

Psychometrische Kennwerte einer deutschen Übersetzung des Parental Bonding Instrument

Psychometric Properties of a German Translation of the Parental Bonding Instrument

Autoren

Annika B.E. Benz¹ , Liliane Vanessa Kloker¹, Tim Kuhlmann^{2,3}, Maria Meier¹, Eva Unternaehrer^{1,4}, Ulrike U. Bentele¹, Stephanie J. Dimitroff¹, Bernadette F. Denk¹, Ulf-Dietrich Reips³, Jens C. Pruessner¹

Institute

- 1 Neuropsychologie, Universität Konstanz, Deutschland
- 2 Psychologische Diagnostik und Differentielle Psychologie, Universität Siegen, Deutschland
- 3 Psychologische Methoden, Diagnostik & iScience, Universität Konstanz, Deutschland
- 4 Klinik für Kinder und Jugendliche, Universität Basel, Universitäre Psychiatrische Kliniken Basel (UPK), Switzerland

Schlüsselwörter

Parental Bonding Instrument, Erziehungsstil, Deutsche Übersetzung, Psychometrische Eigenschaften, Faktorenanalyse

Key words

Parental Bonding Instrument, Parenting Style, German Translation, Psychometric Properties, Factor analysis

Korrespondenzadresse

Annika B. E. Benz, M.Sc.
Klinische Neuropsychologie
Universität Konstanz
Universitätsstraße 10
78464 Konstanz
Deutschland
annika.benz@uni-konstanz.de

ZUSAMMENFASSUNG

Das elterliche Erziehungsverhalten beeinflusst sowohl die Entwicklung eines Kindes als auch die Entstehung und Behandlung psychischer Störungen. Das Parental Bonding Instrument (PBI; Parker, Tupling & Brown, 1979) ist ein bekanntes Instrument zur retrospektiven Erfassung des elterlichen Erziehungsstils. Bisher existiert jedoch keine ausreichend validierte deutsche Version. Daher entwickelten wir eine sprachlich aktuelle, deutsche Übersetzung des PBI (PBI-dt) und untersuchten in einer Onlinestudie anhand einer deutschsprachigen Stichprobe (N = 791) die psychometrischen Eigenschaften des PBI-dt hinsichtlich Item- und Reliabilitätskennwerten, Konstrukt- und Kriteriumsvalidität sowie der faktoriellen Struktur.

Die Analysen ergaben gute Item- und Reliabilitätskennwerte ($\alpha = 0,86-0,95$). Die Skalen des PBI korrelierten in den erwarteten Richtungen mit den Skalen des Childhood Trauma Questionnaire (CTQ). Außerdem wurden signifikante Unterschiede im berichteten elterlichen Erziehungsstil zwischen Personen mit und ohne psychische Erkrankung sowie zwischen übergewichtigen und normalgewichtigen Personen gefunden. Diese Ergebnisse weisen auf das Vorliegen von hoher Konstrukt- und Kriteriumsvalidität hin. Konfirmatorische Faktorenanalysen ergaben in allen untersuchten Fitindizes eine akzeptable Modellanpassungsgüte sowohl für das 2-Faktorenmodell von Parker et al. (1979) als auch für das 3-Faktorenmodell mit den Subskalen FürsorgeFürsorgeFürsorgeFürsorgeFürsorgeFürsorge, Einschränkung der VerhaltensfreiheitEinschränkung der VerhaltensfreiheitEinschränkung der VerhaltensfreiheitEinschränkung der VerhaltensfreiheitEinschränkung der Verhaltensfreiheit sowie Verweigerung psychologischer AutonomieVerweigerung psychologischer AutonomieVerweigerung psychologischer AutonomieVerweigerung psychologischer Autonomie. Die Verwendung einer 3-Faktorenstruktur konnte zudem inhaltlichen Mehrwert bieten, z. B. eine bessere Differenzierung zwischen normal- und übergewichtigen Personen. Insgesamt weist die vorliegende deutsche Übersetzung

des PBI somit gute psychometrische Eigenschaften auf und stellt ein reliables Messinstrument dar.

