive Korrelationen. Zwischen dem CDQ-R12 und der Schwere der BPD-Symptomatik (BPDSI) fanden wir Korrelationen mit Werten im hohen mittelgradig positiven Bereich ($r = .481$, $p = .002$). Auch der Zusammenhang zu der Güte der Therapeutischen Allianz (WAI) lag im mittelgradig positiven Bereich ($r = .380$, $p = .002$), insbesondere getrieben durch die Korrelation zum *Mittelwert* der Subskala WAI-Goals ($r = .435$, $p < .001$). Darüber hinaus zeigten die Ergebnisse einen mittelgradig positiven Zusammenhang zwischen den interpersonellen Problemen der Patienten (IIP32) und ihrer AvT ($r = .338$, $p = .006$). Dieser Befund war vor allem auf die Subskalen „sozial vermeidend“ ($r = .398$, $p = .001$) und „nicht durchsetzungsfähig“ ($r = .371$, $p = .002$) zurückzuführen. Die Korrelation mit dem selbst eingeschätzten Grad der AvT (NEQ-D) ergab einen schwach positiven Zusammenhang zum CDQ-R12 ($r = .242$, $p = .002$). Die Korrelation mit der wahrgenommenen sozialen Unterstützung (F-SozU-14) deutet auf einen schwach negativen Zusammenhang hin ($r = -.243$, $p < .001$). Die Werte der übrigen Korrelationen mit Missbrauch und Vernachlässigung in der Kindheit (CTQ) ($r = .093$, $p = .09$) sowie mit dem anderen Fragebogen zur Bewertung der Qualität der Therapeutischen Allianz (HAQ) ($r = .067$, $p = .33$) lagen im schwach positiven Bereich und mit *p-Werten* $> .05$.

Die soziodemographischen Zusammenhänge des CDQ-R12 sind in Tabelle 6 dargestellt. Die Ergebnisse der U-Tests für unabhängige Stichproben zur Analyse des Einflusses der dichotomen Variablen „Geschlecht“, „Diagnose“ und „Familienstand“ auf

die AvT sind dort aufgeführt. Dies gilt auch für die Ergebnisse der einfaktoriellen ANOVA und des Kruskal-Wallis-Tests zur Schätzung der Auswirkungen des Berufsstatus beziehungsweise des Bildungsstatus der Patient*innen auf ihre AvT. Der U-Test für unabhängige Stichproben zwischen den Diagnosegruppen deutete auf Unterschiede in der AvT hin: Patient*innen mit BPD (*Median* = 3.92) empfanden eine stärkere AvT als Patient*innen mit MDD (*Median* = 3.42). Dieser Befund zeigte sich auch in einem anschließend durchgeführten U-Test, bei dem nur die Daten ambulant behandelte Patient*innen verwendet wurden ($n = 156$; BPD-*Median* = 4.54; MDD-*Median* = 3.58; $U = 3896.5$; $r_{equivalent} = .27$; $p = .001$). Die U-Tests für unabhängige Stichproben zum Vergleich der nach Geschlecht aufgeteilten Sub-Gruppen (Weiblich-*Median* = 3.58, Männlich-*Median* = 3.58) sowie der Vergleich verheirateter (*Median* = 3.75) zu nicht verheirateten Patient*innen (*Median* = 3.46) ergaben keine signifikanten Unterschiede in der AvT. Während die einfaktorielle ANOVA keine signifikanten *Mittelwert*-Differenzen zwischen den unterschiedlichen Berufsstatus aufzeigen konnte, lieferte der Kruskal-Wallis-Test signifikante Ergebnisse beim Vergleich der AvT zwischen den verschiedenen Bildungsstatus der Patient*innen. Dieser Unterschied war vor allem auf die Subskala BK zurückzuführen. Ein post-hoc durchgeführter U-Test für unabhängige Stichproben zwischen den beiden Bildungsgruppen „kein Abschluss bis niedrige Bildung“ (*Median* = 3.42) und „mittlere bis höhere Bildung“ (*Median* = 4.17, $U = 9179$, $p = .008$) zeigte Unterschiede in der Ausprägung der AvT. Obwohl der *Median* in der Gruppe „kein Abschluss bis niedrige Bildung“ niedriger war, zeigte der U-Test eine höhere AvT in dieser Gruppe im Vergleich zu der Gruppe „mittlere bis höhere Bildung“. Die Diskrepanz zwischen der Höhe der *Mediane* des CDQ-R12 und dem Ausmaß der AvT lässt sich durch die schiefe Verteilung der CDQ-R12-Werte in der Gruppe „mittlere bis höhere Bildung“ erklären. Der Jonckheere-Terpstra-Test zeigte keinen signifikanten Trend bezüglich des Zusammenhangs von AvT und dem Bildungsstatus in unseren Daten. Für die Variable „Alter“ ergaben sich *Pearsons* und *Spearman's* $r \leq .1$ mit $p > .05$, sodass wir keine signifikante Korrelation zwischen Alter und AvT der Patienten feststellen konnten.

Psychometrische Validierung des CDQ

Tabelle 6: Soziodemographische Beziehungen

Variable	CDQR12-Mittelwert oder Median	Durchgeführte Analyse	Test-Wert	Effektstärke (1)	p-Wert
Diagnose	BPD-Median = 3.92 MDD-Median = 3.42	Mann-Whitney-U-Test	$U=18614.5, z = 2.473$	$r_{equivalent} = .13$.013
Geschlecht	Weiblich-Median = 3.58 Männlich-Median 3.58	Mann-Whitney-U-Test	$U = 17576.5, z = .92$	$r_{equivalent} = .047$.359
Alter		Pearsons Korrelation	$r = .015$	Keine verfügbar	.78
		Spearman's Korrelation	$r_s = -.003$	Keine verfügbar	.96
Familienstand	Verheiratet-Median = 3.75 Nicht-Verheiratet-Median = 3.46	Mann-Whitney-U-Test	$U = 16408, z = 1.18$	$r_{equivalent} = .06$.237
Bildung	Kein-Abschluss-Median = 4.67	Kruskal-Wallis-Test	$H(4) = 9.774$	$\epsilon^2 = .03$.044
	Niedriger-Sek-Median = 4.00	Mann-Whitney-U-Test	$U = 9179, z = -2.67$	$r_{equivalent} = -.14$.008
	Mittlerer-Sek-Median = 3.38	Jonckheere-Terpstra-Test	$J = 21967, z = -1.75$	$r_{equivalent} = -.09$.08
	Hoher-Sek-Median = 3.54 Universitäts-Median = 3.41				
Berufsstatus	Nicht-erwerbstätig-Mittelwert = 3.54 Berentet-Mittelwert = 3.77 Geringfügig-Mittelwert = 3.40 In-Ausbildung-Mittelwert = 3.45 Teilzeit-Mittelwert = 3.51 Vollzeit-Mittelwert = 3.47	ANOVA	$Welchs F = .413$	$\omega^2 = -.01$.84

(1) Berechnet nach Field, 2009 S. 550 sowie Tomczak & Tomczak, 2014

3.6 Dropout-Analyse

Die Ergebnisse der Dropout-Analyse zeigten keine Hinweise auf die Verzerrung der Ergebnisse unserer Untersuchungen durch Abbruch der Studienteilnahme oder unvollständiges Ausfüllen des CDQ. Es gab keine Items, deren Beantwortung durch die Proband*innen besonders häufig ausgelassen wurde. Die EFA mit Ersatz der fehlenden Werte durch den jeweiligen *Item-Mittelwert* führte zu der gleichen Faktorenlösung wie unsere Hauptanalysen-EFA. Der t-Test konnte keine signifikanten Unterschiede in der Ausprägung der AvT (CDQ-R12) zwischen der Dropout- und der Hauptanalysen-Stichprobe finden. Die Ergebnisse dieses und der weiteren durchgeführten Gruppenvergleichsuntersuchungen sind in Tabelle 7 dargestellt. Die Hauptanalysen-Stichprobe für die Vergleichsanalysen besteht aus 357 Proband*innen und nicht, wie die Stichprobe der EFA, aus 376 Teilnehmer*innen. Wie oben erwähnt, standen für 19 Proband*innen der Hauptanalyse-Stichprobe keine Daten des ersten Erhebungszeitpunkts für die Vergleichsuntersuchungen zur Verfügung. Das BPDSI und das WAI sind in Tabelle 7 nicht aufgeführt, da für diese Variablen keine Daten in der Dropout-Stichprobe verfügbar waren und entsprechend auch hier kein Gruppenvergleich möglich war. Zusammengefasst fanden sich keine signifikanten Unterschiede zwischen Dropout- und Hauptanalysen-Stichprobe bezüglich der Verteilung von Hauptdiagnose, Geschlecht, Bildungsabschluss und Berufsstatus. Proband*innen, welche die Studienteilnahme abbrachen oder den CDQ beim letzten Erhebungszeitpunkt unvollständig ausfüllten, waren jünger und seltener verheiratet als jene, die in die Hauptanalyse aufgenommen werden konnten. Darüber hinaus zeigten die Analysen für die Dropout-Stichprobe eine geringere Symptomschwere der Depression (QIDS) im Vergleich zur Hauptanalysen-Stichprobe an. Es konnten keine signifikanten Unterschiede zwischen den beiden Gruppen hinsichtlich der explizit selbst angegebenen Abhängigkeit (NEQ-D), der Güte der Therapeutischen Allianz (HAQ), traumatischer Kindheitserlebnisse (CTQ), der wahrgenommenen sozialen Unterstützung (F-SozU-14) sowie interpersoneller Probleme (IIP32) gefunden werden.

Tabelle 7: Übersicht der Vergleichsuntersuchungen zwischen Dropout- und Hauptanalysen-Stichprobe

Variable*	Merkmal	EFA (n = 357)	DO* (n = 64)	Effektstärke	p-Wert
Diagnose, n (%)	MDD	230 (64.4%)	37 (57.8%)	<i>Cramer-V</i> = .057	.228 (3)
	BPD	127 (35.6%)	27 (42.2%)		
	Fehlend	keine	keine		
Geschlecht, n (%)	Weiblich	225 (63.0%)	43 (67.2%)	<i>Cramer-V</i> = .049	.306 (3)
	Männlich	131 (36.7%)	19 (29.7%)		
	Fehlend	1 (.3%)	2 (3.1%)		
Alter, Mittelwert (SD)	Jahre	39.1 (13.3)	34.1 (12.3)	<i>r_{equivalent}</i> = -.140	.003
	Fehlend	2 (.6%)	2 (3.1%)		
Familienstand (%)	Nicht verheiratet	212 (59.4%)	52 (81.3%)	<i>Cramer-V</i> = .163	< .001 (3)
	Verheiratet	130 (36.4%)	10 (15.6%)		
	Fehlend	15 (4.2%)	2 (3.1%)		
Bildungsabschluss (%)	Keiner	8 (2.2%)	2 (3.1%)	<i>Cramer-V</i> = .075	.656 (3)
	Niedrige Sekundarstufe	65 (18.2%)	16 (25.0%)		
	Mittlere Sekundarstufe	143 (40.1%)	26 (40.6%)		
	Hohe Sekundarstufe	92 (25.8%)	13 (20.3%)		
	Universitärer	39 (10.9%)	5 (7.8%)		
	Fehlend	10 (2.8%)	2 (3.1%)		
Berufliche Erwerbstätigkeit, n (%)	Keine	99 (27.7%)	22 (34.4%)	<i>Cramer-V</i> = .108	.521 (3)
	Berentet (1)	49 (13.7%)	8 (12.5%)		
	Geringfügig	9 (2.5%)	2 (3.1%)		
	In Ausbildung	15 (4.2%)	6 (9.4%)		
	Teilzeit	26 (7.3%)	9 (14.1%)		
	Vollzeit	79 (22.1%)	15 (23.4%)		
	Fehlend	80 (22.4%)	2 (3.1%)		
CDQ-R12-Mittelwert	Mittelwert (SD)	3.91 (1.27)	3.88 (1.2)	<i>Cohens d</i> = .025	.566 (4)
	Fehlend	keine	keine		
NEQ-D-Mittelwert	Mittelwert (SD)	.71 (1.16)	.48 (.87)	<i>r_{equivalent}</i> = -.037	.606
	Fehlend	203 (56.9%)	35 (54.7%)		
QIDS-Summe	Mittelwert (SD)	17.99 (6.99)	14.62 (5.71)	<i>r_{equivalent}</i> = -.141	.026
	Fehlend	157 (44.0%)	35 (54.7%)		
CTQ-Summe	Mittelwert (SD)	52.03 (19.39)	54.38 (21.42)	<i>r_{equivalent}</i> = .022	.660
	Fehlend	28 (7.8%)	16 (25.0%)		
HAQ-Summe	Mittelwert (SD)	28.58 (8.94)	28.37 (7.99)	<i>r_{equivalent}</i> = .026	.669
	Fehlend	156 (43.7%)	2 (3.1%)		
F-SozU-14-Summe	Mittelwert (SD)	49.94 (12.64)	55.10 (27.99)	<i>r_{equivalent}</i> = -.004	.955
	Fehlend	155 (43.4%)	44 (68.8%)		
IIP32-Mittelwert	Mittelwert (SD)	1.87 (.62)	1.81 (.37)	<i>Cohens d</i> = .050	.051 (4)
	Fehlend	300 (84.0%)	50 (78.1%)		

*DO = Dropout-Stichprobe. (1) Inklusive Arbeitsunfähigkeitsrente. (2) Berechnet nach Field, 2009 S. 550, S. 699 und S. 337. (3) Chi-square-Tests. (4) t-Test bei unabhängigen Stichproben; für alle übrigen Variablen in dieser Spalte wurden U-Tests gegenüber t-Tests präferiert, da nach Kolmogorov-Smirnov und Shapiro-Wilk-Test weder Normalverteilung noch symmetrische Verteilungen vorlagen.

