

<http://hdl.handle.net/20.500.11780/3755>

Erstveröffentlichung bei Vandenhoeck & Ruprecht (<http://www.v-r.de/de/>)

**Autor(en):** Cropp, Carola; Salzer, Simone; Häusser, Leonard F.; Streeck-Fischer, Annette

**Titel:** Interrater-Reliabilität und Konstruktvalidität der OPD-KJ-Achse Struktur - Erste Forschungsergebnisse zum Einsatz der OPD-KJ im Rahmen der klinischen Routine

**Erscheinungsjahr:** 2013

**In:** Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie, 2013, 62 (4), 270-284

### **Nutzungsbedingungen**

PsyDok gewährt ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nichtkommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit dem Gebrauch von PsyDok und der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### **Kontakt**

Leibniz-Zentrum für Psychologische Information und Dokumentation (ZPID)  
Universitätsring 15  
54296 Trier  
Telefon: +49 (0)651 201-2877  
Fax: +49 (0)651 201-2071  
[info@zpid.de](mailto:info@zpid.de)

# Interrater-Reliabilität und Konstruktvalidität der OPD-KJ-Achse Struktur – Erste Forschungsergebnisse zum Einsatz der OPD-KJ im Rahmen der klinischen Routine

Carola Cropp, Simone Salzer, Leonard F. Häusser und Annette Streeck-Fischer

## Summary

*Inter-Rater Reliability and Construct Validity of the OPD-CA Axis Structure: First Study Results Regarding the Integration of OPD-CA Into Clinical Practice*

The axis structure of the Operationalized Psychodynamic Diagnostics in childhood and adolescence (OPD-CA) has proven to be a reliable and valid diagnostic tool under research conditions. However, corresponding data regarding the integration of OPD-CA axis structure into clinical practice is still lacking. Hence, this aspect was examined as part of a randomized controlled clinical trial realized at Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn. Here, the OPD-CA axis structure has been applied to assess the structural level of 42 adolescent patients (15-19 years). In contrast to previous studies, the assessment was not carried out by independent raters using a videotaped OPD-CA interview, but the rating was part of clinical routine procedures. Also under these conditions, inter-rater reliability was high, in particular regarding the four subscales of the OPD-CA axis structure. With respect to construct validity, the results of our study supported a two-factor solution, which is in accordance with the findings of two previous works. One factor corresponded to the dimension “self-regulation”, while the other factor included both the dimension “self-perception and object perception” as well as the dimension “communication skills”. Implications of the findings for research and practice are discussed.

*Prax. Kinderpsychol. Kinderpsychiat. 62/2013, 270-284*

## Keywords

Operationalized Psychodynamic Diagnostics in childhood and adolescence (OPD-CA) – interrater reliability – construct validity – psychic structure

## Zusammenfassung

Die Achse Struktur der Operationalisierten Psychodynamischen Diagnostik im Kindes- und Jugendalter (OPD-KJ) hat sich unter Forschungsbedingungen bereits als reliables und valides Diagnoseinstrument bewährt. Entsprechende Studien zum Einsatz des Instruments in der klinischen Praxis fehlen jedoch bislang. In der vorliegenden Untersuchung wurde daher anhand von OPD-KJ Strukturdaten, die im Rahmen einer im Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn durchgeführten randomisiert-kontrollierten Wirksamkeitsstudie an einer Stichprobe von 42 jugendlichen Patienten (15-19 Jahre) erhoben wurden, überprüft, ob sich die unter

Prax. Kinderpsychol. Kinderpsychiat. 62: 270 – 284 (2013), ISSN 0032-7034  
© Vandenhoeck & Ruprecht GmbH & Co. KG, Göttingen 2013

Forschungsbedingungen erzielten guten Ergebnisse auch unter klinischen Alltagsbedingungen replizieren lassen. Im Gegensatz zu den bisherigen Studien zur OPD-KJ wurde das Strukturniveau nicht anhand eines videografierten OPD-KJ Interviews von unabhängigen Ratern eingeschätzt, sondern das Strukturrating war Bestandteil klinischer Routineabläufe. Auch unter diesen Bedingungen ergaben sich hohe Interrater-Reliabilitäten, insbesondere bezüglich der vier Skalenwerte der OPD-KJ-Achse Struktur. Im Hinblick auf die Konstruktvalidität der Strukturachse sprachen die Ergebnisse unserer Untersuchung für eine zweifaktorielle Lösung, was sich mit den Befunden zweier vorausgegangener Arbeiten deckt. Ein Faktor entsprach der Dimension „Steuerung“, während der andere Faktor sowohl die Dimension „Selbst- und Objekterleben“ als auch die Dimension „Kommunikative Fähigkeiten“ umfasste. Implikationen der Ergebnisse für Forschung und Praxis werden diskutiert.

## Schlagwörter

Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik im Kindes- und Jugendalter (OPD-KJ) – Interrater-Reliabilität – Konstruktvalidität – psychische Struktur

## 1 Hintergrund und Fragestellung

Die Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik (OPD: Arbeitskreis OPD, 1996; OPD-2: Arbeitskreis OPD, 2006) wurde zunächst als Instrument für den Erwachsenenbereich entwickelt (nachfolgend: OPD-E), um die gängigen deskriptiven Diagnoseinstrumente (ICD-10: Dilling, Mombour, Schmidt, 1991; DSM-IV: APA, 2000) um wichtige psychodynamische Dimensionen zu ergänzen. Mit der Operationalisierten Psychodynamischen Diagnostik im Kindes- und Jugendalter (OPD-KJ: Arbeitskreis OPD-KJ, 2003/2007) wurde das im Erwachsenenbereich bereits etablierte Instrument 2003 auch auf den Kinder- und Jugendlichenbereich übertragen. Dabei behielt man die Grundstruktur der vier Achsen (Behandlungsvoraussetzungen, Beziehung, Konflikt und Struktur) bei, adaptierte sie jedoch mehr oder weniger stark an die Gegebenheiten des Kindes- und Jugendalters. Um dem in diesem Altersbereich noch bedeutsamen Entwicklungsaspekt Rechnung zu tragen, wurden zudem für alle OPD-KJ-Achsen drei Altersstufen eingeführt, die sich an den Stufen der kognitiven Entwicklung von Piaget orientieren (Piaget, 1973).

Zur OPD-E existieren inzwischen eine Vielzahl von Studien, die Güte und Anwendbarkeit des Instruments in Forschung und klinischem Alltag überprüft haben (z. B. Benecke et al., 2009; Cierpka et al., 2001, 2007; Freyberger et al., 1996; Freyberger, Schneider, Heuft, Schauenburg, Seidler, 1998; Zimmermann et al., 2010). Hierbei ergaben sich gute bis sehr gute Ergebnisse für den Einsatz des Instruments im Forschungskontext, jedoch deutlich schlechtere Werte in Studien, die im Rahmen der klinischen Routine erfolgten (Cierpka et al., 2001; Freyberger et al., 1996).