ABSTRACT

Parenting behavior affects a child's development as well as the etiology and treatment of mental disorders. The Parental Bonding Instrument (PBI; Parker, Tupling & Brown, 1979) is a well-known measurement tool to retrospectively assess parenting styles. Yet, no sufficiently validated German version exists to date. Therefore, we developed an updated translation of the German PBI version (PBI-dt) and analyzed its psychometric properties in an online survey based on a sample of $n = 791$ German-speaking participants with a focus on item and reliability characteristics, construct and criterion validity as well as factorial structure of the PBI-dt.

Our results indicated good item characteristics and reliability ($\alpha = 0.86-0.95$). Correlations between PBI and CTQ-SF (Childhood Trauma Questionnaire Short Form) scales were in line with the literature. Significant differences in the reported pa-

renting style were found between people with and without mental illness as well as between normal-weight and overweight people. These results indicated the presence of good construct and criterion validity. Confirmatory factor analyses indicated an acceptable model fit for all fit indices in the original 2-factor model of Parker et al. (1979) as well as in the 3-factor model with the scales CareCareCareCareCareCare, Discouragement of behavioral freedomDiscouragement of behavioral freedomDiscouragement of behavioral freedomDiscouragement of behavioral freedom and Denial of psychological autonomyDenial of psychological autonomyDenial of psychological autonomyDenial of psychological autonomy. A 3-factor structure provided additional information, e. g., a better differentiation between normal and overweight people. Hence, this German translation of the PBI has good psychometric properties and is a reliable measuring instrument.

Einleitung

Die Beziehung zwischen einem Kind und seinen Eltern ist nicht nur entscheidend für die frühen Entwicklungsphasen, sondern stellt auch entscheidende Weichen für das spätere Leben [1, 2]. So beeinflusst die Qualität dieser Bindungserfahrung die psychosoziale Entwicklung in der Kindheit ebenso wie die körperliche und psychische Gesundheit im Erwachsenenalter [3, 4] und kann sowohl Stress auslösend als auch die Stressreaktion abmildern [5]. Diese Bindung ist – neben individuellen Unterschieden im Bindungsverhalten des Kindes – besonders durch den elterliche Erziehungsstil geprägt, der sich aus mehreren Dimensionen zusammensetzt [6, 7], darunter emotionale Aspekte wie Fürsorge und Wärme, sowie kognitive und Verhaltensaspekte wie Autonomieförderung oder Kontrolle und Überfürsorglichkeit [8]. Kinder, die mit fürsorglichen und autonomie-fördernden Eltern aufwachsen, weisen oft ein stabileres Selbstbild und bessere interpersonale Kompetenzen [9] auf als Kindern von weniger fürsorglichen und stärker kontrollierenden Eltern. Diese berichten häufiger Schwierigkeiten im Umgang mit Stress und einen schlechteren psychischen Gesundheitszustand [10]. Diese negativen Bindungs- und Erfahrungserfahrungen begünstigen die Entwicklung psychischer Erkrankungen wie Depressionen [4] und Essstörungen, aber auch Übergewicht [11] und sind darüber hinaus mit dem Therapieerfolg assoziiert [12]. Verschiedene Theorien erklären diesen Zusammenhang u. a. mit neurobiologischen Veränderungen im Stresssystem [13].

Um die Rolle des elterlichen Erziehungsstils für die Ätiologie und Therapie psychischer Erkrankungen besser zu verstehen, ist eine reliable, valide und international vergleichbare Erfassung des elterlichen Erziehungs- und Bindungsverhalten unerlässlich. Das Ende der 70er Jahre von Gordon Parker und Kollegen in Australien entwickelte originale Parental Bonding Instrument (PBI-org) bietet ein häufig genutztes Messinstrument mit jeweils 25 Items für Mutter und Vater [14], das auf der subjektiven Beurteilung des erinnerten Erziehungsstil während der ersten 16 Lebensjahre beruht. Auch