4. Diskussion

4.1 Überblick

Die vorliegende Arbeit hat die psychometrische Validierung und Evaluation der deutschen Version des CDQ mittels EFA sowie Reliabilitäts- und Validitätsanalysen zum Ziel. Unsere EFA zeigte eine faktorielle Struktur, die zwar wie diejenige von Geurtzen et al. (2018) drei zugrundeliegende Faktoren ergab, sich jedoch in ihrer Zusammensetzung von der ursprünglichen Version des CDQ unterscheidet. Lässt sich eine Faktorenstruktur an einer anderen Stichprobe nicht replizieren, so bestehen berechnete Zweifel an der Richtigkeit der zuvor postulierten Struktur (Bühner, 2011 S. 322). Daher schlagen wir den CDQ-R12 mit den drei Subskalen ÜVT, MWA und BK aus jeweils vier Items vor. Er erfüllte alle relevanten, zuvor festgelegten psychometrischen Kriterien. AvT korrelierte mittelgradig positiv mit dem Schweregrad der depressiven Symptomatik. Die Korrelationen mit der Therapeutischen Allianz zeigten ein gemischtes Bild und er korrelierte schwach negativ mit der wahrgenommenen sozialen Unterstützung. Überdies korrelierte der CDQ-R12 nur schwach positiv mit der selbst eingeschätzten AvT. Zu submissiv-vermeidendem Sozialverhalten hingegen ergab sich eine mittelgradig positive Assoziation des CDQ-R12. Die demographischen Daten zeigten, dass die AvT von Patient*innen mit BPD höher empfunden wurde als von Patient*innen mit einer MDD als Hauptdiagnose. Außerdem fanden wir eine höhere AvT bei Teilnehmer*innen mit niedrigerem Bildungsstatus im Vergleich zu jenen mit höherer Bildung.

4.2 Faktorielle Struktur

Die EFA mit unserem Datensatz konnte die von Geurtzen et al. (2018) vorgeschlagene faktorielle Struktur nicht validieren, sodass *Hypothese 1* sich nicht bestätigen ließ. Mögliche Gründe hierfür könnten Unterschiede in der Stichprobensammensetzung der jeweiligen Erhebungen sein. So schlossen Geurtzen et al. 2018 Patient*innen ein, die jede Art von Psychotherapie erhielten und ausschließlich ambulant behandelt wurden. In unserer Studie hingegen nahmen Patient*innen mit einer MDD oder einer BPD als Hauptdiagnose mit entsprechenden Psychotherapiekonzepten teil und wurden

teilweise ambulant, teilweise in Tagesbehandlungsprogrammen und teilweise vollstationär behandelt.

Der wichtigste Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse liegt unserer Einschätzung nach jedoch in der unterschiedlichen Methodik zur Extraktion der Faktorenzahl. Entgegen der üblichen Vorgehensweise haben Geurtzen et al. nicht alle Items gleichzeitig in eine EFA einbezogen (Geurtzen et al., 2018). Im Gegensatz dazu haben wir eine EFA unter Einbeziehung aller Items ohne Voreinstellung der Faktorenzahl durchgeführt und schlagen daher nach Eliminierung einiger Items, die nicht eindeutig einem reliablen Faktor zugeordnet werden konnten, den CDQ-R12 mit drei Subskalen zu je vier Items vor. Der von uns neu proklamierte Faktor ÜVT ersetzt die Subskala UA des CDQ und besteht aus Items von UA sowie MWA. Die theoretische Grundlage der Dimension MWA von Geurtzen et al. ist am wenigsten belastbar, sodass zu deren Validierung explorative Untersuchungen wie die unsere notwendig sind (Geurtzen et al., 2018). UA wiederum war der einzige Faktor, der sich in der Hauptanalyse von Glanert et al. (2021) nicht als Prädiktor für die Entwicklung von depressiven Symptomen erwies. Diese ursprüngliche Subskala resultierte aus der theoriebasierten Dimension „passiv-submissive Abhängigkeit“, deren andere Subskala „passive Haltung“ von den Testentwicklern bereits als dem Konstrukt der AvT möglicherweise nicht zugehörig verworfen worden war (Geurtzen et al., 2018). Obwohl eine passiv-unterwürfige Haltung traditionell als Kernelement von Abhängigkeit als stabilem Persönlichkeitsmerkmal angesehen wird (Geurtzen et al., 2018, 2019; Morgan & Clark, 2010; Pincus & Wilson, 2001), ist wissenschaftlich noch nicht geklärt, ob dies auch für AvT als dynamisches Konstrukt gilt. Die Ergebnisse von Geurtzen et al. (2023) stellten dies abermals in Frage, da in ihrer Untersuchung UA die einzige Subskala war, die sich über den Behandlungszeitraum stabil und nicht mit der Reduktion der Symptomschwere zusammenhängend zeigte. Diese Befunde unterstützen die Auffassung, dass unsere Revision der ursprünglichen Subskalen UA und MWA zulässig war. Vergleicht man die Faktorladungen der Items unserer vorgeschlagenen Faktorenstruktur (.527 bis .874) mit jenen der von Geurtzen et al. (2018) postulierten

Faktoren, so finden sich in unserer Lösung höhere Werte, mit drei Ausnahmen bei den Items 23, 27 und 15 (siehe Anhänge 2 und 4).

4.3 Psychometrische Kennwerte des CDQ-R12

Mit dem CDQ-R12 schlagen wir eine überarbeitete Version des CDQ vor, die eng mit der ursprünglichen Version verwandt ist und hervorragende psychometrische Eigenschaften aufweist. Alle zuvor festgelegten Kriterien für die Akzeptanz wurden erfüllt, mit Ausnahme der *MIC* (.481). Letztere ist jedoch, wie bereits erwähnt, bei der geringen Anzahl von Items zugunsten einer höheren Messgenauigkeit zulässig (Bühner, 2011 S. 255). Auf die Berechnung der Split-Half-Reliabilität haben wir verzichtet, da auch hier bei der geringen Item-Anzahl keine verlässlichen Aussagen getroffen werden können. Die Werte der r_{it} für den CDQ-R12 (.602 bis .789) zeigten, dass nur die Items 27 und 15 in der von Geurtzen et al. (2018) vorgeschlagenen Faktorenlösung eine höhere Trennschärfe aufwiesen. Alle anderen Items zeigten höhere r_{it} -Werte in unserer Faktorenlösung. Die Höhe der R^2 wies auf eine große inhaltliche Schnittmenge unter den Items hin, welche durch die EFA derselben Subskala zugeordnet wurden. Der hohe Anteil an Varianz, den diese Items jeweils miteinander teilten, könnte sich durch die ihnen zugrundeliegenden gemeinsamen Faktoren erklären lassen (Bühner, 2011 S. 312). Cronbachs α als Parameter für die interne Konsistenz war für den CDQ-R12 höher als für den ursprünglichen CDQ, mit $\alpha = .917$ für den Gesamtwert und einem durchschnittlichen $\alpha = .86$ für die Subskalen (Werte von .83 bis .89) (Geurtzen et al., 2018, 2019, 2023; Glanert et al., 2021). Nur die um 5 Items gekürzte Subskala MWA ($\alpha = .83$) hatte ein niedrigeres α für den CDQ-R12 als für den CDQ. Den höchsten Wert ermittelten wir für den Faktor BK ($\alpha = .89$), dessen Zusammensetzung über die Analysen von Geurtzen et al. (2018) wie auch unsere hinweg konsistent war. Die *Pearsons r* zwischen den Subskalen waren alle $> .5$ und zeigten damit eine starke positive Beziehung zueinander, was die Qualität der Konstruktvalidität des CDQ-R12 unterstreicht (Coaley, 2010 S. 105). Insgesamt lagen die in unseren Analysen mit dem CDQ-R12 gefundenen psychometrischen Werte über denen, die zuvor in Studien mit der Initialversion berichtet wurden (Geurtzen et al.,

2018, 2019, 2023; Glanert et al., 2021). Somit konnte *Hypothese II* bestätigt werden. Die klinische Anwendbarkeit könnte durch die Kürze des CDQ-R12 im Vergleich zur Initialversion des CDQ erleichtert sein.

4.4. Inhaltliche Validität des CDQ-R12

Die Tatsache, dass der CDQ-R12 nur schwach positiv mit der selbst eingeschätzten AvT korrelierte, stellt die inhaltliche Validität des CDQ-R12 zur Messung der AvT in Frage. Hierbei ist jedoch zu bedenken, dass der NEQ-D, als Subskala des NEQ, den Proband*innen bei der Datenerhebung mit der Überschrift „Negative Effekte und Auswirkungen der Psychotherapie“ präsentiert wurde. Der CDQ hingegen trug den Titel „Fragebogen zu Ihren Therapieerfahrungen“. Wie oben erwähnt, wurde der Begriff „Abhängigkeit“ in dem Fragebogen nicht direkt erwähnt, um den Einfluss der sozialen Erwünschtheit auf die Item-Beantwortung zu reduzieren. Insofern halten wir es für denkbar, dass die Beantwortung des NEQ-D möglicherweise durch die unmittelbare Bewertung der AvT als negativen Effekt beeinflusst wurde. Im Gegensatz hierzu wird die AvT im CDQ nicht als vordefiniert unerwünschter Effekt erhoben. Aus diesem Grund könnten Teilnehmer*innen auch dann niedrige NEQ-D-Werte angegeben haben, wenn sie tatsächlich eine ausgeprägte AvT sowie einen hohen CDQ-R12-Wert aufwiesen. Entsprechend erscheint der NEQ-D zur inhaltlichen Validierung des CDQ-R12 also nur bedingt geeignet. Unter Berücksichtigung der übrigen Ergebnisse aus dieser sowie vorherigen Studien zum CDQ, halten wir die inhaltliche Validität des CDQ-R12 zur Messung von AvT daher auch angesichts der vorliegenden schwachen Assoziation zum NEQ-D für gegeben.

4.5 Korrelationen des CDQ-R12 mit klinisch relevanten Variablen

4.5.1 Überblick über Befunde zu den Assoziationen zu klinisch relevanten Variablen

Die berechneten Korrelationswerte mit anderen klinisch relevanten Variablen erlauben eine explorativ-deskriptive Auswertung und Interpretation. Wie in Anhang 6 dargestellt, fanden sich die stärksten positiven Zusammenhänge des CDQ-R12 zu der Schwere psychischer Beschwerden, zu submissiv-vermeidendem Sozialverhalten sowie zu

Aspekten der für das Behandlungsergebnis günstigen Therapeutischen Allianz. Außerdem war eine stärkere Ausprägung der AvT unserer Studien-Teilnehmer*innen mit weiteren Aspekten zwischenmenschlicher Schwierigkeiten sowie geringerer sozialer Unterstützung assoziiert. Diese Befunde lassen die Einordnung der AvT im Kontinuum zwischen hilfreichem Wirkfaktor und unerwünschter Nebenwirkung der Psychotherapie weiterhin ungeklärt.

4.5.2 Zusammenhänge zwischen AvT und Symptomschwere

Geurtzen et al. (2019) konnten den positiven Zusammenhang zwischen AvT und der Symptomschwere in ihrer zweiten Studie zum CDQ nicht finden. Sie haben hierbei allerdings keine erkrankten Patient*innen, sondern Studierende der Psychologie einbezogen, was die Validität dieses Ergebnisses einschränkt. Die Assoziation von AvT und Symptomschwere wurde zudem bereits in den anderen Studien gefunden, in denen der CDQ angewandt wurde (Geurtzen et al., 2018, 2023; Glanert et al., 2021). Unsere Analysen zeigten Korrelationen zwischen CDQ-R12, BPDSI und QIDS inklusive deren Subskalen, welche diesen Befund weiter fundierten. Somit wurde auch *Hypothese III* durch unsere Ergebnisse bestätigt. Inhaltlich plausibel wäre die Annahme, dass eine höhere Symptomschwere und hiermit verbundene erlebte Hilflosigkeit der Patient*innen zu einer höheren AvT führen könnte. Gleichzeitig erscheint denkbar, dass eine höhere AvT über ein vermindertes Gefühl der Selbstwirksamkeit zu einer höheren Symptomschwere führen könnte. Aussagen darüber, ob zwischen AvT und der Symptomschwere eine Kausalität vorliegt, oder gar in welcher Richtung oder über welche Mediatoren diese wirkt, sind jedoch allein durch unsere Ergebnisse nicht zu treffen. Für zukünftige Forschung bezüglich dieser Zusammenhänge wäre es neben der Verwendung eines longitudinalen Studiendesigns sinnvoll, die Rolle des Selbstwirksamkeitsempfindens zu untersuchen, deren Bedeutung auch von anderen Autor*innen betont wird (Geurtzen et al., 2018, 2019; Glanert et al., 2021). Wir haben kein Messinstrument zur Erhebung des Selbstwirksamkeitsgefühls der Proband*innen in die Analysen einbeziehen können, da keines in den inkludierten Studien angewendet wurde. Grund hierfür ist, dass zum

Selbstwirksamkeitsgefühl nur sehr wenige psychometrisch validierte diagnostische Mittel verfügbar sind. Dies unterstreicht wiederum den hohen Bedarf an weiterer Forschung zu diesem Thema.

4.5.3 Zusammenhänge zwischen AvT und interpersonellen Problemen

Die positive Assoziation von AvT zu den wahrgenommenen interpersonellen Problemen ist bemerkenswert, weil sich Menschen mit ausgeprägter Abhängigkeit laut Lowyck et al. (2017) vorwiegend über die Qualität ihrer interpersonellen Erfahrungen definieren. Hier findet sich also möglicherweise ein Hinweis auf die Rolle der Abhängigkeit in dysfunktionalen Denkmustern, die an der Entstehung und Aufrechterhaltung psychischer Erkrankungen beteiligt sein könnten.

4.5.4 Zusammenhänge zwischen AvT und sozialer Unterstützung

Ein negativer Zusammenhang zwischen AvT und empfundener sozialer Unterstützung wurde zwar auch schon von Geurtzen et al. (2018) gefunden, jedoch in geringerer Ausprägung als in unseren Ergebnissen. Auch hier kann die Frage nach Kausalitäten sowie deren Richtung oder Mediatoren mithilfe unserer Ergebnisse nicht beantwortet werden. Die Tatsache, dass die Korrelationen mit den Subskalen ÜVT und MWA stärker negativ ausfielen als mit BK, unterstützt jedoch die von Geurtzen et al. 2018 postulierte Rolle des Derogationseffekts bei der Entwicklung der AvT. Die kognitiv-emotionale Überhöhung der Rolle der Therapeut*innen und der Mangel an wahrgenommenen Alternativen zu diesen beziehungsweise zu der Behandlung, könnte demnach die Abwertung des sozialen Umfelds als Quelle von Hilfe und Unterstützung bedingen oder verstärken (Geurtzen et al., 2018).