Auch zur OPD-KJ liegen mittlerweile erste Studien vor, die die Güte des Instruments unter Forschungsbedingungen untersucht haben (Benecke et al., 2011; Seiffge-Krenke,

Mayer, Winter, 2011; Winter et al., 2011). Diese Studien kommen ebenfalls zu guten Ergebnissen hinsichtlich der Reliabilität und Validität des Instruments, insbesondere für die beiden Achsen Struktur und Konflikt. Insgesamt ist die Studienlage jedoch im Vergleich zur OPD für das Erwachsenenalter noch unzureichend. Vor allem zur Anwendung der OPD-KJ im klinischen Alltag fehlen bislang noch Untersuchungen (vgl. Weitkamp, Wiegand-Greife, Romer, 2012).

Da gerade die OPD-KJ-Achse Struktur wichtige Informationen hinsichtlich therapeutischer Indikationen liefern kann (Resch u. Koch, 2012), ist die Frage der Zuverlässigkeit des Strukturratings bei einem zeitökonomischen und praktikablen Einsatz des Instruments im klinischen Alltag von großer Relevanz. Im Rahmen einer randomisiert-kontrollierten Wirksamkeitsstudie zur stationären psychodynamischen Psychotherapie von Jugendlichen im Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn (vgl. Salzer, Cropp, Jaeger, Masuhr, Streeck-Fischer, eingereicht) wurde das OPD-KJ Strukturrating in den klinischen Alltag integriert, statt es auf Basis eines videografierten OPD-KJ Interviews von unabhängigen Ratern begutachten zu lassen. Somit kann anhand dieser Daten geprüft werden, inwiefern sich die OPD-KJ-Achse Struktur auch für den Einsatz in der klinischen Routine eignet. Eine zentrale Fragestellung unserer Arbeit ist, ob das Instrument auch unter diesen Bedingungen reliable und valide Ergebnisse liefert. Im Rahmen der vorliegenden Arbeit wurde daher untersucht, ob sich die bisher unter Forschungsbedingungen erzielten guten bis sehr guten Interrater-Reliabilitäten der OPD-KJ-Achse Struktur auch unter den Gegebenheiten der klinischen Routine replizieren lassen. Zusätzlich wurde geprüft, inwiefern sich die auf der Basis theoretischer Annahmen gebildeten drei Dimensionen der Strukturachse anhand der empirischen Daten bestätigen lassen. Die Befunde zweier anderer Studien (Winter et al., 2011; Weitkamp et al., 2012) sprachen dafür, dass eine zweifaktorielle Lösung angemessener sei.

## 2 Methode

### 2.1 Die OPD-KJ-Achse Struktur

Die OPD-KJ orientiert sich wie die OPD-E an dem Strukturbegriff von Rudolf, der versucht, verschiedene psychodynamische Strukturkonzepte zu integrieren (vgl. Rudolf, 2007; Rudolf et al., 1995). Psychische Struktur entsteht gemäß dieser Definition auf der Basis angeborener Bereitschaften, die in Wechselwirkung mit Interaktionserfahrungen zu bestimmten Erlebnis- und Handlungsdispositionen führen. Letztere bestimmen dann, wie das Kind oder der Jugendliche sich selbst, andere Menschen und seine Umwelt wahrnimmt und welches Verhalten daraus resultiert (Arbeitskreis OPD-KJ, 2007). Die OPD-KJ-Achse Struktur unterteilt sich in drei, auf Basis theoretischer Annahmen gebildeter Dimensionen: Steuerung, Selbst- und Objekterleben sowie kommunikative Fähigkeiten. Diese Dimensionen werden von jeweils vier bis fünf Items repräsentiert, welche auf einer vierstufigen Skala von 1

(gut integriert) bis 4 (desintegriert) geratet werden. Das Rating orientiert sich dabei an Ankerbeispielen, welche für jedes Item in allen drei Altersstufen die erwartbaren Fähigkeiten eines Kindes oder Jugendlichen mit optimal integriertem Strukturniveau beschreiben. Bei der Beurteilung des Strukturniveaus ist entscheidend, wie flexibel, wie gut, wie häufig und wie eigenständig das Kind oder der Jugendliche die einzelnen strukturellen Leistungen erbringen kann. Aus den insgesamt 14 Items können einerseits Subskalenwerte für die drei o. g. Dimensionen gebildet werden und andererseits kann auf der Basis aller Items ein Strukturgesamtwert bestimmt werden. Da unsere Stichprobe Jugendliche im Alter von 15-19 Jahren umfasste, kamen für das Strukturrating nur die Operationalisierungen der Altersstufe 3 (12 Jahre und älter) zur Anwendung (vgl. Arbeitskreis OPD-KJ, 2007).

## 2.2 Datenerhebung

Die vorliegenden Daten wurden in der Abteilung für Psychiatrie und Psychotherapie des Kindes- und Jugendalters des Asklepios Fachklinikums Tiefenbrunn erhoben, im Rahmen einer randomisiert-kontrollierten Wirksamkeitsstudie zur stationären, psychodynamisch orientierten Psychotherapie von Jugendlichen mit einer kombinierten Störung des Sozialverhaltens und der Emotionen (F 92 nach ICD-10).<sup>1</sup> Zur Überprüfung der Wirksamkeit des psychodynamischen Behandlungsansatzes wurde eine Behandlungsgruppe (N = 32) mit einer Wartekontrollgruppe/TAU (N = 34) verglichen. In einem zweiten Studienabschnitt wurden die Patienten der Wartekontrollgruppe (nach Ablauf der sechsmonatigen Wartezeit) stationär aufgenommen und nach demselben Manual behandelt (vgl. Salzer et al., eingereicht). Die hier berichteten Daten zur OPD-KJ-Achse Struktur wurden während der stationären Behandlungszeit der Jugendlichen aus beiden Bedingungen, also sowohl aus der Behandlungsgruppe als auch aus der Wartekontrollgruppe, erhoben. Von Patienten der Wartekontrollgruppe, die nach der sechsmonatigen Wartezeit nicht stationär in der Klinik Tiefenbrunn aufgenommen wurden, liegen dementsprechend keine OPD-KJ Strukturdaten vor.