wenn die zeitliche Stabilität des Erziehungsverhaltens ebenso wie die Validität des PBI-org als retrospektiver Selbstbericht häufig kritisch diskutiert wurde [15, 16], weist das PBI-org gute Testgütekennwerten auf und ist in viele Sprachen verfügbar (u. a. niederländisch [17], spanisch [18], japanisch [19]). Für die Verwendung des PBI im deutschsprachigen Raum ergeben sich jedoch 2 weitere Schwierigkeiten: zum einen die psychometrische Qualität der verfügbaren deutschen Übersetzungen des PBI und zum anderen die Faktorenstruktur. Zum einen existieren für die 2 vorliegenden deutschen Übersetzungsversionen keine oder nur unvollständige Überprüfungen psychometrischer Eigenschaften. Dabei handelt es sich um eine Übersetzung von Leonhardt (1991) in Zusammenarbeit mit Kommer [20] und eine zweite freiere Übersetzung mit veränderter Itemreihenfolge und Skalierung von Lutz, Heyn und Kommer von 1995, die als Fragebogen zur elterlichen Bindung (FEB) veröffentlicht wurde [21]. Während der FEB zwar einen nützlichen Ausgangspunkt für die deutschsprachige Anwendung des PBI mit einer 2-Faktorenstruktur und guter bis sehr guter interner Konsistenz bietet, fehlen jedoch Informationen zum Analyseprozess [22]. Zum anderen ist die Faktorenstruktur des PBI umstritten. Parkers Team identifizierte bereits in der Entwicklungsphase des PBI mittels explorativer Faktorenanalyse 3 Faktoren, die sie aufgrund statistischer und inhaltlicher Überlegungen auf 2 Faktoren, Fürsorge (Care) und Kontrolle (Overprotection), reduzierten. Diese 2 Skalen ermöglichen mithilfe von Schwellenwerten eine oft genutzte Einteilung in 4 Erziehungsstile: optimale Bindung (hohe Fürsorge und geringe Kontrolle), liebevoll-einschränkend (hohe Fürsorge und Kontrolle), lieblos-kontrollierend (geringe Fürsorge und hohe Kontrolle) und fehlende oder schwache Bindung (geringe Fürsorge und Kontrolle) [14]. Während diese ursprünglich vorgeschlagene 2-Faktorenstruktur mehrfach repliziert wurde (u. a. [17]), konnten andere Forschungsgruppen je nach Übersetzungsversion des PBI Belege für 3-Faktorenlösungen [23], sowie für eine 4-Faktorenlösung finden [24]. Neben methodischen scheinen dabei auch kulturelle

Aspekte für die unterschiedlichen Faktorenlösungen relevant zu sein. Während der ursprünglich von Parker berichtete Faktor Fürsorge, d. h. das Erleben von elterlicher Wärme, Zuneigung und Unterstützung, als eindeutiger Faktor identifiziert werden konnte, wurde der Faktor Kontrolle oftmals in 2 unterschiedliche Faktoren, insbesondere Einschränkung von Verhaltensfreiheit und Verweigerung von psychologischer Autonomie unterteilt. Diese teilen überbehütendes und kontrollierendes Verhalten der Eltern auf in verhaltensbezogene Einschränkungen, z. B. strenge Regeln bezüglich Kleidung oder Freizeitgestaltung, und die Begrenzung der Selbstständigkeit eines Kindes [23]. Eine Darstellung 3 verschiedener Faktormodelle und deren Itemzuordnung findet sich im **Zusatzmaterial ▶ Tab. Z2**.