4.5.5 Zusammenhänge zwischen AvT und Therapeutischer Allianz

Betrachtet man den Zusammenhang mit der Therapeutischen Allianz, so ergibt sich ein gemischtes Bild: Teilnehmer*innen mit hoher AvT gaben eine hohe wahrgenommene Qualität der Therapeutischen Allianz im Sinne eines Arbeitsbündnisses (WAI, inklusive seiner Subskalen) sowie eine hohe Erfolgsszufriedenheit (HAQ-Satisfaction) an. Der WAI war auch in vorherigen Studien erhoben und zur Berechnung einer Korrelation mit

der Initialversion des CDQ verwendet worden. Während die Korrelationen zwischen CDQ und WAI hierbei noch im Grenzbereich zwischen schwacher und mittelgradiger Assoziation lagen (Geurtzen et al., 2018, 2019), fanden sich in unserer Studie Korrelationen zwischen den Subskalen des CDQ-R12 und dem WAI im höheren mittelgradigen Bereich. Hiermit bestätigte sich auch *Hypothese IV*. Pearsons r zwischen der Subskala WAI-Goals und dem CDQ-R12 erreichte fast die vordefinierte Grenze für eine starke Korrelation. Auch wenn diese Ergebnisse bei einem $n = 66$ nicht überbewertet werden sollten, zeigten sich trotz der oben genannten Unterschiede zwischen den Stichproben von Geurtzen et al. (2018, 2019, 2023) und der unseren, sehr ähnliche Ergebnisse wie in den vorherigen Untersuchungen zur AvT. Die Reproduzierbarkeit dieses Befundes untermauert die Annahme einer echten positiven Beziehung zwischen Therapeutischer Allianz und AvT.

Unter Beachtung der Befunde vorheriger Untersuchungen wirft die positive Assoziation dieser beiden Konstrukte Fragen auf. Glanert et al. (2021) lieferten Hinweise darauf, dass eine höhere AvT weniger günstige Behandlungsergebnisse vorhersagen könnte. Gleichzeitig hängt die Güte der Therapeutischen Allianz mit besseren Therapieergebnissen zusammen (Flückiger et al., 2018). Dies trifft insbesondere für die vergleichsweise stark mit dem CDQ-R12 korrelierende konsensuelle Zielvereinbarung von Patient*innen und Therapeut*innen zu (Mackrill, 2010; Tryon et al., 2018). Trotz der divergenten Assoziationen dieser beiden Konstrukte mit dem Behandlungsergebnis, hing eine ausgeprägtere AvT in den bisherigen Untersuchungen mit einer höheren Qualität der Therapeutischen Allianz zusammen. Dieses Paradoxon spiegelt die Ambivalenz von Funktionalität und Dysfunktionalität der AvT in der Psychotherapie wider, die sich auch in der Literatur findet. So kamen Berk & Parker (2009) zu dem Schluss, dass ein gewisses Maß an Abhängigkeit für eine erfolgreiche Therapie notwendig sei, obwohl sie auch schädliche Nebenwirkungen und Übertherapie hervorrufen könne, indem sie die wahrgenommene Selbstwirksamkeit der Patient*innen untergrabe.

Geurtzen et al. (2019) erwogen außerdem, dass das Ausmaß der AvT ein bisher unbekanntes Niveau überschreiten müsse, um sich negativ auf das Behandlungsergebnis auszuwirken. Plausibel ist auch die Auffassung, dass eine bestimmte Qualität der von den Patient*innen wahrgenommenen Therapeutischen Allianz eine Voraussetzung für die Entwicklung von AvT ist. Nach Strongs (1968) klassischem Modell der sozialen Einflussnahme der Therapeut*innen auf das Verhalten von Patient*innen ist Abhängigkeit mit einer guten therapeutischen Beziehung assoziiert. Folglich trage dies zu einem höheren Maß an Einfluss seitens der Therapeut*innen bei, durch den diese wiederum die Adhärenz der Patient*innen erhöhen könnten (Rusbult et al., 2003 S. 260f.; Strong, 1968; Strong & Matross, 1973). AvT erwies sich jedoch in der Studie von Glanert et al. (2021) als Prädiktor für weniger günstige Therapieergebnisse. Eine aus einseitigen Abhängigkeiten beförderte hierarchische Therapeut*innen-Patient*innen-Beziehung könnte hierbei eine Rolle spielen. Schließlich könnte die von Patient*innen wahrgenommene Unterschiedlichkeit zu ihren Therapeut*innen möglicherweise zu einem geringeren Einfluss der letzteren führen (Byrne, 1961; Holmes et al., 2003 S. 388; Strong, 1968; Strong & Matross, 1973). Insofern lässt sich Strongs Theorie mit der Schlussfolgerung eines günstigen Einflusses auf die therapeutische Beziehung nur bedingt auf das Konstrukt der AvT anwenden. Auch die Auffassung, dass eine höhere Abhängigkeit vor allem zu Beginn der Behandlung förderlich für die Ausbildung einer Therapeutischen Allianz und für den Therapieerfolg und sei (Clemens, 2010; Geurtzen et al., 2019; Rozentel et al., 2016; Schermuly-Haupt et al., 2018), ist mit den Ergebnissen von Glanert et al. (2021) nicht vereinbar. Nach letzteren scheint eine höhere AvT gerade zu Beginn der Behandlung mit einem ungünstigeren Behandlungsergebnis verbunden zu sein. Damit bleibt offen, welches Niveau an AvT zu welchem Zeitpunkt optimal für eine erfolgreiche Therapie ist. Dies bietet Ansatzpunkte für zukünftige systematische, longitudinale Forschungsdesigns, welche die Zusammenhänge und Kausalitäten zwischen Therapeutischer Allianz, AvT und Behandlungsergebnis untersuchen sollten. Dies betonen auch andere Autor*innen (Geurtzen et al., 2018; Huprich et al., 2013).

Wir konnten keine Korrelationen zwischen dem WAI und dem HAQ berechnen, da in keiner der Teilstichproben beide Fragebögen erhoben wurden. Die Korrelationen zwischen den Subskalen von WAI beziehungsweise HAQ untereinander waren in unserer Stichprobe deutlich höher als die Fragebogen-übergreifenden Korrelationen zwischen den Subskalen des CDQ-R12 mit denen des WAI beziehungsweise des HAQ. Hieraus ergibt sich, dass der CDQ-R12 mit der AvT ein eigenständiges Konstrukt misst, welches nicht etwa nur einen Bestandteil der Therapeutischen Allianz darstellt. Gleichzeitig unterstreicht dies die Selektivität des CDQ-R12 im Sinne dessen, dass er divergente Konstrukte nicht mit erfasst (Bühner, 2011 S. 98).

Mit dem HAQ und dem WAI haben wir zwei Fragebögen ausgewertet, welche die wahrgenommene Qualität der Therapeutischen Allianz messen. Für den CDQ-R12 konnten wir jedoch nur erhebliche Korrelationen mit dem WAI und nicht mit dem HAQ feststellen. Der Grund für die unterschiedlichen Ergebnisse bei der Korrelation zwischen CDQ-R12 und HAQ beziehungsweise WAI könnte in den Inhalten der Items der jeweiligen Fragebögen liegen. Beim HAQ findet sich eine Fokussierung auf die Bedürfnisse der Patient*innen und ein Ausblick auf die Zeit nach der Therapie, zum Beispiel „Ich habe das Gefühl, dass ich mich jetzt selbst verstehen und mich selbstständig mit mir auseinandersetzen kann (das heißt auch dann, wenn ich mit dem Therapeuten/der Therapeutin keine weiteren Gespräche mehr habe)“. Die Items sind ausschließlich als sogenannte Ich-Botschaften formuliert. Der WAI zeigt inhaltlich einen geringeren Fokus auf die eigenen Gefühle und Bedürfnisse der Patient*innen. Viele Items beginnen mit den Worten „Meine Therapeutin/Mein Therapeut“ und beziehen sich auf Emotionen und Bedürfnisse der Behandelnden. Ein Beispiel hierfür ist das Item „Ich glaube meine Therapeutin/mein Therapeut mag mich“.

4.5.6 Zusammenhänge zwischen AvT und traumatischen Kindheitserlebnissen

Wir konnten keine signifikanten Assoziationen von AvT mit traumatischen Kindheitserfahrungen finden, sodass unsere Analysen keine Aussage über einen möglichen Zusammenhang zwischen diesen erlauben.

4.5.7 Zusammenhänge zwischen AvT und diagnostischer Entität

Bei dem Vergleich der diagnostischen Subgruppen zeigte sich in unserer Stichprobe eine höhere AvT bei Patient*innen mit einer BPD im Vergleich zu jenen mit einer MDD als Hauptdiagnose. Diese Ergebnisse stehen im Gegensatz zu denen von (Geurtzen et al., 2018), bei denen Teilnehmer*innen mit einer Persönlichkeitsstörung (hier wurde keine weitere Differenzierung vorgenommen) im Durchschnitt einen niedrigeren CDQ-Wert aufwiesen als andere Diagnosegruppen. Zusammenhänge zwischen AvT und der Hauptdiagnose von Betroffenen sollten in künftigen Studien weiter untersucht werden. Aufgrund der großen Unterschiede in unseren fünf Teilstichproben hinsichtlich des Behandlungssettings und der angewandten Behandlungsmethode sind auf Grundlage unserer Ergebnisse keine generellen Rückschlüsse auf die Zusammenhänge zwischen AvT und der diagnostischen Entität zu ziehen. Auch wenn der Vergleich der Diagnosegruppen von ausschließlich ambulant behandelten Proband*innen den höheren CDQ-R12-Wert bei BPD-diagnostizierten Patient*innen im Vergleich zu jenen mit depressiver Störung bestätigt, müssen unsere Ergebnisse mit Vorsicht interpretiert werden. Schließlich handelt es sich um eine Studie mit Pilotcharakter und der CDQ-R12 wurde in dieser Form zum ersten Mal angewendet und untersucht.

4.5.8 Zusammenhänge zwischen AvT und soziodemographischen Merkmalen

In dieser ersten Untersuchung des CDQ-R12 haben wir hinsichtlich des Bildungsstatus der Proband*innen signifikante Unterschiede in der AvT gefunden. Bei Teilnehmer*innen ohne Abschluss oder mit niedrigerem Bildungsstatus stellten wir eine höhere AvT fest als bei jenen mit mittlerer bis höherer Bildung. Dieser Zusammenhang deckt sich mit der Theorie der sozialen Verursachungshypothese, einem im Forschungsdiskurs relevanten Phänomen. Nach dieser liegt eine gegenseitige kausale Beziehung zwischen dem sozioökonomischen Status und der Gesundheit einer Person vor. In Untersuchungen zu diesem Zusammenhang konnte gezeigt werden, dass ein initial niedrigerer sozioökonomischer Status eine höhere Morbidität und Mortalität verursachte. Gleichzeitig führte ein initial morbiderer Gesundheitszustand zu Selektionseffekten im Sinne einer ungünstigeren sozioökonomischen Entwicklung

(Halleröd & Gustafsson, 2011; Mackenbach et al., 2008). Eine höhere Ausprägung der AvT ging in unserer, wie auch den weiteren bisherigen Untersuchungen, mit einer höheren Morbidität im Sinne einer höheren Symptomschwere sowie eines ungünstigeren Therapieergebnisses einher (Geurtzen et al., 2018, 2019, 2023; Glanert et al., 2021). Daher ist unser Ergebnis, dass ein niedrigerer sozioökonomischer Status ebenfalls mit einer stärkeren AvT einherging, plausibel. Dazu passt auch die oben erwähnte negative Korrelation der AvT mit der wahrgenommenen sozialen Unterstützung. Diese Befunde deuten auf einen höheren sozialpsychiatrischen Unterstützungsbedarf derjenigen Patient*innen hin, die eine höhere Ausprägung von AvT aufweisen. Insofern könnte der CDQ-R12 als ROM auch über die Psychotherapie hinaus in der interdisziplinären Arbeit des therapeutischen Teams eine Rolle bei der Planung von Maßnahmen und deren Evaluation spielen. Hinsichtlich des Geschlechts, des Alters, des Familienstands und des Berufsstatus unserer Teilnehmer*innen konnten wir keine Zusammenhänge mit der AvT feststellen.

4.6 Implikationen für die klinische Praxis

Die Integration eines ROMs in die klinische Praxis, welches speziell die AvT als Nebenwirkung der Psychotherapie untersucht, sehen wir als hochrelevant an. Wie oben beschrieben, legen alle bisherigen Untersuchungen des CDQ und nun auch des CDQ-R12, Zusammenhänge zwischen AvT, Therapeutischer Allianz und dem Therapieergebnis nahe. Diese Befunde weisen auf die Relevanz der Anwendung des CDQ-R12 als Werkzeug zur komplexen Erörterung von Funktionalität und nachteiliger Wirkung der AvT in Form eines ROM hin. Zusätzlich zeigte sich in mehreren Studien, dass es Therapeut*innen schwerfällt, unerwünschte Wirkungen des eigenen psychotherapeutischen Handelns als solche zu erkennen. Gründe hierfür könnten demnach neben dem Attributionsbias, welcher die Beschäftigung mit negativen Folgen des eigenen Handelns erschwert, auch der Mangel an strukturierter Evaluation von Nebenwirkungen der Psychotherapie sein (de Wilde Brand et al., 2022; Linden et al., 2018; Schermuly-Haupt et al., 2018). Die Anwendung von geeigneten ROMs und deren Evaluation im therapeutischen Team könnte das Erkennen und Charakterisieren von

unerwünschten Nebenwirkungen der Psychotherapie und die Evaluation, der daraus zu ziehenden Konsequenzen erleichtern. Hierdurch könnte die Qualität der Behandlung verbessert werden (de Wilde Brand et al., 2022). Die Implementation von ROMs hat sich in bisherigen Untersuchungen als hilfreich bei der Förderung der Teilhabe der Patient*innen an behandlungsbezogenen Entscheidungen erwiesen (van der Feltz-Cornelis et al., 2014). Metz et al. (2019) führten eine randomisierte kontrollierte Studie zur Untersuchung der Effekte von partizipativer Entscheidungsfindung mithilfe der strukturierten Nutzung von ROMs in der Psychotherapie durch. Sie konnten zwar keine signifikanten Auswirkungen auf das Behandlungsergebnis finden, jedoch gaben die Proband*innen unter Nutzung von ROMs weniger Entscheidungskonflikte an. Die psychotherapeutische Versorgung könnte demnach durch das klinische Feedback mithilfe der ROMs von einer offeneren Fehlerkultur profitieren, in der das Eingestehen von Fehlern in der Behandlung, Möglichkeiten zur Korrektur dieser oder auch zum Therapeut*innen-Wechsel erleichtert beziehungsweise erst eröffnet werden (de Wilde Brand et al., 2022). So könnten durch die strukturierte Evaluation der Behandlung mithilfe der fest eingeplanten Durchführung des CDQ-R12 als ROMs die Behandlungsqualität verbessert und Misserfolge verhindert werden. Die Anwendung des CDQ-R12 könnte Therapeut*innen dabei unterstützen, die Induktion von AvT durch überfürsorgliches Verhalten mit Beeinträchtigung des Selbstwirksamkeitsempfindens zu vermeiden. Gleichzeitig könnte mit dem Fragebogen eine übermäßig distanzierte therapeutische Haltung detektiert werden, welche bei den Patient*innen eine Verunsicherung oder Defizitorientierung bewirken könnte. Durch die Feststellung eines adäquaten Maßes an fürsorglichem beziehungsweise distanzierendem Auftreten den Patient*innen gegenüber könnten folglich mithilfe des CDQ-R12 symptomatische Verschlechterung und erfolglose Therapien vermieden werden (Linden et al., 2018). Speziell zum Ende der Behandlung könnte der CDQ-R12 als ROM überdies dazu dienen, den möglicherweise vorliegenden Bedarf der Adressierung AvT-assoziierter dysfunktionaler Kognitionen der Patient*innen zu evaluieren. Nach Detektion von erlebter Hilflosigkeit oder einem Mangel an wahrgenommenen Alternativen zu der