Im Gegensatz zu den bisher zur OPD-KJ-Achse Struktur veröffentlichten Untersuchungen (Benecke et al., 2011; Seiffge-Krenke et al., 2011; Winter et al., 2011) wurden die Ratings der OPD-KJ Strukturachse im Rahmen unserer Studie nicht anhand videografiert Interviews durchgeführt, sondern das OPD-KJ Strukturrating erfolgte im Anschluss an die so genannte „Zweitsicht“, die circa sechs Wochen nach der stationären Aufnahme der Patienten stattfindet. In dieser Zweitsicht werden erstmals im Behandlungsverlauf die diagnostischen Befunde des gesamten interdisziplinären Teams zusammengetragen und anschließend mit dem Patienten

<sup>1</sup> Die Studie wurde gefördert von der Gesellschaft zur Förderung Analytischer Kinder- und Jugendlichen-Psychotherapie e. V., dem Förderverein für analytische Kinder- und Jugendpsychotherapie e. V. Krefeld und der Vereinigung Analytischer Kinder- und Jugendlichen-Psychotherapeuten in Deutschland e. V. (VAKJP).

besprochen. Als Grundlage des Strukturratings diente das Gespräch zwischen der Cheförztn und dem Jugendlichen, das in der Regel einen zeitlichen Umfang von 30-45 Minuten hat. Im Anschluss an dieses Gespräch führten die in der Zweitsicht anwesenden und somit auch dem Gespräch zwischen Cheförztn und Jugendlichen beiwohnenden Teilnehmer des ärztlich-therapeutischen Behandlungsteams unabhängig voneinander und ohne weitere Absprachen das Rating auf der OPD-KJ-Achse Struktur durch. Im Vorfeld des Ratings fand kein Austausch mehr zwischen den Ratern über die strukturellen Fähigkeiten des Patienten statt. Die Gruppe der Rater umfasste insgesamt zehn Personen und setzte sich aus Ärzten, Psychologen sowie Kinder- und Jugendlichenpsychotherapeuten zusammen. Alle in der jeweiligen Zweitsicht anwesenden Rater (Einzeltherapeut, Stationsleiter und ggf. Arzt des Patienten sowie Cheförztn und Oberärztin) schätzten das Strukturniveau des Patienten ein. In der Regel lagen dann zu jedem Patienten drei bis fünf Strukturratings vor. Alle Rater hatten im Vorfeld eine entsprechende Schulung erhalten (OPD-KJ Training durch Prof. A. Streeck-Fischer).

### 2.3 Stichprobe

Die Gesamtstichprobe der randomisiert-kontrollierten Wirksamkeitsstudie bestand aus 66 Jugendlichen im Alter von 15-19 Jahren. Die Patienten waren durchschnittlich 16,5 Jahre alt und zu 68,2 % weiblich ( $N = 45$ ). Es handelte sich um eine Stichprobe von Jugendlichen mit komplexen Störungen: Anhand des durchgeführten Strukturierten Klinischen Interviews für DSM-IV (SKID: Wittchen, Zaudig, Fydrich, 1997) erfüllten die Patienten neben den Diagnosekriterien einer Störung des Sozialverhaltens die Kriterien von durchschnittlich 3.1 SKID-I Diagnosen und 1.8 SKID-II Diagnosen. Im Global Assessment of Functioning (GAF: DSM-IV, Achse V) lag der Durchschnittswert der Patientengruppe bei 50.1 ( $SD = 6.3$ ). Dies entspricht einer ernsthaften Beeinträchtigung der Leistungsfähigkeit in verschiedenen Alltagsbereichen (vgl. SKID: Wittchen et al., 1997). Da nicht von allen Studienteilnehmern OPD-KJ Strukturratings vorlagen, konnte im Rahmen der vorliegenden Untersuchung allerdings nur ein Teil der Gesamtstichprobe betrachtet werden, bestehend aus den Patienten der Behandlungsgruppe sowie den nach der sechsmonatigen Wartezeit stationär aufgenommenen Patienten der Wartekontrollgruppe (s. o.). Diese Teilstichprobe umfasste 42 Jugendliche, die sich jedoch hinsichtlich Alter, Geschlecht und Ausmaß der psychischen Beeinträchtigung nicht signifikant von der Gesamtstichprobe unterschieden: Das durchschnittliche Alter der Patienten betrug hier 16,6 Jahre und die Stichprobe umfasste 30 weibliche Jugendliche (71,4 %). Neben den Diagnosekriterien einer Störung des Sozialverhaltens wurden Kriterien von durchschnittlich 3.1 SKID-I Diagnosen und 1.7 SKID-II Diagnosen erfüllt. Der durchschnittliche GAF-Wert der Patienten lag bei 51.1 ( $SD = 6.3$ ).

## 2.4 Statistische Auswertung

Die statistische Auswertung der Daten erfolgte mit dem Statistikprogramm SPSS (Version 20). Zur Bestimmung der Interrater-Reliabilität wurde die Intraklassenkorrelation (ICC) gewählt. Dieses Verfahren ist geeignet, wenn intervallskalierte Daten vorliegen und nicht jeder Patient von jedem Rater beurteilt wurde (Wirtz u. Caspar, 2002). Beides trifft für die Daten unserer Untersuchung zu. Wie oben beschrieben, lagen zu jedem Patienten drei bis fünf Ratings vor. Da der ICC nur mit einer gleichen Anzahl von Ratings pro Fall berechnet werden kann, wurden per Zufallsauswahl drei Ratings pro Patient in die Datenmatrix aufgenommen. Aufgrund der beschriebenen Gegebenheiten (intervallskalierte Daten, unterschiedliche Rater, zufällige Zuweisung der Rater) wurde  $ICC_{\text{einfakt. unjust.}}$  berechnet (vgl. Wirtz u. Caspar, 2002).

Die Überprüfung der Konstruktvalidität erfolgte anhand einer explorativen Faktorenanalyse. Als Extraktionsverfahren wurde die Hauptachsenanalyse gewählt und als Rotationstechnik setzten wir die Varimax-Rotation ein. Zur Bestimmung der Anzahl der zu extrahierenden Faktoren wurde eine Parallelanalyse nach Horn (1965) durchgeführt. Hierbei werden sowohl die empirische Korrelationsmatrix als auch Korrelationsmatrizen normalverteilter Zufallsvariablen faktorisiert und deren Eigenwertverlauf in einem gemeinsamen Diagramm gegenübergestellt. Es werden dann nur die Faktoren extrahiert, deren Eigenwerte größer sind als die der Zufallskorrelationsmatrix. Dieses Vorgehen hat sich als günstig erwiesen, um angemessene Faktorenlösungen zu finden (Fabrigar, Wegener, MacCallum, Strahan, 1999).