Ziel dieser Studie war die psychometrische Überprüfung einer aktuellen deutschen Version des PBI, da für eine zuverlässige Verwendung einer Fragebogenübersetzung nicht ohne Weiteres von den gleichen psychometrischen Eigenschaften wie im Original ausgegangen werden kann [25]. Dazu erstellten wir eine aktuelle deutsche Übersetzung des PBI (PBI-dt), die sich nah am Originalfragebogen (PBI-org) orientiert und dessen Itemreihenfolge und Skalierung beibehält. Die psychometrischen Eigenschaften des PBI-dt und die Modellanpassungsgüte verschiedener Faktorenlösungen prüften wir anhand einer großen Online-Stichprobe. Zur Abschätzung der konvergenten sowie diskriminanten Konstruktvalidität untersuchten wir als erste Annäherung Zusammenhänge der PBI-dt Subskalen mit Skalen des Childhood Trauma Questionnaire Short-Form (CTQ-SF) [26]. Der CTQ-SF erfasst belastende und traumatische Erlebnisse in Kindheit und Jugend auf 5 Subskalen (emotionaler, körperlicher und sexueller Missbrauch, sowie emotionale und körperliche Vernachlässigung), die unterschiedlich stark mit den PBI Skalen korrelieren [27]. Die Hypothese, dass psychisch Erkrankte sowie Übergewichtige weniger Fürsorge und mehr Kontrolle von den Eltern berichten, diente der Abschätzung der Kriteriumsvalidität.

Methode

Übersetzungsprozess

Um eine sprachlich aktuelle, deutsche Übersetzung des PBI zu erstellen und dabei sprachliche, konzeptionelle und metrische Vergleichbarkeit zum PBI-org zu schaffen, führten wir einen mehrstufigen Übersetzungsprozess entsprechend der European Social Survey Translation Guidelines zur Übersetzung von Fragebögen durch [28]. Der Übersetzungsprozess wurde fortlaufend dokumentiert und umfasste Parallelübersetzungen, einen moderierten Review-Prozess, die sprachliche Überprüfung durch unabhängige Experten und einen kognitiven Pretest. Der Ablauf des Übersetzungsprozesses und die finale Übersetzungsversion des PBI-dt inklusive Auswertungshinweise sind im **Zusatzmaterial (▶ Z1 und ▶ Z2)** zu finden.

Stichprobe

Die Daten dieser Onlinestudie wurden im Sommer 2019 über multiple Rekrutierungskanäle (u. a. Flyer, soziale Netzwerke, Internetforen, Details im **Zusatzmaterial ▶ Abb. Z1**) im deutschsprachigen Raum erhoben [29]. Basierend auf Indikatoranzahl pro Faktor

($p/f = 12$ bzw. $p/f = 13$) und in früheren Studien berichteten Faktorladungen im PBI-org zielten wir auf eine Minimalstichprobengröße von $N_{\min} = 400$ [30]. Von insgesamt 1 203 Rückmeldungen wurden $N = 791$ Personen (82 % Frauen, mittleres Alter = $28,37 \pm 8,53$ Jahre, Range: 18–67, weitere Details in **▶ Tab. 1**) in die Analysen eingeschlossen. Ausschlusskriterien waren: (1) fehlende Einverständniserklärung zur Studienteilnahme und Datenspeicherung ($n = 3$), (2) Alter < 18 Jahre ($n = 0$), (3) vorzeitiger Abbruch der Umfrage ($n = 215$), (4) falsche Beantwortung zweier Kontrollitems („Bitte kreuzen Sie hier ‚trifft nicht zu‘ an.“; vgl. [31], $n = 58$), (5) mangelnde Deutschkenntnisse (unter C1-Niveau, $n = 7$), (6) Werte $> 20\%$ fehlende in PBI-dt und CTQ-SF ($n = 8$), (7) fehlender Kontakt zu beiden leiblichen Eltern während der ersten 16 Lebensjahre ($n = 121$). (Flussdiagramm zum Ablauf des Rekrutierungs- und Fallausschlussprozesses und zusätzliche Stichprobenmerkmale im **Zusatzmaterial ▶ Abb. Z1, ▶ Tab. Z1**).