Behandlung, könnten die Patient*innen effektiver bei deren Überwindung unterstützt werden. Der positive Zusammenhang zwischen AvT und konsensueller Vereinbarung von Therapiezielen könnte genutzt werden, um die Autonomie der Patient*innen zu fördern. Hierfür könnten die Zielvereinbarungen insbesondere bei ausgeprägter AvT während der Therapie wiederholt durch Patient*innen und Therapeut*innen strukturiert reevaluiert werden. Hierdurch könnten Autonomie-hemmende Therapieziele der Patient*innen detektiert werden. Dem individuellen Bedarf der Betroffenen entsprechend, könnte das therapeutische Team durch Beratung und therapeutische Interventionen die Selbstwirksamkeit und das Therapieergebnis nachhaltig verbessern (Geurtzen et al., 2023; Mackrill, 2010; Tryon et al., 2018).

4.7 Limitationen und Stärken

Eine der Stärken unserer Studie ist, dass wir die erste EFA mit simultaner Inklusion aller 18 Items des CDQ in einer Analyse durchgeführt haben. Dies könnte zu einer weniger verzerrten faktoriellen Struktur des CDQ-R12 im Vergleich zur ursprünglich postulierten Zusammensetzung des CDQ geführt haben. Die große Bandbreite unterschiedlicher Ausprägungen von AvT in unserer Stichprobe unterstreicht deren Eignung für die Untersuchung psychometrischer Merkmale der nun faktoriell validierten Version CDQ-R12.

Der CDQ-R12 und alle anderen für unsere Analysen verwendeten Messinstrumente erwiesen sich als reliabel. Durch die Auswahl der Testverfahren konnten wir einerseits in anderen Studien gefundene Zusammenhänge erneut überprüfen. Andererseits haben wir mit dem CTQ und dem IIP32 weitere Zusammenhänge des bisher wenig erforschten Konstrukts der AvT untersucht.

Darüber hinaus verfügten wir über umfangreiche soziodemographische Informationen unserer Proband*innen. Dies ermöglichte einen Erkenntnisgewinn des Einflusses dieser auf die AvT durch unsere Ergebnisse. Auch die Untersuchung der Unterschiede von AvT zwischen Proband*innen mit den diagnostischen Entitäten MDD beziehungsweise BPD stellt ein Novum dar.

Zu den Schwächen dieser Studie gehört ihr Querschnittsdesign, welches die Zulässigkeit von Schlussfolgerungen aus den von uns berechneten Korrelationen einschränkt. Auch wenn die Größe unserer Stichprobe die anderer Untersuchungen des CDQ übersteigt (Geurtzen et al., 2018, 2023; Glanert et al., 2021), ist zu beachten, dass unsere Stichprobe ($n = 376$) deutlich kleiner ist als die der Testentwickler ($n = 742$) in der ersten Untersuchung der faktoriellen Struktur (Geurtzen et al., 2018). Darüber hinaus könnte die Herkunft der Daten aus naturalistischen Settings, die den klinischen Alltag abbilden, zu einer eingeschränkten Vergleichbarkeit der Stichprobe mit der Allgemeinbevölkerung hinsichtlich ihrer soziodemographischen Merkmale geführt haben. Die Vergleichbarkeit mit der Stichprobe der Erstuntersuchung der Faktorenstruktur ist jedoch aus soziodemographischer Sicht gegeben (Geurtzen et al., 2018), was die Vermutung stärkt, dass die unterschiedliche Faktorenlösung am ehesten aus den unterschiedlichen Methoden und nicht etwa aus großen Unterschieden in den Stichproben resultiert. Die Tatsache, dass sich unsere Stichprobe aus Teilnehmer*innen von mehreren Studien zusammensetzt, kann als Schwäche oder Stärke gesehen werden. Sie macht die Daten weniger homogen, auch wenn nur Proband*innen mit den Hauptdiagnosen BPD oder MDD teilnehmen konnten. Die Daten unterscheiden sich in der Dauer der Therapie bis zur Messung am Ende der Behandlung, was die Daten heterogen macht. Durch die Heterogenität unserer Stichprobe verringerte sich jedoch das Risiko von systematischen Störvariablen der einzelnen Studien. Dies könnte somit eine höhere Generalisierbarkeit der Ergebnisse begründen.

Insgesamt brachen 64 Proband*innen die Studienteilnahme ab oder konnten aufgrund eines unvollständigen Ausfüllens des CDQ nicht in die Hauptanalysen-EFA einbezogen werden. Eine der Stärken dieser Arbeit liegt in der umfangreichen Analyse des Einflusses dieser Dropout-Stichprobe auf die Ergebnisse unserer Untersuchungen. Um herauszufinden, ob dieser Umstand unsere Ergebnisse verzerrt hat, führten wir eine Sensitivitätsanalyse mit Daten des jeweils ersten verfügbaren Messzeitpunkts sowie eine umfangreiche Dropout-Analyse durch. Es ergaben sich jeweils keine Hinweise auf die Verzerrung der Ergebnisse unserer Analysen durch Abbruch der

Studienteilnahme oder unvollständiges Ausfüllen des CDQ. Die Gruppenvergleichsanalysen zeigten keinen Unterschied zwischen der Dropout- zur Hauptanalysen-Stichprobe hinsichtlich der Ausprägung von AvT, explizit selbst angegebener Abhängigkeit sowie den meisten anderen klinisch relevanten Variablen. Es ergaben sich auch keine Hinweise darauf, dass unsere Ergebnisse durch den Teilnahmeabbruch besonders symptomatischer Patient*innen verzerrt wurden. Ganz im Gegenteil ergaben unsere Analysen eine höhere Schwere der depressiven Symptomatik für unser Hauptanalysen-Stichprobe. Betrachtet man den Rückgang der depressiven Symptomatik in dieser (von QIDS-*Mittelwert* = 17.99 beim ersten Erhebungszeitpunkt auf QIDS-*Mittelwert* = 9.87 zum letzten Erhebungszeitpunkt mit den Daten der Hauptanalyse), so liegt nahe, dass auch eine ausgeprägte Schwere der depressiven Symptomatik mit besonderem therapeutischen Unterstützungsbedarf unsere Analysen nicht verzerrt hat. Ansonsten fand sich hinsichtlich aller übrigen Variablen, die sich in unseren Analysen mit der AvT assoziiert zeigten (Diagnose, Bildungsstatus, Güte der Therapeutischen Allianz, soziale Unterstützung und interpersonelle Probleme) kein Unterschied zwischen den Proband*innen, die in unsere Hauptanalyse mit einbezogen werden konnten und denjenigen der Dropout-Stichprobe. Hierdurch konnten wir sicherstellen, dass unsere Analysen nicht durch den Abbruch der Studienteilnahme von durch ausgeprägte AvT besonders belasteten Proband*innen verzerrt wurde. Keines der Items des CDQ-R12 wurde besonders häufig ausgelassen. Die zusätzlich durchgeführten EFAs unter Ersetzen der fehlenden Werte durch den Item-*Mittelwert* sowie mit den Daten des ersten Erhebungszeitpunktes resultierten in der gleichen Faktorenlösung wie unsere Hauptanalysen-EFA. Diese Ergebnisse unserer zusätzlichen Untersuchungen untermauern die Validität unserer Faktorenlösung und die Eignung der verbleibenden Items des CDQ-R12 zur Messung der AvT.

Unsere Daten wurden in einer westlichen Stichprobe in Zentraleuropa erhoben. Kulturell unterschiedliche Konzeptualisierungen von AvT und Abhängigkeit im Allgemeinen könnten in anderen Teilen der Welt zu anderen Ergebnissen führen

(Bornstein, 2012; Markus & Kitayama, 1991; Tait, 1997). Das begrenzt die Generalisierbarkeit unserer Ergebnisse auf westliche Kulturkreise.

4.8 Schlussfolgerung

Zusammenfassend konnten wir mit dieser Studie eine revidierte Version des CDQ, den CDQ-R12, mit adäquaten psychometrischen Eigenschaften entwickeln. Da es sich um ein Selbstbeurteilungsverfahren handelt, ist zu beachten, dass es, wie jedes andere Instrument dieser Art, anfällig für Simulationstendenzen ist. Wenn solche Tendenzen oder eine verzerrte Selbstwahrnehmung der Patient*innen vermutet werden, sollte dies bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden. Der CDQ-R12 bietet mit seinen zwölf Items und der einfachen Auswertung durch Mittelwertbildung ein hohes Maß an Alltagstauglichkeit. Auch wenn es bereits replizierte Hinweise auf einen Zusammenhang zwischen AvT und psychiatrischer Symptomschwere gibt, können durch unsere Studie aus den oben genannten Gründen nur eingeschränkt Schlussfolgerungen für die klinische Arbeit gezogen werden. Es bedarf weiterer Forschung, um potenziellen Nutzen sowie Risiken von AvT in der Psychotherapie zu untersuchen und somit konkrete klinische Konsequenzen aus den Ergebnissen zu ziehen. Der CDQ-R12, welcher das einzige existierende psychometrisch und faktoriell validierte direkte Maß für dieses Konstrukt in der psychiatrischen Versorgung bietet, kann hierfür ein wertvolles Instrument sein und sollte als ROM regelhaft in wissenschaftlichen Untersuchungen von Nebenwirkungen der Psychotherapie implementiert werden. Die Gewinnung normativer Daten durch die Zusammenführung mehrerer Studien könnte helfen, Schwellenwerte zu bestimmen. Auch wenn erste Studien keine Unterschiede in der AvT beim Vergleich zweier verschiedener Behandlungsformen für depressive Störungen festgestellt haben (Glanert et al., 2021), sollten künftige Studien auch den Einfluss verschiedener Therapiekonzepte auf die AvT untersuchen.

4.9 Ausblick

Die Gegenüberstellung der beiden resultierenden Versionen des CDQ erfordert weitere Untersuchungen. Eine CFA bietet sich für den Vergleich der jeweiligen Modell-

Passungen der Faktorenlösungen von der Initialversion des CDQ mit der des CDQ-R12 an. Mit dieser können theoretisch oder empirisch begründete Modelle auf ihre Passung zu den verwendeten Daten getestet oder mit alternativen Modellen verglichen werden (Bühner, 2011 S. 380). Da wir in unseren Analysen darauf geachtet haben, grundsätzlich möglichst ähnliche Methoden zu verwenden wie Geurtzen et al. (2018) sind die jeweiligen Faktorenlösungen gut miteinander zu vergleichen. Eine andere Möglichkeit wäre es, die Analyse mit den von uns getroffenen Einstellungen an einem anderen Datensatz zu wiederholen und die Ergebnisse zu vergleichen (Bühner, 2011 S. 330). Zu diesem Zweck könnten beispielsweise die Datensätze der Studien von Geurtzen et al. (2018, 2019, 2023) zum CDQ verwendet werden. Sollte eine solche Analyse nicht die gleiche Faktorenlösung wie die in unserer Untersuchung gefundene ergeben, sollten die Item-Varianzen verglichen werden. Diese könnten Unterschiede in der Homogenität der jeweiligen Stichproben als mögliche Ursache detektieren (Bühner, 2011 S. 330).

Wir halten die Anwendung des CDQ-R12 als ROM für sinnvoll. Eine regelhafte Erhebung könnte dabei helfen, die Zusammenhänge und Kausalitäten zwischen AvT und verschiedenen Behandlungsergebnissen besser zu verstehen. Darüber hinaus könnten hierdurch Schwellenwerte oder prädisponierende Umstände für einen negativen Einfluss der AvT auf das Behandlungsergebnis identifiziert werden. Eine regelhafte Erhebung des CDQ-R12 könnte auch unmittelbaren klinisch-praktischen Benefit bringen. Die Therapeut*innen könnten dabei unterstützt werden, das individuell angemessene Maß zwischen professioneller Distanz und therapeutischer Fürsorge für die jeweiligen Patient*innen zu ermitteln. Therapeut*innen und Patient*innen könnten hieraus im Sinne einer partizipativen Entscheidungsfindung perspektivisch gemeinsam Schlüsse für die Behandlung ziehen.

5. Zusammenfassung

Fragestellung

Patient*innen können im Rahmen einer Psychotherapie Abhängigkeit von ihren Therapeut*innen (AvT) entwickeln. Es ist unklar, welchen Einfluss AvT auf den Therapieerfolg hat. Daher wurde der Care Dependency Questionnaire (CDQ) zur Messung der AvT entwickelt. Ziel dieser Arbeit ist die psychometrische und faktorielle Validierung der deutschen Version des CDQ.

Material und Methoden

Wir verwendeten Datensätze von fünf prospektiven Beobachtungsstudien in ambulanten und tagesklinischen Einrichtungen, um eine explorative Faktorenanalyse (EFA) des CDQ durchzuführen. Wir untersuchten seine psychometrischen Eigenschaften und Korrelationen zwischen ihm und anderen relevanten Variablen.