## 3 Ergebnisse

### 3.1 Interrater-Reliabilität

Wie oben beschrieben, wurde die Interrater-Reliabilität anhand der Intraklassenkorrelation (ICC) bestimmt. Nach Portney und Watkins (2000) entspricht ein ICC zwischen 0.5 und 0.6 einer moderaten Übereinstimmung, ein ICC zwischen 0.7 und 0.8 einer starken Übereinstimmung und ein ICC  $> 0.8$  wird als nahezu perfekte Übereinstimmung gewertet.

Wie aus Tabelle 1 ersichtlich, liegen die ICC-Werte der OPD-KJ Struktur-Gesamtskala und der beiden Subskalen „Steuerung“ und „Selbst- und Objekterleben“ im Bereich der starken Übereinstimmung (ICC = .71 bis .79). Lediglich die Subskala „Kommunikative Fähigkeiten“ weist mit ICC = .67 etwas schlechtere Werte auf. Während sich bei den Summenwerten also eine recht gute Übereinstimmung zwischen den Ratern nachweisen lässt, differiert die Übereinstimmung bei den einzelnen Items jedoch stark. Hier finden sich Werte von ICC = .30 bis ICC = .63. Die geringste Übereinstimmung findet sich bei dem Item „Internalisierte Kommunikation“ (ICC = .30).

Tabelle 1: Interrater-Reliabilität der OPD-KJ Achse Struktur, N = 42

	Mittelwerte (SD)			ICC
	Rater 1	Rater 2	Rater 3	
<b>Gesamtwert</b>	<b>2.64 (0.35)</b>	<b>2.57 (0.31)</b>	<b>2.63 (0.40)</b>	<b>.79</b>
<b>Steuerung</b>	<b>2.78 (0.34)</b>	<b>2.70 (0.30)</b>	<b>2.74 (0.38)</b>	<b>.73</b>
Negativer Affekt	2.78 (0.46)	2.64 (0.43)	2.70 (0.43)	.49
Selbstgefühl	2.85 (0.30)	2.77 (0.37)	2.80 (0.38)	.57
Impulssteuerung	2.75 (0.55)	2.76 (0.38)	2.79 (0.47)	.53
Steuerungsinstanzen	2.74 (0.45)	2.58 (0.44)	2.65 (.50)	.32
Konfliktbewältigung	2.76 (0.46)	2.71 (0.42)	2.75 (0.48)	.40
<b>Selbst- und Objekterleben</b>	<b>2.51 (0.45)</b>	<b>2.49 (0.36)</b>	<b>2.58 (0.46)</b>	<b>.71</b>
Selbsterleben	2.50 (0.51)	2.60 (0.43)	2.64 (0.53)	.56
Selbst-/Objektdifferenzierung	2.58 (0.59)	2.51 (0.41)	2.62 (0.49)	.47
Objekterleben	2.39 (0.49)	2.46 (0.46)	2.50 (0.53)	.53
Empathie, objektbezogene Affekte	2.55 (0.49)	2.39 (0.51)	2.56 (0.51)	.62
<b>Kommunikative Fähigkeiten</b>	<b>2.63 (0.36)</b>	<b>2.54 (0.39)</b>	<b>2.56 (0.43)</b>	<b>.69</b>
Kontakt	2.52 (0.51)	2.45 (0.48)	2.51 (0.54)	.63
Entschlüsselung fremder Affekte	2.69 (0.49)	2.55 (0.49)	2.61 (0.48)	.42
Kommunikative Funktion eigener Affekte	2.62 (0.44)	2.55 (0.48)	2.50 (0.54)	.48
Reziprozität	2.74 (0.47)	2.58 (0.44)	2.61 (0.50)	.55
Internalisierte Kommunikation	2.58 (0.48)	2.56 (0.42)	2.58 (0.51)	.30

Erläuterungen: Mittelwerte mit Standardabweichung; 1 = gute Integration, 2 = mäßige Integration, 3 = geringe Integration, 4 = Desintegration. ICC = Intraklassen-Korrelationskoeffizient

### 3.2 Konstruktvalidität

Tabelle 2 und 3 stellen die Ergebnisse der Faktorenanalysen dar. Die zur Bestimmung der Anzahl der zu extrahierenden Faktoren durchgeführte Parallelanalyse nach Horn (1965) legte eine zweifaktorielle Lösung nahe, die auch bei Anwendung des Kaiser-Kriteriums und Scree-Plots bestätigt wurde. Die beiden extrahierten Faktoren erklären gemeinsam 79.1 % der Gesamtvarianz. Auf dem ersten Faktor (Varianzaufklärung 43.6 %) laden sowohl die Items der Dimension „Selbst- und Objekterleben“ als auch die Items der Dimension „Kommunikative Fähigkeiten“ hoch. Auf dem zweiten Faktor (Varianzaufklärung 35.5 %) finden sich hingegen nur die Hauptladungen der Items der Dimension „Steuerung“. Tabelle 2 stellt die nach Durchführung der Varimax-Rotation resultierende Faktorenmatrix dar. Aus Gründen der Anschaulichkeit werden in der Tabelle nur Faktorladungen > .50 berichtet, da gemäß gängiger Konventionen erst ab diesem Wert von hohen Ladungen gesprochen werden kann (vgl. Backhaus, Erichson, Plinke, Weber, 2006). Es fällt auf, dass neben der beschriebenen Verteilung der Hauptladungen die Items „Konfliktbewältigung“, „Reziprozität“ und „Internalisierte Kommunikation“ auch relativ hohe Nebenladungen auf dem jeweils anderen Faktor haben (.53, .63 und .57).



Tabelle 2: Konstruktvalidität der OPD-KJ Achse Struktur, 2-Faktoren Lösung (nach Parallelanalyse)

		Faktor 1	Faktor 2
<b>Steuerung</b>	Negativer Affekt		<b>.79</b>
	Selbstgefühl		<b>.76</b>
	Impulssteuerung		<b>.82</b>
	Steuerungsinstantz		<b>.77</b>
	Konfliktbewältigung	.53	<b>.76</b>
<b>Selbst- und Objekterleben</b>	Selbsterleben	<b>.68</b>	
	Selbst-/ Objektdifferenzierung	<b>.83</b>	
	Objekterleben	<b>.80</b>	
	Empathie, objektbezogene Affekte	<b>.89</b>	
<b>Kommunikative Fähigkeiten</b>	Kontakt	<b>.84</b>	
	Entschlüsselung fremder Affekte	<b>.76</b>	
	Kommunikative Funktion eigener Affekte	<b>.74</b>	
	Reziprozität	<b>.64</b>	.63
	Internalisierte Kommunikation	<b>.65</b>	.57

Erläuterungen: erklärte Gesamtvarianz: 79,1%; Hauptachsen-Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation, Eigenwerte < .50 nicht abgebildet; fett = Hauptladungen