▶ Tab. 1 Soziodemografische und psychologische Merkmale der Stichprobe ($N = 791$).

	n	%
Deutsche Sprachkenntnisse		
Muttersprache	766	96,84
Fließend	25	3,16
Ausbildungsniveau		
Haupt-/Realschulabschluss	33	4,17
Abitur oder Fachhochschulreife	291	36,79
Berufsausbildung	105	13,27
Hochschulabschluss	339	42,86
Anderes Niveau (inklusive Promotion)	23	2,91
Studierende (n = 789)		
Kein Studierender	354	44,75
Studierende im Voll- der Teilzeitstudium	435	54,99
Psychische Erkrankung (n = 734)		
Keine psychische Erkrankung	599	57,73
Psychische Erkrankung	135	17,07
BMI (n = 718)		
Normalgewicht ($18,5 \leq \text{BMI} < 25$)	505	70,33
Übergewicht ($25 \leq \text{BMI} \leq 40$)	213	29,67
Bezugsperson^a		
Beide leiblichen Eltern	393	49,68
Leibliche Mutter	320	40,46
Leiblicher Vater	39	4,93
Keine Hauptbezugsperson vorhanden	21	2,65
Anderere Hauptbezugsperson (z. B. Großmutter)	18	2,28

Abweichender Stichprobenumfang bei fehlender Angabe in Klammern. n = absolute Häufigkeit, % = relative Häufigkeit gerundet auf 2 Nachkommastellen, sodass in einzelnen Fällen 100 % überstiegen werden kann. ^a Ggf. weitere Person wie Bruder/Schwester als zusätzliche Bezugspersonen möglich

Studienablauf

Die Teilnahme an der 15-minütigen Onlinestudie wurde anonym und über qualtrics.com (Qualtrics, Provo, UT) durchgeführt. Der Fragebogen erfasste neben den nachfolgend erläuterten Messinstrumenten soziodemografische Daten, Gewicht und Größe zur Berechnung des Body Mass Index (BMI), Informationen zur Kindheit und den Eltern, sowie die psychische Gesundheit. Der aktuell subjektiv wahrgenommene psychische Gesundheitszustand wurde unter Berücksichtigung der zeitlichen Dauer des Fragebogens mit einem globalen dichotomen Item erfragt („Leiden Sie aktuell an einer psychischen Erkrankung?“). Basierend auf dieser subjektiven Einschätzung wurden die Versuchspersonen im Folgenden in psychisch Gesunde und psychisch Erkrankte eingeteilt. Am Ende der Befragung wurden unter allen Teilnehmenden 10 Amazon-Gutscheine im Wert von jeweils 50€ verlost. Studierende der Universität Konstanz erhielten zusätzlich eine halbe Versuchspersonenstunde. Ein positives Votum der Ethikkommission der Universität Konstanz lag vor.

Messinstrumente

PBI Der elterliche Erziehungsstil wurde mit der neu erstellten Version des PBI-dt erfasst, die zusammen mit Auswertungshinweisen sowie der Itemzuordnung in den unterschiedlichen Faktormodellen in den Zusatzmaterialien zu finden ist (Zusatzmaterial Z2; Tab. Z2). Befragte werden instruiert, sich an ihre Eltern während ihrer ersten 16 Lebensjahre zu erinnern und jeweils 25 Items für Vater und Mutter auf einer vierstufigen Likert-Skala (0 = trifft überhaupt nicht zu, 3 = trifft absolut zu) zu beurteilen. Wenn ein Elternteil fehlte (nicht bekannt, frühzeitig verstorben, keine Erinnerung), wurde der jeweilige Fragebogenteil nicht vorgelegt und die Person entsprechend der zuvor gelisteten Einschlusskriterien für die Analysen dieser Studie ausgeschlossen. Nach der Rekodierung invers formulierter Items wurden die entsprechenden Skalensummenwerte gebildet.

CTQ-SF Die deutsche Version des CTQ-SF [26] erfasst traumatische Erlebnisse in Kindheit und Jugend. Befragte beurteilen retrospektiv das Auftreten traumatischer Erfahrungen anhand von 28 Items auf einer fünfstufigen Likert-Skala (1 = überhaupt nicht, 5 = sehr häufig). Der Fragebogen umfasst 5 Unterskalen: Emotionale Vernachlässigung, Emotionaler Missbrauch, Körperliche Vernachlässigung, Körperliche Misshandlung, Sexueller Missbrauch. Zusätzlich wird mit 3 Items die Bagatellisierungstendenz erfasst. Nach der Rekodierung inverser Items wurden Skalensummenwerte gebildet, wobei höhere Werte ein größeres Ausmaß an Misshandlung oder Vernachlässigung abbilden.