Ergebnisse

Wir bezogen 376 Patient*innen in unsere EFA ein, die eine von der Initialversion abweichende faktorielle Struktur ergab. Daher schlugen wir den revidierten CDQ-R12 mit drei Subskalen von jeweils vier Items vor. Der CDQ-R12 ist reliabel ($\alpha = .917$) und er korrelierte positiv mit der selbst eingeschätzten AvT ($r = .242$), der Symptomschwere ($r = .481$ bzw. $.395$), der Therapeutischen Allianz ($r = .380$) und zwischenmenschlichen Problemen ($r = .338$), während er negativ mit der sozialen Unterstützung assoziiert war ($r = -.243$) (p jeweils $< .01$). Patient*innen mit Borderline-Persönlichkeitsstörung zeigten einen höheren CDQ-R12-Wert als jene mit depressiver Störung ($r = .13$, $p = .013$).

Diskussion

Der CDQ-R12 weist akzeptable psychometrische Eigenschaften auf. Er eignet sich daher zur Erforschung der Frage, welchen Einfluss AvT auf den Erfolg von Psychotherapie hat. Der CDQ-R12 wurde in dieser Form zum ersten Mal in einer Studie untersucht, welche Pilotcharakter hat. Daher sollten unsere Ergebnisse durch den Anschluss weiterer Untersuchungen überprüft werden.

6. Verwendete Ressourcen

Am Institut für Medizinische Biometrie und Statistik der Universität zu Lübeck wurde eine biometrische Beratung im Umfang von circa zwei Stunden in Anspruch genommen.

7. Literaturverzeichnis

- Abi-Habib, R., & Luyten, P. (2013). The role of Dependency and Self-Criticism in the relationship between anger and depression. *Personality and Individual Differences* 55, 921–925. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2013.07.466>
- American Psychiatric Association (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: Fifth Edition*. 5. Aufl., American Psychiatric Publishing, Arlington, Virginia.
- Arntz, A., & van Genderen, H. (2009). *Schema Therapy for Borderline Personality Disorders*. 1. Aufl., John Wiley & Sons Ltd., Chichester, West Sussex
- Arntz, A., van den Hoorn, M., Cornelis, J., Verheul, R., van den Bosch, W. M. C., & de Bie, A. J. H. T. (2003). Reliability and Validity of the Borderline Personality Disorder Severity Index. *Journal of Personality Disorders* 17, 45–59. <https://doi.org/10.1521/pedi.17.1.45.24053>
- Barkham, M., Hardy, G. E., & Startup, M. (1996). The IIP-32: A short version of the Inventory of Interpersonal Problems. *British Journal of Clinical Psychology* 35, 21–35. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1996.tb01159.x>
- Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the Process of Cross-Cultural Adaptation of Self-Report Measures: *Spine* 25, 3186–3191. <https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014>
- Berk, M., & Parker, G. (2009). The elephant on the couch: side-effects of psychotherapy. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry* 43, 787–794. <https://doi.org/10.1080/00048670903107559>

- Bernstein, D. P., Fink, L., Handelsman, L., Foote, J., Lovejoy, M., Wenzel, K., Sapareto, E., & Ruggiero, J. (1994). Initial reliability and validity of a new retrospective measure of child abuse and neglect. *The American Journal of Psychiatry* 151, 1132–1136. <https://doi.org/10.1176/ajp.151.8.1132>
- Bernstein, I. H., Rush, A. J., Carmody, T. J., Woo, A., & Trivedi, M. H. (2007). Clinical vs. Self-report versions of the quick inventory of depressive symptomatology in a public sector sample. *Journal of Psychiatric Research* 41, 239–246. <https://doi.org/10.1016/j.jpsychires.2006.04.001>
- Blatt, S. J. (1974). Levels of Object Representation in Anaclitic and Introjective Depression. *The Psychoanalytic Study of the Child* 29, 107–157. <https://doi.org/10.1080/00797308.1974.11822616>
- Bordin, E. S. (1979). The generalizability of the psychoanalytic concept of the working alliance. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice* 16, 252–260. <https://doi.org/10.1037/h0085885>
- Bornstein, R. F. (1992). The Dependent Personality: Developmental, Social, and Clinical Perspectives. *Psychological Bulletin* 112, 3–23. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.112.1.3>
- Bornstein, R. F. (1994). Adaptive and maladaptive aspects of dependency: An integrative review. *American Journal of Orthopsychiatry* 64, 622–635. <https://doi.org/10.1037/h0079563>
- Bornstein, R. F. (2005). The Dependent Patient: Diagnosis, Assessment, and Treatment. *Professional Psychology: Research and Practice* 36, 82–89. <https://doi.org/10.1037/0735-7028.36.1.82>

- Bornstein, R. F. (2006). The complex relationship between dependency and domestic violence: Converging psychological factors and social forces. *American Psychologist* 61, 595–606. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.61.6.595>
- Bornstein, R. F. (2012). From Dysfunction to Adaptation: An Interactionist Model of Dependency. *Annual Review of Clinical Psychology* 8, 291–316. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032511-143058>
- Bornstein, R. F., Languirand, M. A., Geiselman, K. J., Creighton, J. A., West, M. A., Gallagher, H. A., & Eisenhart, E. A. (2003). Construct Validity of the Relationship Profile Test: A Self-Report Measure of Dependency-Detachment. *Journal of Personality Assessment* 80, 64–74. https://doi.org/10.1207/S15327752JPA8001_15
- Bornstein, R. F., & O'Neill, R. M. (2000). Dependency and suicidality in psychiatric inpatients. *Journal of Clinical Psychology* 56, 463–473. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1097-4679\(200004\)56:4<463::AID-JCLP2>3.0.CO;2-5](https://doi.org/10.1002/(SICI)1097-4679(200004)56:4<463::AID-JCLP2>3.0.CO;2-5)
- Bowlby, J. (1988). *A secure base: Parent-child attachment and healthy human development*. 1. Aufl., Basic Books, New York.
- Bowlby, J. (1969). *Attachment and loss, Volume 1, Attachment*. 2. Aufl., Basic Books, New York.
- Bressi Nath, S., Alexander, L. B., & Solomon, P. L. (2012). Case managers' perspectives on the therapeutic alliance: A qualitative study. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 47, 1815–1826. <https://doi.org/10.1007/s00127-012-0483-z>

Bühner, M. (2011). Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion, 3. Aufl., Pearson Studium, München.

Bundespsychotherapeutenkammer (2013). 10 Tatsachen zur Psychotherapie, BPtK-Standpunkt. KomPart Verlagsgesellschaft, Berlin. https://www.bptk.de/wp-content/uploads/2019/01/20130412_BPtK_Standpunkt_10_Tatsachen_Psychotherapie.pdf (Tag des letzten Zugriffs: 16.03.2026).

Burke, A., & Haslam, N. (2001). Relations between personality and depressive symptoms: A multimeasure study of dependency, autonomy, and related constructs. *Journal of Clinical Psychology* 57, 953–961. <https://doi.org/10.1002/jclp.1061>

Byrne, D. (1961). Interpersonal attraction and attitude similarity. *The Journal of Abnormal and Social Psychology* 62, 713–715. <https://doi.org/10.1037/h0044721>

Bystedt, S., Rozental, A., Andersson, G., Boettcher, J., & Carlbring, P. (2014). Clinicians' Perspectives on Negative Effects of Psychological Treatments. *Cognitive Behaviour Therapy* 43, 319–331. <https://doi.org/10.1080/16506073.2014.939593>

Clemens, N. A. (2010). Dependency on the Psychotherapist. *Journal of Psychiatric Practice* 16, 50–53. <https://doi.org/10.1097/01.pra.0000367778.34130.4a>

Coaley, K. (2010). An Introduction to Psychological Assessment and Psychometrics. 1. Aufl., SAGE Publications Ltd., London.

Cohen, J. (1988). Statistical power analysis for the behavioral sciences, 2. Aufl., Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, New Jersey.

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*, 2. Aufl., Lawrence Erlbaum Associates, Hillsdale, New Jersey.

Coyne, J. C., & Whiffen, V. E. (1995). Issues in Personality as Diathesis for Depression: The Case of Sociotropy-Dependency and Autonomy-Self-Criticism. *Psychological Bulletin* 118, 358–378. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.118.3.358>

Cuijpers, P., Reijnders, M., Karyotaki, E., de Wit, L., & Ebert, D. D. (2018). Negative effects of psychotherapies for adult depression: A meta-analysis of deterioration rates. *Journal of Affective Disorders* 239, 138–145. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2018.05.050>

de Wilde Brand, O., Clarke, S., & Arntz, A. (2022). The use of borderline personality disorder severity index-iv feedback in adjusting borderline personality disorder treatment: Therapists and patients perspectives. *BMC Psychiatry* 22, Article 469. <https://doi.org/10.1186/s12888-022-04104-w>

Denckla, C. A., Mancini, A. D., Bornstein, R. F., & Bonanno, G. A. (2011). Adaptive and maladaptive dependency in bereavement: Distinguishing prolonged and resolved grief trajectories. *Personality and Individual Differences* 51, 1012–1017. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2011.08.014>

di Giacomo, E., Arntz, A., Fotiadou, M., Aguglia, E., Barone, L., Bellino, S., Carpiniello, B., Colmegna, F., Lazzari, M., Lorettu, L., Pinna, F., Sicaro, A., Signorelli, M. S., the BRT Group, & Clerici, M. (2018). The Italian Version of the Borderline Personality Disorder Severity Index IV: Psychometric Properties, Clinical

- Usefulness, and Possible Diagnostic Implications. *Journal of Personality Disorders* 32, 207–219. https://doi.org/10.1521/pedi_2017_31_294
- Eich, H. S., Kriston, L., Schramm, E., & Bailer, J. (2018). The German version of the helping alliance questionnaire: Psychometric properties in patients with persistent depressive disorder. *BMC Psychiatry* 18, Article 107. <https://doi.org/10.1186/s12888-018-1697-8>
- Elvins, R., & Green, J. (2008). The conceptualization and measurement of therapeutic alliance: An empirical review. *Clinical Psychology Review* 28, 1167–1187. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2008.04.002>
- Fassbinder, E., Assmann, N., Schaich, A., Heinecke, K., Wagner, T., Sipos, V., Jauch-Chara, K., Hüppe, M., Arntz, A., & Schweiger, U. (2018). PRO*BPD: Effectiveness of outpatient treatment programs for borderline personality disorder: a comparison of Schema therapy and dialectical behavior therapy: study protocol for a randomized trial. *BMC Psychiatry* 18, Article 341. <https://doi.org/10.1186/s12888-018-1905-6>
- Field, A. P. (2009). *Discovering statistics using SPSS: And sex, drugs and rock „n“ roll*. 3. Aufl., SAGE Publications Ltd., London.
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E., & Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy* 55, 316–340. <https://doi.org/10.1037/pst0000172>
- Fowler, J. C., Brunnschweiler, B., Swales, S., & Brock, J. (2005). Assessment of Rorschach Dependency Measures in Female Inpatients Diagnosed With

- Borderline Personality Disorder. *Journal of Personality Assessment* 85, 146–153. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa8502_07
- Fydrich, T., Sommer, G., Tydecks, S., & Brähler, E. (2009). Fragebogen zur sozialen Unterstützung (F-SozU): Normierung der Kurzform (K-14). *Zeitschrift für Medizinische Psychologie* 18, 43–48. https://doi.org/10.3233/ZMP-2009-18_1_08
- Geurtzen, N., Karremans, J. C., Keijsers, G. P. J., & Hutschemaekers, G. J. M. (2023). “I Need You!” Patients’ Care Dependency Patterns During Psychotherapy for Personality Disorders and Its Association with Symptom Reduction and Wish for Treatment Continuation. *Journal of Contemporary Psychotherapy* 53, 257–267. <https://doi.org/10.1007/s10879-022-09578-z>
- Geurtzen, N., Keijsers, G. P. J., Karremans, J. C., & Hutschemaekers, G. J. M. (2018). Patients’ care dependency in mental health care: Development of a self-report questionnaire and preliminary correlates. *Journal of Clinical Psychology* 74, 1189–1206. <https://doi.org/10.1002/jclp.22574>
- Geurtzen, N., Keijsers, G. P. J., Karremans, J. C., & Hutschemaekers, G. J. M. (2019). Care dependency may help and hurt psychological treatment: A treatment-analogue study with students in clinical training. *Journal of Psychotherapy Integration* 29, 374–388. <https://doi.org/10.1037/int0000150>
- Glanert, S., Sürig, S., Grave, U., Fassbinder, E., Schwab, S., Borgwardt, S., & Klein, J. P. (2021). Investigating Care Dependency and Its Relation to Outcome (ICARE): Results From a Naturalistic Study of an Intensive Day Treatment Program for

Depression. *Frontiers in Psychiatry* 12, Article 644972.

<https://doi.org/10.3389/fpsyt.2021.644972>

Grabe, H. J., & Giertz, K. (2020). Die Borderline-Persönlichkeitsstörung in den psychosozialen, psychotherapeutischen und psychiatrischen Versorgungssystemen von Deutschland. *Psychotherapie Forum* 24, 100–107.

<https://doi.org/10.1007/s00729-020-00147-0>

Hadley, S. W. (1976). Contemporary Views of Negative Effects in Psychotherapy: An Integrated Account. *Archives of General Psychiatry* 33, 1291–1302.

<https://doi.org/10.1001/archpsyc.1976.01770110019001>

Halleröd, B., & Gustafsson, J.-E. (2011). A longitudinal analysis of the relationship between changes in socio-economic status and changes in health. *Social Science & Medicine*, 72, 116–123.

<https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2010.09.036>

Hannibal, N., Domingo, M. R., Valentin, J. B., & Licht, R. W. (2017). Feasibility of Using the Helping Alliance Questionnaire II as a Self-Report Measure for Individuals with a Psychiatric Disorder Receiving Music Therapy. *Journal of Music Therapy*,

54, 287–299. <https://doi.org/10.1093/jmt/thx009>

Hatcher, R. L., & Gillaspay, J. A. (2006). Development and validation of a revised short version of the working alliance inventory. *Psychotherapy Research* 16, 12–25.

<https://doi.org/10.1080/10503300500352500>

Hatcher, R. L., Lindqvist, K., & Falkenström, F. (2020). Psychometric evaluation of the Working Alliance Inventory—Therapist version: Current and new short forms.

Psychotherapy Research 30, 706–717.