In einem zweiten Schritt wurde die vom Instrument vorgegebene, auf theoretischen Annahmen basierende 3-Faktorenlösung in der Berechnung forciert. In diesem Fall erklären die drei Faktoren gemeinsam 83.0 % der Gesamtvarianz. Wie man in Tabelle 3 erkennen kann, bleibt die Dimension „Steuerung“ wieder ein klar abgrenzbarer Faktor (Varianzaufklärung 31.6 %). Auf einem weiteren Faktor (Varianzaufklärung 35.0 %) finden sich wie bei der oben beschriebenen zweifaktoriellen Lösung die Hauptladungen fast aller Items der beiden anderen Dimensionen („Selbst- und Objekterleben“ sowie „Kommunikative Fähigkeiten“). Eine Ausnahme bildet das Item „Selbsterleben“, das nur auf dem dritten Faktor (Varianzaufklärung 16.4 %) hoch lädt. In der Dimension „Selbst- und Objekterleben“ gibt es jedoch zusätzlich zu den Hauptladungen noch hohe Nebenladungen der Items „Objekterleben“ und „Empathie, objektbezogene Affekte“ auf dem dritten Faktor (.56 und .53). Auch die beiden Items „Reziprozität“ und „Internalisierte Kommunikation“ weisen – wie in der zweifaktoriellen Lösung – wieder hohe Nebenladungen auf dem Faktor auf, der die Hauptladungen der Steuerungsisitems umfasst (.60 und .53).

**Tabelle 3:** Konstruktvalidität der OPD-KJ Achse Struktur, forcierte 3-Faktoren Lösung

		Faktor 1	Faktor 2	Faktor 3
<b>Steuerung</b>	Negativer Affekt		<b>.75</b>	
	Selbstgefühl		<b>.73</b>	
	Impulssteuerung		<b>.86</b>	
	Steuerungsinstanz		<b>.74</b>	
	Konfliktbewältigung		<b>.71</b>	
<b>Selbst- und Objekterleben</b>	Selbsterleben			<b>.74</b>
	Selbst-/ Objektdifferenzierung	<b>.72</b>		
	Objekterleben	<b>.63</b>		<b>.56</b>
	Empathie, objektbezogene Affekte	<b>.74</b>		<b>.53</b>
<b>Kommunikative Fähigkeiten</b>	Kontakt	<b>.76</b>		
	Entschlüsselung fremder Affekte	<b>.81</b>		
	Kommunikative Funktion eigener Affekte	<b>.79</b>		
	Reziprozität	<b>.62</b>	<b>.60</b>	
	Internalisierte Kommunikation	<b>.58</b>	<b>.53</b>	

Erläuterungen: erklärte Gesamtvarianz: 83,0%; Hauptachsen-Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation, Eigenwerte < .50 nicht abgebildet; fett = Hauptladungen

## 4 Diskussion

Im Rahmen der vorliegenden Studie wurde geprüft, inwiefern die OPD-KJ-Achse Struktur, die sich unter Forschungsbedingungen bereits in einigen Studien als reliables und valides Erhebungsinstrument erwiesen hat (vgl. Weitkamp et al., 2012), auch bei einer Integration des Strukturratings in die Abläufe der klinischen Routine vergleichbar gute Ergebnisse liefert. Hierzu wurde zum einen die Interrater-Reliabilität bestimmt, die sich zwischen jeweils drei geschulten Beurteilern bei einem unabhängigen Rating am Ende der so genannten „Zweitsicht“ ergab, auf der Basis des in diesem Rahmen stattfindenden diagnostischen Gesprächs zwischen Chefärztin und Jugendlichen. Zum anderen wurde faktorenanalytisch geprüft, ob sich die auf theoretischen Annahmen basierenden drei Dimensionen der Achse Struktur anhand der empirischen Daten bestätigen lassen. Bisherige Untersuchungen hatten empirisch eher eine zweifaktorielle Lösung beschrieben (Winter et al., 2011; Weitkamp et al., 2012).

Hinsichtlich der ersten Fragestellung sprechen die Ergebnisse unserer Untersuchung dafür, dass für die OPD-KJ-Achse Struktur auch bei einem Einsatz des Instruments im Rahmen der klinischen Routine zumindest für die vier Skalenwerte hinreichend gute Interrater-Reliabilitäten erzielt werden können. Die entsprechenden Werte sind zwar etwas schlechter als die der Studie von Benecke et al. (2011), allerdings wurden dort die Struktureinschätzungen auch von mit der OPD sehr vertrauten Ratern durchgeführt, die sich zudem regelmäßig über ihre Ergebnisse austauschten und damit ihre Ratings an der Gesamtratergruppe justieren konnten. Im Vergleich zu den Ergebnis-

sen von Seiffge-Krenke et al. (2011) hingegen, in der geschulte Studenten die Ratings durchführten, wurden in unserer Studie bessere Interrater-Reliabilitäten erzielt. Die in unserer Untersuchung gefundenen geringeren Übereinstimmungen zwischen den Ratern in einzelnen Items könnten aus unserer Sicht auf die bisher noch unscharfe Definition der vier Skalenstufen zurückzuführen sein. Während nämlich in der OPD-E für alle Items zu jeder Skalenstufe Ankerbeispiele vorliegen, sind in der OPD-KJ bislang nur Ankerbeispiele für ein optimal integriertes Strukturniveau beschrieben. Die Zuordnung zu den vier Skalenstufen ergibt sich gemäß des Manuals dann danach, wie flexibel, wie gut, wie häufig und wie eigenständig das Kind oder der Jugendliche die einzelnen strukturellen Leistungen erbringen kann (Arbeitsgruppe OPD-KJ, 2007). Durch diese unscharfe Definition kann es natürlich leichter zu Abweichungen zwischen den Ratern kommen, je nach subjektiver Bewertung dieser vier Aspekte. Insbesondere, wenn Rater nur an einer Schulung zur OPD-KJ teilgenommen haben und noch keine intensive Erfahrung im Umgang mit dem Instrument haben, fällt ihnen dadurch die differenzierte Einschätzung des Strukturniveaus vor allem auf der Ebene einzelner Items vielleicht schwerer. In der Studie von Benecke et al. (2011) ist dies aufgrund der Erfahrung der Rater vermutlich weniger ins Gewicht gefallen. In der Studentenchprobe von Seiffge-Krenke et al. (2011) werden die Interrater-Reliabilitäten der einzelnen Items nicht berichtet, somit kann hier leider kein Vergleich zu unseren Ergebnissen gezogen werden. Ein weiterer Nachteil der uneindeutigen Definition der Skalenstufen besteht unseres Erachtens auch darin, dass allgemeine Normen für das Rating damit schwerer zu etablieren sind. Eine hohe Interrater-Reliabilität innerhalb einer spezifischen Ratergruppe spricht erstmal nur dafür, dass die Rater eine zuverlässige interne Norm gefunden haben. Ob sich vergleichbare Übereinstimmungen mit Ratern aus anderen Gruppen ergeben würden, bleibt allerdings fraglich. Somit wäre es aus unserer Sicht dringend erforderlich, entsprechend des Manuals der OPD-E auch für die OPD-KJ Strukturachse Ankerbeispiele für alle vier Skalenstufen zu entwerfen.