<https://doi.org/10.1080/10503307.2019.1677964>

Herpertz, S. C., Herpertz, S., Schaff, C., Roth-Sackenheim, C., Falkai, P., Henningsen, P., Holtmann, M., Bergmann, F., & Langkafel, M. (2011). Studie zur Versorgungsforschung: Spezifische Rolle der Ärztlichen Psychotherapie - Vorläufiger Abschlussbericht. Bundesärztekammer, Berlin. https://www.bundesaerztekammer.de/fileadmin/user_upload/_old-files/downloads/aerztliche-psychotherapie-herpertz.pdf (Tag des letzten Zugriffs: 07.03.2026).

Hoffmann, S. O., Rudolf, G., & Strauß, B. (2008). Unerwünschte und schädliche Wirkungen von Psychotherapie: Eine Übersicht mit dem Entwurf eines eigenen Modells. *Psychotherapeut* 53, 4–16. <https://doi.org/10.1007/s00278-007-0578-2>

Holmes, J. G. (2003). Twists of Fate: Coping with an Uncertain Future. In: Kelley, H. H., Holmes, J. G., Kerr, N. L., Reis, H. T., Rusbult, C. E., & van Lange, P. A. M. (Hrsg.): *An Atlas of Interpersonal Situations*. 1. Aufl., 370, Cambridge University Press, Cambridge.

Horowitz, L. M., Rosenberg, S. E., Baer, B. A., Ureno, G., & Villasenor, V. S. (1988). Inventory of Interpersonal Problems: Psychometric Properties and Clinical Applications. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 56, 885–892. <https://doi.org/10.1037//0022-006x.56.6.885>

- Horvath, A. O., & Greenberg, L. S. (1989). Development and Validation of the Working Alliance Inventory. *Journal of Counseling Psychology* 36, 223–233. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.36.2.223>
- Huprich, S., Rosen, A., & Kiss, A. (2013). Manifestations of interpersonal dependency and depressive subtypes in outpatient psychotherapy patients: Dependency and health status. *Personality and Mental Health* 7, 223–232. <https://doi.org/10.1002/pmh.1222>
- Husted, J. A., Cook, R. J., Farewell, V. T., & Gladman, D. D. (2000). Methods for assessing responsiveness: A critical review and recommendations. *Journal of Clinical Epidemiology* 53, 459–468. [https://doi.org/10.1016/s0895-4356\(99\)00206-1](https://doi.org/10.1016/s0895-4356(99)00206-1)
- Jacobi, F., Höfler, M., Strehle, J., Mack, S., Gerschler, A., Scholl, L., Busch, M. A., Maske, U., Hapke, U., Gaebel, W., Maier, W., Wagner, M., Zielasek, J., & Wittchen, H.-U. (2014). Psychische Störungen in der Allgemeinbevölkerung: Studie zur Gesundheit Erwachsener in Deutschland und ihr Zusatzmodul Psychische Gesundheit (DEGS1-MH). *Der Nervenarzt* 85, 77–87. <https://doi.org/10.1007/s00115-013-3961-y>
- Jäger, S., & Franke, G. H. (2010). Der Fragebogen zur sozialen Unterstützung: Psychometrische Prüfung an einer Stichprobe Studierender. *Klinische Diagnostik und Evaluation* 3, 427–446.
- Jonsson, U., Alaie, I., Parling, T., & Arnberg, F. K. (2014). Reporting of harms in randomized controlled trials of psychological interventions for mental and

- behavioral disorders: A review of current practice. *Contemporary Clinical Trials* 38, 1–8. <https://doi.org/10.1016/j.cct.2014.02.005>
- Kantor, M. (2003). *Distancing: Avoidant personality disorder, Revised and Expanded*. 1. Aufl., Praeger Publishers, Westport, Connecticut.
- Kassenärztliche Bundesvereinigung. (2021). *Honorarbericht Quartal 02/2020*. Kassenärztliche Bundesvereinigung, Berlin. <https://www.kbv.de/html/honorarbericht.php> (Tag des letzten Zugriffs: 11.05.2022).
- Kelloway, E. K. (1995). Structural equation modelling in perspective. *Journal of Organizational Behavior* 16, 215–224. <https://doi.org/10.1002/job.4030160304>
- Kröger, C., Vonau, M., Kliem, S., Roepke, S., Kosfelder, J., & Arntz, A. (2013). Psychometric Properties of the German Version of the Borderline Personality Disorder Severity Index—Version IV. *Psychopathology* 46, 396–403. <https://doi.org/10.1159/000345404>
- Leitner, A., Märtens, M., Koschier, A., Gerlich, K., Liegl, G., Hinterwallner, H., & Schnyder, U. (2013). Patients' Perceptions of Risky Developments During Psychotherapy. *Journal of Contemporary Psychotherapy* 43, 95–105. <https://doi.org/10.1007/s10879-012-9215-7>
- Liang, M. H., Fossel, A. H., & Larson, M. G. (1990). Comparisons of Five Health Status Instruments for Orthopedic Evaluation: *Medical Care* 28, 632–642. <https://doi.org/10.1097/00005650-199007000-00008>
- Linden, M. (2013). *How to Define, Find and Classify Side Effects in Psychotherapy: From Unwanted Events to Adverse Treatment Reactions: Side Effects in*

- Psychotherapy: The UE-ATR Checklist. *Clinical Psychology & Psychotherapy* 20, 286–296. <https://doi.org/10.1002/cpp.1765>
- Linden, M., Strauß, B., Scholten, S., Nestoriuc, Y., Brakemeier, E.-L., & Wasilewski, J. (2018). Definition und Entscheidungsschritte in der Bestimmung und Erfassung von Nebenwirkungen von Psychotherapie. *PPmP - Psychotherapie · Psychosomatik · Medizinische Psychologie* 68, 377–382. <https://doi.org/10.1055/a-0619-5949>
- Linehan, M. (2015). *DBT® Skills Training Manual*. 2. Aufl., The Guilford Press, New York, New York.
- Lowyck, B., Luyten, P., Vermote, R., Verhaest, Y., & Vansteelandt, K. (2017). Self-critical perfectionism, dependency, and symptomatic distress in patients with personality disorder during hospitalization-based psychodynamic treatment: A parallel process growth modeling approach. *Personality Disorders: Theory, Research, and Treatment* 8, 268–274. <https://doi.org/10.1037/per0000189>
- Luyten, P., Sabbe, B., Blatt, S. J., Meganck, S., Jansen, B., De Grave, C., Maes, F., & Corveleyn, J. (2007). Dependency and self-criticism: Relationship with major depressive disorder, severity of depression, and clinical presentation. *Depression and Anxiety* 24, 586–596. <https://doi.org/10.1002/da.20272>
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods* 4, 84–99. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.4.1.84>
- Mackenbach, J. P., Stirbu, I., Roskam, A.-J. R., Schaap, M. M., Menvielle, G., Leinsalu, M., & Kunst, A. E. (2008). Socioeconomic Inequalities in Health in 22 European

- Countries. *The New England Journal of Medicine* 358, 2468–2481.
<https://doi.org/10.1056/nejmsa0707519>
- Mackrill, T. (2010). Goal Consensus and Collaboration in Psychotherapy: An Existential Rationale. *Journal of Humanistic Psychology* 50, 96–107.
<https://doi.org/10.1177/0022167809341997>
- Markus, H. R., & Kitayama, S. (1991). Culture and the Self: Implications for Cognition, Emotion, and Motivation. *Psychological Review* 98, 224–253.
<https://doi.org/10.1037/0033-295X.98.2.224>
- Martell, C. R., Dimidjian, S., & Herman-Dunn, R. (2010). Behavioral activation for depression: A clinician's guide. 1. Aufl., Guilford Press, New York, New York.
- Märtens, M. M. (2005). Misserfolge und Misserfolgsvorschung in der Psychotherapie. *PiD - Psychotherapie im Dialog* 6, 145–149. <https://doi.org/10.1055/s-2004-834767>
- McCullough, J. P. (2006). Treating Chronic Depression with Disciplined Personal Involvement: Cognitive Behavioral Analysis System of Psychotherapy (CBASP). 1. Aufl., Springer, New York, New York.
- McFarquhar, T., Luyten, P., & Fonagy, P. (2018). Changes in interpersonal problems in the psychotherapeutic treatment of depression as measured by the Inventory of Interpersonal Problems: A systematic review and meta-analysis. *Journal of Affective Disorders* 226, 108–123. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2017.09.036>
- Meister, R., von Wolff, A., Mohr, H., Nestoriuc, Y., Härter, M., Hölzel, L., & Kriston, L. (2016). Adverse event methods were heterogeneous and insufficiently reported

- in randomized trials on persistent depressive disorder. *Journal of Clinical Epidemiology* 71, 97–108. <https://doi.org/10.1016/j.jclinepi.2015.10.007>
- Metz, M. J., Veerbeek, M. A., Twisk, J. W. R., Van Der Feltz-Cornelis, C. M., De Beurs, E., & Beekman, A. T. F. (2019). Shared decision-making in mental health care using routine outcome monitoring: Results of a cluster randomised-controlled trial. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology* 54, 209–219. <https://doi.org/10.1007/s00127-018-1589-8>
- Middel, B., & Van Sonderen, E. (2002). Statistical significant change versus relevant or important change in (quasi) experimental design: Some conceptual and methodological problems in estimating magnitude of intervention-related change in health services research. *International Journal of Integrated Care* 2, e15. PMID: 16896390
- Morgan, T. A., & Clark, L. A. (2010). Passive-Submissive and Active-Emotional Trait Dependency: Evidence for a Two-Factor Model: Passive-Submissive and Active-Emotional Dependency. *Journal of Personality* 78, 1325–1352. <https://doi.org/10.1111/j.1467-6494.2010.00652.x>
- Moritz, S., Nestoriuc, Y., Rief, W., Klein, J. P., Jelinek, L., & Peth, J. (2019). It can't hurt, right? Adverse effects of psychotherapy in patients with depression. *European Archives of Psychiatry and Clinical Neuroscience* 269, 577–586. <https://doi.org/10.1007/s00406-018-0931-1>
- Norman, G. R., Wyrwich, K. W., & Patrick, D. L. (2007). The mathematical relationship among different forms of responsiveness coefficients. *Quality of Life Research* 16, 815–822. <https://doi.org/10.1007/s11136-007-9180-x>

- Nutt, D. J., & Sharpe, M. (2008). Uncritical positive regard? Issues in the efficacy and safety of psychotherapy. *Journal of Psychopharmacology* 22, 3–6. <https://doi.org/10.1177/0269881107086283>
- O'Neill, R. M., & Bornstein, R. F. (2001). The dependent patient in a psychiatric inpatient setting: Relationship of interpersonal dependency to consultation and medication frequencies. *Journal of Clinical Psychology* 57, 289–298. <https://doi.org/10.1002/jclp.1012>
- Overholser, J. C. (1990). Emotional Reliance and Social Loss: Effects on Depressive Symptomatology. *Journal of Personality Assessment* 55, 618–629. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674096>
- Overholser, J. C. (1997). Treatment of Excessive Interpersonal Dependency: A Cognitive-Behavioral Model. *Journal of Contemporary Psychotherapy* 27, 283–301. <https://doi.org/10.1023/A:1025614524578>
- Paap, D., Schrier, E., & Dijkstra, P. U. (2019). Development and validation of the Working Alliance Inventory Dutch version for use in rehabilitation setting. *Physiotherapy Theory and Practice* 35, 1292–1303. <https://doi.org/10.1080/09593985.2018.1471112>
- Parker, G., Fletcher, K., Berk, M., & Paterson, A. (2013). Development of a measure quantifying adverse psychotherapeutic ingredients: The Experiences of Therapy Questionnaire (ETQ). *Psychiatry Research* 206, 293–301. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2012.11.026>

- Pielage, S. B., Luteijn, F., & Arrindell, W. A. (2005). Adult attachment, intimacy and psychological distress in a clinical and community sample. *Clinical Psychology & Psychotherapy* 12, 455–464. <https://doi.org/10.1002/cpp.472>
- Pincus, A. L., & Wilson, K. R. (2001). Interpersonal Variability in Dependent Personality. *Journal of Personality* 69, 223–251. <https://doi.org/10.1111/1467-6494.00143>
- Poldrugo, F., & Forti, B. (1988). Personality disorders and alcoholism treatment outcome. *Drug and Alcohol Dependence* 21, 171–176. [https://doi.org/10.1016/0376-8716\(88\)90066-X](https://doi.org/10.1016/0376-8716(88)90066-X)
- Porcerelli, J. H., Bornstein, R. F., Markova, T., & Huprich, S. K. (2009). Physical Health Correlates of Pathological and Healthy Dependency in Urban Women. *Journal of Nervous & Mental Disease* 197, 761–765. <https://doi.org/10.1097/NMD.0b013e3181b97bbe>
- Rheker, J., Beisel, S., Kräling, S., & Rief, W. (2017). Rate and predictors of negative effects of psychotherapy in psychiatric and psychosomatic inpatients. *Psychiatry Research* 254, 143–150. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2017.04.042>
- Roniger, A., Späth, C., Schweiger, U., & Klein, J. (2015). A Psychometric Evaluation of the German Version of the Quick Inventory of Depressive Symptomatology (QIDS-SR16) in Outpatients with Depression. *Fortschritte Der Neurologie · Psychiatrie* 83, e17–e22. <https://doi.org/10.1055/s-0041-110203>
- Rozental, A., Kottorp, A., Boettcher, J., Andersson, G., & Carlbring, P. (2016). Negative Effects of Psychological Treatments: An Exploratory Factor Analysis of the Negative Effects Questionnaire for Monitoring and Reporting Adverse and

Unwanted Events. PLoS ONE 11, Article e0157503.

<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0157503>

Rozental, A., Kottorp, A., Forsström, D., Månsson, K., Boettcher, J., Andersson, G., Furmark, T., & Carlbring, P. (2019). The Negative Effects Questionnaire: Psychometric properties of an instrument for assessing negative effects in psychological treatments. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy* 47, 559–572. <https://doi.org/10.1017/S1352465819000018>

Rusbult, C. E. (2003). Asymmetric Dependence: You're the Boss. In: Kelley, H. H., Holmes, J. G., Kerr, N. L., Reis, H. T., Rusbult, C. E., & van Lange, P. A. M. (Hrsg.): *An Atlas of Interpersonal Situations*. 1. Aufl., 249, Cambridge University Press, Cambridge.