Bezüglich der Interpretation der Interrater-Reliabilitäten unserer Untersuchung ist einschränkend anzuführen, dass die Daten zur OPD-KJ Strukturachse im Rahmen einer randomisiert-kontrollierten Wirksamkeitsstudie erhoben wurden, wodurch es sich bei der untersuchten Stichprobe um eine relativ homogene Patientengruppe handelt, die ausschließlich stationär behandelte Jugendliche mit der ICD-10 Diagnose F 92 „Kombinierte Störung des Sozialverhaltens und der Emotionen“ umfasste. Da dies eine Patientenklintel mit oftmals strukturellen Defiziten ist, war die Varianz in der Höhe des Strukturniveaus zwischen den Patienten erwartungsgemäß relativ gering (vgl. Tabelle 1). Dadurch, dass das OPD-KJ Strukturrating in den klinischen Ablauf integriert wurde, erfolgte die Einschätzung des Strukturniveaus zudem nicht verblindet, sondern die Rater waren über die Diagnosen und die Anamnese des Patienten informiert. Dies kann sich natürlich zusätzlich – im Sinne von Erwartungseffekten – auf die Homogenität der Strukturwerte zwischen den Patienten ausgewirkt haben. Da sich die Interrater-Reliabilität bei Anwendung der Intraklassenkorrelation formelbedingt umso besser abbilden lässt, je heterogener die Merkmalsausprägung innerhalb

der Stichprobe ist (Wirtz u. Caspar, 2002), könnte sich die beschriebene Homogenität der Strukturwerte eventuell sogar negativ auf die Interrater-Reliabilitäten ausgewirkt haben. In zukünftigen Studien sollte daher die Interrater-Reliabilität der OPD-KJ Strukturachse unbedingt noch einmal im Kontext der klinischen Routine an einer Stichprobe mit heterogenen Störungsbildern untersucht werden. Dadurch könnte auch überprüft werden, ob einzelne Items in Abhängigkeit von bestimmten Störungsbildern schlechter anhand der dem Rating zugrunde liegenden Gesprächssituation einschätzbar sind und allein deshalb geringere Interrater-Reliabilitäten aufweisen. So ist beispielsweise denkbar, dass in der von uns untersuchten Patientenstichprobe vor allem die strukturellen Leistungen, die innere Prozesse der Jugendlichen betreffen, in dem Zweitsichtgespräch weniger gut von den Patienten beschrieben werden konnten und damit auch von den Ratern schwerer zu beurteilen waren.

Ein weiterer zu diskutierender Aspekt ist die Zusammensetzung der Rater, die sich aus den Realitäten des klinischen Alltags ergibt. Alle Rater hatten zwar im Vorfeld der Studie mindestens einen Grundkurs in der OPD-KJ Strukturachse absolviert, die Erfahrung im Einsatz des Instruments (Teilnahme am Grundkurs vs. OPD-KJ Arbeitsgruppenmitglied und Trainer) als auch die Berufserfahrung als Therapeut (2-25 Jahre) variierte allerdings zwischen den Ratern. Sowohl Studien zur OPD-E Strukturachse als auch entsprechende Studien zur OPD-KJ Strukturachse geben Hinweise darauf, dass sich beides, die Vertrautheit mit dem Instrument wie auch die klinische Erfahrung der Rater positiv auf die Interrater-Reliabilität auswirkt (Benecke et al., 2009; Cierpka et al., 2001; Weitkamp et al., 2012). Die Ergebnisse unserer Untersuchung zeigen zwar, dass sich unter klinischen Alltagsbedingungen zufriedenstellende Interrater-Übereinstimmungen ergeben, wenn mindestens ein OPD-KJ Grundkurs von jedem Rater besucht wurde. Ob die Interrater-Reliabilitäten sich durch klinische Erfahrung oder Routine in der Anwendung des Instruments noch verbessern ließen bzw. ob es Unterschiede zwischen den Ratern in Abhängigkeit von ihren diesbezüglichen Vorerfahrungen gibt, kann anhand unserer Daten allerdings nicht überprüft werden. Prinzipiell wäre dies jedoch eine wichtige Frage, die in Folgestudien noch systematischer untersucht werden sollte. In den Studien von Benecke et al. (2009) und Seiffge-Krenke et al. (2011) ergaben sich zum Beispiel sowohl für die OPD-E als auch für die OPD-KJ Hinweise darauf, dass die klinische Erfahrung der Rater mindestens genauso relevant ist wie ihre Vertrautheit mit dem Manual. In beiden Fällen wurden bei Studentenratings schlechtere Interrater-Reliabilitäten gefunden als bei Ratings von klinisch erfahrenen Beurteilern. Wie stark die klinische Erfahrung wiederum mit der Manualvertrautheit bzw. zumindest der Vertrautheit mit den darin operationalisierten psychodynamischen Konstrukten korreliert, ist in den bisher veröffentlichten Arbeiten allerdings nicht explizit benannt. Somit kann anhand der vorliegenden Daten auch nicht bestimmt werden, wie stark sich die beiden genannten Expertisen unabhängig voneinander auf die Interrater-Übereinstimmung auswirken.

Neben den bisher genannten Diskussionspunkten muss natürlich noch ein grundsätzliches Problem bei der Bestimmung von Interrater-Reliabilitäten im Rahmen der