Rush, A. J., Giles, D. E., Schlessler, M. A., Fulton, C. L., Weissenburger, J., & Burns, C. (1986). The inventory for depressive symptomatology (IDS): Preliminary findings. *Psychiatry Research* 18, 65–87. [https://doi.org/10.1016/0165-1781\(86\)90060-0](https://doi.org/10.1016/0165-1781(86)90060-0)

Rush, A. J., Trivedi, M. H., Ibrahim, H. M., Carmody, T. J., Arnow, B., Klein, D. N., Markowitz, J. C., Ninan, P. T., Kornstein, S., Manber, R., Thase, M. E., Kocsis, J. H., & Keller, M. B. (2003). The 16-Item quick inventory of depressive symptomatology (QIDS), clinician rating (QIDS-C), and self-report (QIDS-SR): A psychometric evaluation in patients with chronic major depression. *Biological Psychiatry* 54, 573–583. [https://doi.org/10.1016/S0006-3223\(02\)01866-8](https://doi.org/10.1016/S0006-3223(02)01866-8)

Russell, D. W. (2002). In Search of Underlying Dimensions: The Use (and Abuse) of Factor Analysis in Personality and Social Psychology Bulletin. *Personality and*

Social Psychology Bulletin 28, 1629–1646.

<https://doi.org/10.1177/014616702237645>

Santor, D. A., & Zuroff, D. C. (1997). Interpersonal responses to threats to status and interpersonal relatedness: Effects of dependency and self-criticism. *British Journal of Clinical Psychology* 36, 521–541. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8260.1997.tb01258.x>

Sarason, B. R., Shearin, E. N., Pierce, G. R., & Sarason, I. G. (1987). Interrelations of social support measures: Theoretical and practical implications. *Journal of Personality and Social Psychology* 52, 813–832. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.52.4.813>

Schaich, A., Heikau, L., Assmann, N., Köhne, S., Jauch-Chara, K., Hüppe, M., Wells, A., Schweiger, U., Klein, J. P., & Fassbinder, E. (2018). PRO*MDD Study Protocol: Effectiveness of Outpatient Treatment Programs for Major Depressive Disorder: Metacognitive Therapy vs. Behavioral Activation a Single-Center Randomized Clinical Trial. *Frontiers in Psychiatry* 9, Article 584. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00584>

Schermuly-Haupt, M.-L., Linden, M., & Rush, A. J. (2018). Unwanted Events and Side Effects in Cognitive Behavior Therapy. *Cognitive Therapy and Research* 42, 219–229. <https://doi.org/10.1007/s10608-018-9904-y>

Sijtsma, K. (2009). On the Use, the Misuse, and the Very Limited Usefulness of Cronbach's Alpha. *Psychometrika* 74, 107–120. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9101-0>

- Statistisches Bundesamt. (2021). Grunddaten der Krankenhäuser 2019; Fachserie 12; Reihe 6.1.1 (Artikelnummer: 2120611197004). Statistisches Bundesamt, Wiesbaden. https://www.destatis.de/DE/Themen/Gesellschaft-Umwelt/Gesundheit/Krankenhaeuser/_inhalt.html#sprg234206 (Tag des letzten Zugriffs: 11.05.2022).
- Strong, S. R. (1968). Counseling: An interpersonal influence process. *Journal of Counseling Psychology* 15, 215–224. <https://doi.org/10.1037/h0020229>
- Strong, S. R., & Matross, R. P. (1973). Change processes in counseling and psychotherapy. *Journal of Counseling Psychology* 20, 25–37. <https://doi.org/10.1037/h0034055>
- Sturgiss, E. A., Rieger, E., Haesler, E., Ridd, M. J., Douglas, K., & Galvin, S. L. (2019). Adaption and validation of the Working Alliance Inventory for General Practice: Qualitative review and cross-sectional surveys. *Family Practice* 36, 516–522. <https://doi.org/10.1093/fampra/cmy113>
- Sturgiss, E. A., Sargent, G. M., Haesler, E., Rieger, E., & Douglas, K. (2016). Therapeutic alliance and obesity management in primary care - a cross-sectional pilot using the Working Alliance Inventory: Therapeutic alliance and obesity management. *Clinical Obesity* 6, 376–379. <https://doi.org/10.1111/cob.12167>
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics*. 6. Aufl., Pearson Education, Inc., Upper Saddle River, New Jersey.

- Tait, M. (1997). Dependence: A means or an impediment to growth? *British Journal of Guidance & Counselling* 25, 17–26. <https://doi.org/10.1080/03069889708253718>
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of Cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education* 2, 53–55. <https://doi.org/10.5116/ijme.4dfb.8dfd>
- Thomas, A., Brähler, E., & Strauß, B. (2011). IIP-32: Entwicklung, Validierung und Normierung einer Kurzform des Inventars zur Erfassung interpersonaler Probleme. *Diagnostica* 57, 68–83. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000034>
- Tomczak, M., & Tomczak, E. (2014). The need to report effect size estimates revisited. An overview of some recommended measures of effect size. *TRENDS in Sport Sciences* 1; 19.
- Tracey, T. J., & Kokotovic, A. M. (1989). Factor Structure of the Working Alliance Inventory. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology* 1, 207–210. <https://doi.org/10.1037/1040-3590.1.3.207>
- Tryon, G. S., Birch, S. E., & Verkuilen, J. (2018). Meta-analyses of the relation of goal consensus and collaboration to psychotherapy outcome. *Psychotherapy* 55, 372–383. <https://doi.org/10.1037/pst0000170>
- van der Feltz-Cornelis, C. M., Andrea, H., Kessels, E., Duivenvoorden, H. J., Biemans, H., & Metz, M. (2014). [Does routine outcome monitoring have a promising future? An investigation into the use of shared decision-making combined with ROM for patients with a combination of physical and psychiatric symptoms]. *Tijdschrift Voor Psychiatrie* 56, 375–384. PMID: 24953511

- Vogel, D. L., & Wei, M. (2005). Adult Attachment and Help-Seeking Intent: The Mediating Roles of Psychological Distress and Perceived Social Support. *Journal of Counseling Psychology* 52, 347–357. <https://doi.org/10.1037/0022-0167.52.3.347>
- Weaver, T. L., & Clum, G. A. (1993). Early family environments and traumatic experiences associated with borderline personality disorder. *Journal of Consulting and Clinical Psychology* 61, 1068–1075. <https://doi.org/10.1037/0022-006X.61.6.1068>
- Wells, A. (2009). *Metacognitive therapy for Anxiety and Depression*. 1. Aufl., The Guilford Press, New York, New York.
- Wingenfeld, K., Spitzer, C., Mensebach, C., Grabe, H., Hill, A., Gast, U., Schlosser, N., Höpp, H., Beblo, T., & Driessen, M. (2010). Die deutsche Version des Childhood Trauma Questionnaire (CTQ): Erste Befunde zu den psychometrischen Kennwerten. *PPmP - Psychotherapie · Psychosomatik · Medizinische Psychologie* 60), e13. <https://doi.org/10.1055/s-0030-1253494>
- Zuroff, D. C., Quinlan, D. M., & Blatt, S. J. (1990). Psychometric Properties of the Depressive Experiences Questionnaire in a College Population. *Journal of Personality Assessment* 55, 65–72. <https://doi.org/10.1080/00223891.1990.9674047>

8. Anhänge

Anhang 1: Tabellarische Übersicht der Items der initialen 29-Item-Version von Geurtzen et al. (2018)

#	Item	Subskala
1	Ich bringe meine eigenen Vorschläge und Ideen während der Sitzungen mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten ein (1,2)	Passive Haltung
2	Mir graut es davor, am Ende der Behandlung den Kontakt mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten abubrechen	Bedürfnis nach Kontakt
3	Meiner Meinung nach ist die Behandlung der einzige Weg, um mich von meinen Beschwerden zu befreien	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
4	Ich ergreife bei den Sitzungen mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten nicht gerne selbst die Initiative (1)	Passive Haltung
5	Meine Therapeutin/mein Therapeut kümmert sich um mich (1)	Emotionale Bindung
6	Ich denke, dass ich meine Probleme auch ohne die Hilfe meiner Therapeutin/meines Therapeuten bewältigen kann (2)	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
7	Ich lege alle meine Entscheidungen meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vor	Unterwürfige Abhängigkeit
8	Wenn ich bei meiner Therapeutin/meinem Therapeuten bin, kann ich ich selbst sein (1)	Emotionale Bindung
9	Außer dieser Behandlung sehe ich keine anderen Möglichkeiten, meine Probleme zu bewältigen	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
10	Meine Therapeutin/mein Therapeut sorgt dafür, dass ich in meinem Leben keine falschen Entscheidungen treffe	Unterwürfige Abhängigkeit
11	Ich werde den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vermissen, wenn die Behandlung vorbei ist	Bedürfnis nach Kontakt
12	Ich lebe von Behandlungssitzung zu Behandlungssitzung	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
13	Während der Behandlung ergreife ich selbst die Initiative, um meine Beschwerden zu bekämpfen (1)	Passive Haltung
14	Ich brauche den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	Bedürfnis nach Kontakt
15	Ohne die Behandlung werden meine Probleme weiterhin bestehen	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
16	Wenn es darum geht, meine Beschwerden oder Probleme anzugehen, traue ich mich nicht, meinem eigenen Urteilsvermögen zu vertrauen (1)	Passive Haltung
17	Ich fühle keine Verbindung zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten (1,2)	Emotionale Bindung
18	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann mir bei meinen Problemen helfen	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
19	Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	Unterwürfige Abhängigkeit

Psychometrische Validierung des CDQ

20	Ich habe eine enge Beziehung zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten (1)	Emotionale Bindung
21	Ohne meine Therapeutin/meinen Therapeuten würde alles was ich tue, zum Erliegen kommen	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
22	Tatsächlich weiß meine Therapeutin/mein Therapeut besser als ich, was gut für mich ist	Unterwürfige Abhängigkeit
23	Der Gedanke, nach der Behandlung den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten zu beenden, macht mir Angst	Bedürfnis nach Kontakt
24	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann sicherstellen, dass ich nicht aufgeben	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
25	Es ist wahrscheinlich am besten, wenn meine Therapeutin/mein Therapeut die Initiative bei den Treffen ergreift (1)	Passive Haltung
26	Meine Therapeutin/mein Therapeut versteht mich wirklich (1)	Emotionale Bindung
27	Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen	Mangel an Wahrgenommenen Alternativen
28	Wenn ich eine Entscheidung treffe, überlege ich, was meine Therapeutin/mein Therapeut mir raten würde	Unterwürfige Abhängigkeit
29	Ich habe Schwierigkeiten zu entscheiden, wie ich meine Beschwerden am besten angehen soll (1)	Passive Haltung

Diese Tabelle zeigt die initiale 29-Item-Version des CDQ, die wir aus dem Englischen ins Deutsche übersetzt haben. Die englische Übersetzung stammte aus der ersten Veröffentlichung des CDQ durch Geurtzen et al (2018). In ihrer ersten Studie nutzten Geurtzen et al. (2018) diese 29-Item-Version jedoch auf Niederländisch. Anschließend veröffentlichten sie den CDQ in englischer Adaptation, welche auf einem „forward-backward“-Übersetzungsprozess durch ein professionelles Übersetzungsbüro mit einem englischen Muttersprachler basierte (Geurtzen et al., 2018). Alle Items wurden auf einer Likert-Skala von 1 (stimme absolut nicht zu) bis 7 (stimme vollständig zu). (1) = Item nicht Teil der finalen 18-Item-Version des Fragebogens. (2) = Item umgekehrt gewertet.

Anhang 2: Subskalen und Items mit Faktorladungen der 18-Item-Version von Geurtzen et al. (2018)

	$\bar{x}(1)$	$r_{it}(2)$	$\alpha(3)$	$F(4)$
Unterwürfige Abhängigkeit (Cronbachs $\alpha = .74$)				
Item 19: Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	4.72	.53	.68	.67
Item 28: Wenn ich eine Entscheidung treffe, überlege ich, was meine Therapeutin/mein Therapeut mir raten würde	4.46	.49	.69	.65
Item 10: Meine Therapeutin/mein Therapeut sorgt dafür, dass ich in meinem Leben keine falschen Entscheidungen treffe	3.37	.55	.67	.63
Item 22: Tatsächlich weiß meine Therapeutin/mein Therapeut besser als ich, was gut für mich ist	3.90	.52	.68	.62
Item 7: Ich lege alle meine Entscheidungen meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vor	3.78	.40	.73	.48
Mangel an Wahrgenommenen Alternativen (Cronbachs $\alpha = .86$)				
Item 27: Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen	4.08	.70	.83	.77
Item 21: Ohne meine Therapeutin/meinen Therapeuten würde alles was ich tue, zum Erliegen kommen	4.26	.62	.84	.69
Item 24: Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann sicherstellen, dass ich nicht aufgebe	3.06	.62	.84	.68
Item 18: Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann mir bei meinen Problemen helfen	3.39	.63	.84	.68
Item 15: Ohne die Behandlung werden meine Probleme weiterhin bestehen	5.16	.62	.84	.67
Item 12: Ich lebe von Behandlungssitzung zu Behandlungssitzung	3.43	.53	.85	.59
Item 9: Außer dieser Behandlung sehe ich keine anderen Möglichkeiten, meine Probleme zu bewältigen	4.09	.54	.85	.58
Item 6: Ich denke, dass ich meine Probleme auch ohne die Hilfe meiner Therapeutin/meines Therapeuten bewältigen kann	5.56	.50	.85	.54
Item 3: Meiner Meinung nach ist die Behandlung der einzige Weg, um mich von meinen Beschwerden zu befreien	4.66	.46	.85	.50
Bedürfnis nach Kontakt (Cronbachs $\alpha = .81$)				
Item 23: Der Gedanke, nach der Behandlung den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten zu beenden, macht mir Angst	3.90	.73	.76	.93
Item 2: Mir graut es davor, am Ende der Behandlung den Kontakt mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten abubrechen	4.23	.65	.80	.79
Item 11: Ich werde den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vermissen, wenn die Behandlung vorbei ist	4.57	.73	.76	.68
Item 14: Ich brauche den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	4.56	.56	.83	.52
CDQ-Gesamt (Cronbachs $\alpha = .91$)	4.18			