klinischen Routine angeführt werden, nämlich dass im stationären Versorgungskontext immer ein gewisser Austausch zwischen den Mitgliedern des therapeutischen Teams stattfindet, der dazu führt, dass es im Verlauf der Behandlung eines Patienten zu klinischen Konsensbildungen zwischen den Teammitgliedern kommt. Auch in unserer Untersuchung kann daher nicht ausgeschlossen werden, dass dieser alltägliche Austausch im Behandlungsteam vereinzelt Auswirkungen auf die Strukturratings hatte. Auf der anderen Seite ist die Zweitsicht des Patienten, in der das Rating erfolgte, wie oben beschrieben, die erste gemeinsame Fallbesprechung des Gesamtteams und somit quasi Grundlage einer ersten expliziten klinischen Konsensbildung des Behandlungsteams. Im Vorfeld erlebten die einzelnen Rater den Jugendlichen hingegen in sehr unterschiedlichen Kontexten (Einzeltherapie, Alltag auf der Station, medizinische Untersuchung, Visite), so dass aus unserer klinischen Erfahrung von den einzelnen Berufsgruppen eher unterschiedliche Aspekte des Patienten wahrgenommen werden. Letzteres könnte zum Beispiel auch erklären, warum insbesondere Items wie „Internalisierte Kommunikation“ und „Steuerungsinstanzen“ weniger hohe Interrater-Reliabilitäten aufweisen. Die Ergebnisse unserer Untersuchung sollten allerdings auch nicht als ein weiterer Beleg für die grundsätzliche Güte der Interrater-Reliabilität des Instruments verstanden werden, sondern vorrangig überprüfen, ob sich das Instrument für die Anwendung in der klinischen Routine eignet, in der es in der Regel nicht möglich ist, strengen Forschungsstandards gerecht zu werden. In diesem Sinne können unsere Ergebnisse zeigen, dass sich bei Anwendung der OPD-KJ Strukturachse im Rahmen der klinischen Routine zwischen geschulten Ratern aus unterschiedlichen Berufsgruppen zufriedenstellende Interrater-Reliabilitäten ergeben. Nichtsdestotrotz wäre es wünschenswert, dass die Ergebnisse unserer Studie in zukünftigen Untersuchungen noch einmal überprüft werden, indem beispielsweise zusätzlich zu den Mitgliedern des ärztlich-therapeutischen Teams ein weiterer unabhängiger Beurteiler an dem Zweitsichtgespräch und anschließenden Strukturrating teilnimmt.

Bezüglich der Konstruktvalidität der OPD-KJ-Achse „Struktur“ bestätigten sich in unserer Untersuchung zunächst einmal die Ergebnisse zweier anderer Studien zur OPD-KJ. Sowohl in der Arbeit von Winter et al. (2011) als auch in der von Weitkamp et al. (2012) ergab sich empirisch eher eine zweifaktorielle Lösung. In beiden Studien entsprach ein Faktor der Dimension „Steuerung“, der andere Faktor umfasste die beiden Dimensionen „Selbst- und Objekterleben“ sowie „Kommunikative Fähigkeiten“. Auch diese Aufteilung stimmt mit den Ergebnissen unserer Untersuchung überein. Somit ist vor dem Hintergrund der bisherigen Datenlage anzunehmen, dass sich die Dimensionen „Selbst- und Objekterleben“ sowie „Kommunikative Fähigkeiten“, zumindest wie sie in der OPD-KJ durch die ihnen zugehörigen Items definiert sind, inhaltlich stark überschneiden und nicht wirklich zwei getrennte Aspekte der psychischen Struktur bilden. Bei einer Überarbeitung des Manuals erschiene daher entweder eine Zusammenlegung der beiden Dimensionen oder eine trennschärfere Formulierung der Ankerbeispiele sinnvoll. Die drei Items „Konfliktbewältigung“, „Reziprozität“ und „Internalisierte Kommunikation“ hatten zudem neben ihren Haupt-

ladungen noch relativ hohe Nebenladungen ( $> .50$ ) auf dem jeweils anderen Faktor. Dies spricht ebenfalls dafür, dass in diesen Items Konzepte beider Faktoren enthalten sind. Auch in diesen Fällen wären die Ankerbeispiele noch einmal daraufhin zu prüfen, inwiefern sie sich klar einer Dimension der Strukturachse zuordnen lassen, und gegebenenfalls entsprechend zu überarbeiten.

In der zusätzlich von uns betrachteten forcierten dreifaktoriellen Lösung luden außerdem nicht – wie anhand der im Manual vorgegebenen Struktur zu erwarten wäre – die Items der Dimensionen „Selbst- und Objekterleben“ und „Kommunikative Fähigkeiten“ auf zwei verschiedenen Faktoren, sondern stattdessen teilten sich eher die Items der Dimension „Selbst- und Objekterleben“ auf zwei Faktoren auf. Am deutlichsten grenzte sich hierbei das Item „Selbsterleben“ von den anderen ab. Dies deckt sich auch mit Beobachtungen von Benecke et al. (2011). Die Autoren kritisieren in ihrer Arbeit die uneindeutige Definition des Items „Selbsterleben“, da ihrer Ansicht nach darin unterschiedliche Aspekte enthalten seien, nämlich Selbstwahrnehmung, Affektdifferenzierung und Identität. Aus diesem Grund veränderten sie für das Strukturating ihrer Studie auch die vom Manual vorgegebenen Items insofern, als sie eine Aufteilung des Items „Selbsterleben“ in „Selbst/Affektdifferenzierung“ und „Identität“ vornahmen. Benecke et al. (2011) stellten zudem auch in ihren Daten fest, dass sich die Strukturwerte zu „Selbsterleben“ und „Objekterleben“ in vielen Fällen deutlich unterschieden. Daher trennten sie im Gesamttrating „Selbsterleben“ und „Objekterleben“ und entwarfen damit quasi bereits die von uns empirisch vorgefundene Faktorenstruktur. Bei einer Überarbeitung des Manuals wäre somit zu überdenken, ob statt der bisherigen konzeptuellen Unterteilung in die Dimensionen „Selbst- und Objekterleben“ und „Kommunikative Fähigkeiten“, die sich auf Basis der bisher durchgeführten faktorenanalytischen Untersuchungen empirisch nicht bestätigen ließ, eher der Aspekt „Selbsterleben“ als eigenständige Dimension verstanden und noch differenzierter ausgearbeitet werden sollte.

Einschränkend ist zusätzlich zu den bereits im Kontext der Interrater-Reliabilitätsanalyse genannten Punkten zu bemerken, dass die der Untersuchung zugrunde liegende Stichprobe mit  $N = 42$  für eine Faktorenanalyse relativ klein war. Somit sind die gefundenen Ergebnisse sicher nur unter Vorbehalt bzw. im Zusammenhang mit den Ergebnissen der anderen Untersuchungen zur Konstruktvalidität der OPD-KJ-Achse Struktur interpretierbar.

Insgesamt ergaben sich – trotz der benannten Grenzen der Untersuchung – in der vorliegenden Studie vielversprechende Hinweise darauf, dass die OPD-KJ-Achse Struktur auch im Rahmen der klinischen Routine reliable und valide Ergebnisse liefern kann. Zugleich zeigten sich jedoch auch einige Schwächen des Instruments, insbesondere im Hinblick auf eine klare Definition der Items sowie die dimensionale Gliederung der Strukturachse. Diese Befunde sollten unbedingt in weiteren Studien systematisch untersucht werden und nach Möglichkeit in eine geplante Überarbeitung des OPD-KJ Manuals einfließen.

## Literatur

- APA – American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders – DSM-IV-TR* (4. Aufl., Text Revision). Washington DC: APA.
- Arbeitskreis OPD (1996). *Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik. Grundlagen und Manual*. Bern: Huber.
- Arbeitskreis OPD (2006). *Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik – OPD-2. Das Manual für Diagnostik und Therapieplanung*. Bern: Huber.
- Arbeitskreis OPD-KJ (2003). *Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik im Kindes- und Jugendalter. Grundlagen und Manual*. Bern: Huber.
- Arbeitskreis OPD-KJ (2007). *Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik im Kindes- und Jugendalter. Grundlagen und Manual* (2., überarb. Aufl.). Bern: Huber.
- Backhaus, K., Erichson, B., Plinke, W., Weiber, R. (2006). *Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin: Springer.
- Benecke, C., Bock, A., Wieser, E., Tschiesner, R., Lochmann, M., Küspert, F., Schorn, R., Viertler, B., Steinmayr-Gensluckner, M. (2011). Reliabilität und Validität der OPD-KJ-Achsen Struktur und Konflikt. *Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie*, 60, 60-73.
- Benecke, C., Koschier, A., Peham, D., Bock, A., Dahlbender, R. W., Biebl, W., Doering, S. (2009). Erste Ergebnisse zu Reliabilität und Validität der OPD-2 Strukturachse. *Zeitschrift für Psychosomatische Medizin und Psychotherapie*, 55, 84-96.
- Cierpka, M., Grande, T., Rudolf, G., von der Tann, M., Stasch, M., the OPD Task Force (2007). The Operationalized Psychodynamic Diagnostics System: Clinical Relevance, Reliability and Validity. *Psychopathology*, 40, 209-220.
- Cierpka, M., Grande, T., Stasch, M., Oberbracht, C., Schneider, W., Schüssler, G., Heuft, G., Dahlbender, R., Schauenburg, H., Schneider, G. (2001). Zur Validität der Operationalisierten Psychodynamischen Diagnostik. *Psychotherapeut*, 46, 122-133.
- Dilling, H., Mombour, W., Schmidt, M. H. (Hrsg.) (1991). *Internationale Klassifikation psychischer Störungen. (ICD-10)*. Bern: Huber.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4, 272-299.
- Freyberger, H. J., Dierse, B., Schneider, W., Strauß, B., Heuft, G., Schauenburg, H., Pouget-Schors, D., Seidler, G. H., Küchenhoff, J., Hoffmann, S. O. (1996). Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik (OPD) in der Erprobung – Ergebnisse einer multizentrischen Anwendungs- und Praktikabilitätsstudie. *Psychotherapie, Psychosomatik und Medizinische Psychologie*, 46, 356-365.
- Freyberger, H. J., Schneider, W., Heuft, G., Schauenburg, H., Seidler, G. H. (1998). Zur Anwendung, Praktikabilität, Reliabilität und zukünftigen Forschungsfragestellungen der OPD. In H. Schauenburg, H. J. Freyberger, M. Cierpka, P. Buchheim (Hrsg.), *OPD in Praxis. Konzepte, Anwendungen, Ergebnisse der Operationalisierten Psychodynamischen Diagnostik* (S. 105-120). Bern: Huber.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Piaget, J. (1973). *Das Erwachen der Intelligenz beim Kinde*. Stuttgart: Klett-Cotta.
- Portney, L. G., Watkins, M. P. (2000). *Foundations of Clinical Research*. New Jersey: Prentice Hall.
- Resch, F., Koch, E. (2012). Bedeutung der Strukturachse für Therapieplanung und Behandlung. *Kinderanalyse*, 20, 4-20.



- Rudolf, G. (2007). Die Struktur der Persönlichkeit. In G. Rudolf, P. Henningsen (Hrsg.), *Psychotherapeutische Medizin und Psychosomatik* (S. 55-72). Stuttgart: Thieme.
- Rudolf, G., Buchheim, P., Ehlers, W., Küchenhoff, J., Muhs, A., Pouget, D., Rüger, U., Seidler, G. H., Schwarz, F. (1995). Struktur und strukturelle Störung. *Zeitschrift für Psychosomatische Medizin*, 41, 197-212.
- Salzer, S., Cropp, C., Jaeger, U., Masuhr, O., Streeck-Fischer, A. (eingereicht). Psychodynamic therapy for adolescents suffering from comorbid disorders of conduct and emotions in an inpatient setting: A randomized controlled trial.
- Seiffge-Krenke, I., Mayer, S., Winter, S. (2011). Beurteilerübereinstimmung bei der OPD-KJ: Wovon hängt sie ab und welchen Erfolg bringt das Training? *Klinische Diagnostik und Evaluation*, 4, 176-193.
- Weitkamp, K., Wiegand-Grefe, S., Romer, G. (2012). Operationalisierte Psychodynamische Diagnostik im Kindes- und Jugendalter (OPD-KJ). Ein systematischer Review zur empirischen Validierung. *Kinderanalyse*, 20, 148-170.
- Winter, S., Jelen, A., Pressel, C., Lenz, K., Lehmkuhl, U. (2011). Klinische und empirische Befunde zur OPD-KJ. *Praxis der Kinderpsychologie und Kinderpsychiatrie*, 60, 41-59.
- Wirtz, M., Caspar, F. (2002). Beurteilerübereinstimmung und Beurteilerreliabilität. Methoden zur Bestimmung und Verbesserung der Zuverlässigkeit von Einschätzungen mittels Kategoriensystemen und Ratingskalen. Göttingen: Hogrefe.
- Wittchen, H.-U., Zaudig, M., Fydrich, T. (1997). *Strukturiertes Klinisches Interview für DSM-IV*. Göttingen: Hogrefe.
- Zimmermann, J., Ehrental, J. C., Hörz, S., Rentrop, M., Rost, R., Schauenburg, H., Schneider, W., Waage, M., Cierpka, M. (2010). Neue Validierungsstudien zur Operationalisierten Psychodynamischen Diagnostik (OPD-2). *Psychotherapeut*, 55, 69-73.

**Korrespondenzanschrift:** Dipl.-Psych. Carola Cropp, Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn, 37124 Rosdorf; E-Mail: c.cropp@asklepios.com

*Carola Cropp und Leonard F. Häusser, Abteilung für Psychiatrie und Psychotherapie des Kindes- und Jugendalters, Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn; Simone Salzer, Abteilung für Psychosomatische Medizin und Psychotherapie, Georg-August-Universität Göttingen; Annette Streeck-Fischer, Abteilung für Psychiatrie und Psychotherapie des Kindes- und Jugendalters, Asklepios Fachklinikum Tiefenbrunn und International Psychoanalytic University, Berlin*