In unserer Untersuchung wurde diese 18-Item-Version genutzt. Zu beachten ist, dass dies die Nummerierung der initialen 29-Item-Version von Geurtzen et al. (2018) ist. (1) \bar{x} = Mittelwert. (2) r_{it} = Korrigierte Item-Skalen-Korrelationen. (3) α = Cronbachs α der Skala, wenn das Item gelöscht wird. (4) F = Rotierte Faktorenladung des Items auf den entsprechenden Faktor

Psychometrische Validierung des CDQ

Anhang 3: Tabellarische Übersicht der Ein- und Ausschluss-Kriterien der inkludierten Studien

		ICARE- MDD-I	ICARE- MDD-II	ICARE- BPD	PRO- MDD	PRO- BPD
Alter	≥ 18 Jahre	✓	✓	✓	✓	✓
	≤ 65 Jahre					✓
Vorherige Therapie und Diagnostik	Keine Behandlung im gleichen Behandlungs- programm in den letzten 12 Monaten	✓	✓			
	Vollständige klinisch- psychiatrisch Diagnostik	✓	✓	✓		
	MDD als Hauptdiagnose	✓	✓		✓	
	BPD als Hauptdiagnose			✓		✓
Einschluss- kriterien	Willen zur Teilnahme	✓	✓	✓	✓	✓
	Ausschluss akuter Suizidalität	✓	✓		✓	✓
	Ausschluss akuter Substanzabhängigkeits- Syndrome (1)	✓	✓		✓	✓
	Ausschluss wahnhafter Störungen	✓	✓	✓	✓	✓
	Ausschluss bipolarer Störungen	✓	✓		✓	✓
	IQ ≥ 85				✓	✓
Be- handlung	Psychotherapie	CBASP oder MCT	CBASP oder MCT	DBT	MCT oder BA	DBT oder ST
	Behandlungsdauer	6 Wochen	8 Wochen	12 Wochen	6 Monate	18 Monate
	Einzel-Sitzungen	wöch- entlich	wöch- entlich	wöch- entlich	wöch- entlich	wöch- entlich
	Gruppen-Sitzungen	3-wöch- entlich	3-wöch- entlich	3-wöch- entlich	wöch- entlich	wöch- entlich
	Ko-Therapie durch Pflege, Ergotherapie und Physio- therapie	✓	✓	✓		

(1) Für PRO*BPD: Entgiftung und Abstinenz für mindestens vier Wochen; Teilnehmer*innen mit Cannabis-Missbrauch konnten berücksichtigt werden, wenn sie sich um Abstinenz bemühten; PRO*MDD: Nur nach Entgiftung und zwei Monaten Abstinenz.

Psychometrische Validierung des CDQ

Anhang 4: Tabellarische Übersicht der Faktorladungen der Hauptanalysen-EFA

#	Item	Subskala	Ladung auf Faktor 1	Ladung auf Faktor 2	Ladung auf Faktor 3	Ladung auf Faktor 4
24	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann sicherstellen, dass ich nicht aufgebe	MWA	.825			
21	Ohne meine Therapeutin/meinen Therapeuten würde alles was ich tue, zum Erliegen kommen	MWA	.811			
22	Tatsächlich weiß meine Therapeutin/mein Therapeut besser als ich, was gut für mich ist	UA	.791			
19	Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	UA	.733			
12	Ich lebe von Behandlungssitzung zu Behandlungssitzung (1)	MWA	.621			
18	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann mir bei meinen Problemen helfen (1)	MWA	.512			
28	Wenn ich eine Entscheidung treffe, überlege ich, was meine Therapeutin/mein Therapeut mir raten würde (1)	UA				
3	Meiner Meinung nach ist die Behandlung der einzige Weg, um mich von meinen Beschwerden zu befreien	MWA		.874		
9	Außer dieser Behandlung sehe ich keine anderen Möglichkeiten, meine Probleme zu bewältigen	MWA		.800		
27	Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen	MWA		.595		
15	Ohne die Behandlung werden meine Probleme weiterhin bestehen	MWA		.579		
6	Ich denke, dass ich meine Probleme auch ohne die Hilfe meiner Therapeutin/meines Therapeuten bewältigen kann (1, 2)	MWA				
2	Mir graut es davor, am Ende der Behandlung den Kontakt mit meiner Therapeutin/meinem Therapeuten abubrechen	BK			.833	
11	Ich werde den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem	BK			.748	

Psychometrische Validierung des CDQ

Therapeuten vermissen, wenn die Behandlung vorbei ist				
23	Der Gedanke, nach der Behandlung den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten zu beenden, macht mir Angst	BK	.400	.738
14	Ich brauche den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	BK		.527
7	Ich lege alle meine Entscheidungen meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vor (1)	UA		.726
10	Meine Therapeutin/mein Therapeut sorgt dafür, dass ich in meinem Leben keine falschen Entscheidungen treffe (1)	UA	.417	.587

Hier dargestellt sind die 18 Items des CDQs in ihrer Deutschen Übersetzung. Die niederländische Initialversion wurde von drei klinisch erfahrenen Mitgliedern der Studiengruppe nach der Forward-Backward-Methode ins Deutsche übersetzt (Glanert et al., 2021). Alle Items wurden auf einer Likert-Skala von 1 (stimme überhaupt nicht zu) bis 7 (stimme voll zu) bewertet. Zu beachten ist, dass dies die Nummerierung der initialen 29-Item-Version von Geurtzen et al. (2018) ist.

(1) = Item nicht Teil der endgültigen 12-Item-Version des Fragebogens (CDQ-R12). (2) = Item mit umgekehrter Bewertung.

Psychometrische Validierung des CDQ

Anhang 5: Tabellarische Übersicht der Faktorladungen der Sensitivitätsanalysen-EFA

#	Item	Subskala	Ladung auf Faktor 1	Ladung auf Faktor 2	Ladung auf Faktor 3	Ladung auf Faktor 4
22	Tatsächlich weiß meine Therapeutin/mein Therapeut besser als ich, was gut für mich ist	UA	.894			
19	Wenn ich eine Entscheidung treffen muss, brauche ich den Rat von meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	UA	.784			
24	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann sicherstellen, dass ich nicht aufgebe	MWA	.745			
21	Ohne meine Therapeutin/meinen Therapeuten würde alles was ich tue, zum Erliegen kommen	MWA	.682			
10	Meine Therapeutin/mein Therapeut sorgt dafür, dass ich in meinem Leben keine falschen Entscheidungen treffe (1)	UA	.655			
28	Wenn ich eine Entscheidung treffe, überlege ich, was meine Therapeutin/mein Therapeut mir raten würde (1)	UA	.553			
18	Nur meine Therapeutin/mein Therapeut kann mir bei meinen Problemen helfen (1)	MWA	.466			
12	Ich lebe von Behandlungssitzung zu Behandlungssitzung (1)	MWA	.461			
3	Meiner Meinung nach ist die Behandlung der einzige Weg, um mich von meinen Beschwerden zu befreien	MWA		.884		
9	Außer dieser Behandlung sehe ich keine anderen Möglichkeiten, meine Probleme zu bewältigen	MWA		.752		
27	Diese Behandlung ist das Einzige, an dem ich festhalten kann, wenn es darum geht, meine Beschwerden zu bewältigen	MWA		.518		
15	Ohne die Behandlung werden meine Probleme weiterhin bestehen	MWA		.437		
6	Ich denke, dass ich meine Probleme auch ohne die Hilfe meiner Therapeutin/meines Therapeuten bewältigen kann (1, 2)	MWA				
2	Mir graut es davor, am Ende der Behandlung den Kontakt mit	BK			.979	

Psychometrische Validierung des CDQ

meiner Therapeutin/meinem Therapeuten abubrechen			
23	Der Gedanke, nach der Behandlung den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten zu beenden, macht mir Angst	BK	.732
11	Ich werde den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vermissen, wenn die Behandlung vorbei ist	BK	.669
14	Ich brauche den Kontakt zu meiner Therapeutin/meinem Therapeuten	BK	.498
7	Ich lege alle meine Entscheidungen meiner Therapeutin/meinem Therapeuten vor (1)	UA	.539

Für diese Tabelle gelten die gleichen Hinweise wie für Anhang 4, siehe oben.

(1) = Item nicht Teil der endgültigen 12-Item-Version des Fragebogens (CDQ-R12). (2) = Item mit umgekehrter Bewertung.

Psychometrische Validierung des CDQ

Anhang 6: Tabellarische Übersicht der Korrelationen zwischen CDQ und anderen Variablen

		CDQ-R12- Mittelwert	CDQ-R12- ÜVT	CDQ-R12- MWA	CDQ-R12- BK
NEQ-D- Mittelwert	<i>Pearsons r</i>	.242**	.181*	.157*	.281**
	<i>p</i> -Wert	.002	.020	.042	.000
	<i>n</i>	165	166	167	166
BPDSI- Mittelwert	<i>Pearsons r</i>	.481**	.484**	.341*	.386*
	<i>p</i> -Wert	.002	.002	.031	.014
	<i>n</i>	40	40	40	40
QIDS-Summe	<i>Pearsons r</i>	.395**	.310**	.346**	.331**
	<i>p</i> -Wert	.000	.000	.000	.000
	<i>n</i>	214	216	217	217
CTQ-Summe	<i>Pearsons r</i>	.093	.107	.134*	-.008
	<i>p</i> -Wert	.090	.050	.013	.883
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-EmoAbu	<i>Pearsons r</i>	.068	.082	.110*	-.015
	<i>p</i> -Wert	.216	.133	.043	.790
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-PhyAbu	<i>Pearsons r</i>	.018	.021	.078	-.060
	<i>p</i> -Wert	.745	.697	.151	.270
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-SexAbu	<i>Pearsons r</i>	.065	.112*	.064	.008
	<i>p</i> -Wert	.232	.039	.241	.890
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-EmoNeg	<i>Pearsons r</i>	.105	.089	.145**	.022
	<i>p</i> -Wert	.055	.103	.008	.685
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-PhyNeg	<i>Pearsons r</i>	.086	.099	.096	.006
	<i>p</i> -Wert	.115	.068	.079	.917
	<i>n</i>	335	338	338	339
CTQ-Min	<i>Pearsons r</i>	-.020	-.012	-.033	.011
	<i>p</i> -Wert	.721	.828	.540	.835
	<i>n</i>	335	338	338	339
HAQ-Summe	<i>Pearsons r</i>	.067	.149*	.063	-.022
	<i>p</i> -Wert	.33	.029	.355	.745
	<i>n</i>	215	215	215	215
HAQ- Satisfaction	<i>Pearsons r</i>	.222**	.227**	.192**	.162*
	<i>p</i> -Wert	.001	.001	.005	.018
	<i>n</i>	215	214	214	214
HAQ-Relation	<i>Pearsons r</i>	-.105	.034	-.081	-.201**
	<i>p</i> -Wert	.125	.618	.235	.003
	<i>n</i>	215	215	215	215
WAI-Mittelwert	<i>Pearsons r</i>	.380**	.190	.422**	.432**
	<i>p</i> -Wert	.002	.123	.000	.000

Psychometrische Validierung des CDQ

	<i>n</i>	66	67	67	68
WAI-Goals	<i>Pearsons r</i>	.435**	.234	.454**	.462**
	<i>p</i> -Wert	.000	.056	.000	.000
	<i>n</i>	66	67	67	68
WAI-Tasks	<i>Pearsons r</i>	.251*	.059	.329**	.315**
	<i>p</i> -Wert	.042	.636	.007	.009
	<i>n</i>	66	67	67	68
WAI-Bonds	<i>Pearsons r</i>	.306*	.206	.321**	.354**
	<i>p</i> -Wert	.012	.094	.008	.003
	<i>n</i>	66	67	67	68
F-SozU-14-Summe	<i>Pearsons r</i>	-.243**	-.243**	-.231**	-.175**
	<i>p</i> -Wert	.000	.000	.000	.009
	<i>n</i>	221	222	225	224
IIP32-Mittelwert	<i>Pearsons r</i>	.338**	.266*	.284*	.324**
	<i>p</i> -Wert	.006	.032	.022	.009
	<i>n</i>	65	65	65	65
IIP32-PA	<i>Pearsons r</i>	.308*	.225	.291*	.284*
	<i>p</i> -Wert	.011	.067	.017	.02
	<i>n</i>	67	67	67	67
IIP32-BC	<i>Pearsons r</i>	.258*	.241*	.174	.253*
	<i>p</i> -Wert	.018	.05	.159	.039
	<i>n</i>	67	67	67	67
IIP32-DE	<i>Pearsons r</i>	.159	.222	.027	.16
	<i>p</i> -Wert	.201	.074	.829	.199
	<i>n</i>	66	66	66	66
IIP32-FG	<i>Pearsons r</i>	.398**	.370**	.312*	.352**
	<i>p</i> -Wert	.001	.002	.01	.003
	<i>n</i>	67	67	67	67
IIP32-HI	<i>Pearsons r</i>	.371**	.331**	.290*	.340**
	<i>p</i> -Wert	.002	.006	.017	.005
	<i>n</i>	67	67	67	67
IIP32-JK	<i>Pearsons r</i>	.207	.136	.198	.202
	<i>p</i> -Wert	.095	.275	.111	.104
	<i>n</i>	66	66	66	66
IIP32-LM	<i>Pearsons r</i>	.161	.046	.253*	.121
	<i>p</i> -Wert	.194	.712	.039	.329
	<i>n</i>	67	67	67	67
IIP32-NO	<i>Pearsons r</i>	.211	.076	.260*	.212
	<i>p</i> -Wert	.087	.543	.034	.085
	<i>n</i>	67	67	67	67

* Diese Korrelation ist signifikant auf dem Niveau von $p < .05$ (2-seitig)

** Diese Korrelation ist signifikant auf dem Niveau von $p < .01$ (2-seitig)

9. Danksagungen

Mein besonderer Dank gilt Prof. Dr. med. Jan Philipp Klein für seine hervorragende Betreuung. Diese habe ich als äußerst wertschätzend und unterstützend wahrgenommen und sie zeichnete sich durch eine nicht selbstverständliche Zuverlässigkeit aus. Vielen Dank!

Darüber hinaus möchte ich mich bei meiner Partnerin und meiner Familie bedanken. Sie standen mir immer bedingungslos zur Seite und erleichterten mir durch ihre Unterstützung und ihr Verständnis die Fertigstellung dieser Arbeit.

Abschließend bedanke ich mich bei all den Proband*innen, die mir und uns durch Ihre Studienteilnahme diese wichtige Forschung überhaupt erst ermöglichten.