Statistische Analyse

Nachdem Fälle mit > 20 % fehlender Werte in PBI-dt und CTQ-SF ausgeschlossen wurden und eine Missing Value Analyse keine systematischen Muster und Abhängigkeiten ergab, wurden fehlende Werte mit einer einfachen Median-Imputation ersetzt (insgesamt $i = 15$ Items im PBI-dt und $i = 7$ Items im CTQ-SF) [32]. Nach ersten deskriptiven Berechnungen verglichen wir die Skalensummenwerte entsprechend des PBI-org mit einem t-Test für verbundene Stichproben zwischen Mutter und Vater. Anschließend untersuchten wir die faktorielle Struktur getrennt für Mutter und Vater zunächst in

exploratorischen Faktorenanalysen (EFA) mittels Minimum-Average-Partial-Test (MAP-Test), Parallelanalyse und Maximum-Likelihood (ML) Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation. Darauf aufbauend verglichen wir das in der EFA ermittelte Faktorenmodell zusammen mit 3 unterschiedlichen in früheren Studien berichteten Faktorenmodelle hinsichtlich ihrer Modellanpassungsgüte: das 2-Faktorenmodell nach Parker et al. (2-FM-Parker; [14]), mit den 2 Faktoren Fürsorge und Kontrolle, das 3-Faktorenmodell nach Mohr et al. (3-FM-Mohr; [23]), mit den 3 Faktoren Fürsorge, Einschränkung der Verhaltensfreiheit und Verweigerung psychologischer Autonomie, und das 4-Faktorenmodell nach Uji et al. (4-FM-Uji; [24]), mit den 4 Faktoren Fürsorge, Indifferenz, Kontrolle und Autonomie. Eine detaillierte Auflistung der jeweiligen Subskalen und Itemzuordnungen ist im Zusatzmaterial (Tab. Z2) zu finden. Um die Modellanpassungsgüte dieser Modelle zu überprüfen und zu vergleichen, berechneten wir im nächsten Schritt eine konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA) [33]. Dazu nutzen wir eine robuste Variante des ML-Schätzers mit Yuan-Bentler-Korrektur und nach Huber-White geschätzten Standardfehlern (MLR), um einer Verletzung der Multinormalverteilungsvoraussetzung entgegenzuwirken, und berücksichtigten a-priori-korrelierte Residuen auf Item-Ebene zwischen Items mit paralleler oder sehr ähnlicher Formulierung und Semantik (Item 8 und 13, Item 7 und 15, Item 11 und 18). 4 verschiedene Fitindizes dienten der Evaluation der Modellanpassungsgüte: (1) Inferenzstatistischer RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), (2) deskriptiver SRMR (Standardized Root Mean Square Residual), (3) CFI (Comparative Fit-Index) sowie (4) TLI (Tucker-Lewis-Index). Für eine gute Anpassungsgüte sollten RMSEA und SRMR Werte $\leq 0,05$ bzw. $\leq 0,06$ aufweisen, mit besserer Anpassung bei geringeren die Werten. Eine ausreichende Anpassungsgüte ist hier Simulationsstudien zufolge ab Werten von $\leq 0,08$ erreicht. CFI und TLI zeigen dagegen bei höheren Werten eine bessere Anpassung an und sollten nach gängigen Bewertungskriterien Werte von $\geq 0,90$ erreichen [34]. Für die Fitindizes RMSEA, CFI und TLI berichten wir jeweils die robuste Variante. Die Kombination von EFA und CFA mit den gewählten 4 Fitindizes soll die Komplexität des Konzepts der Modellanpassungsgüte berücksichtigen [33] und Fehler erster und zweiter Art reduzieren [34]. Auf das Ergebnis der CFA aufbauend berechneten wir gängige Item- und Reliabilitätskennwerte auf Indikator- und Konstruktebene [22]. Eine ausführliche Erklärung des Vorgehens und aller berechneten Kennwerte mit den jeweils empfohlenen Schwellenwerten findet sich im **Zusatzmaterial ▶ Tab. Z3**. Zur Abschätzung der Konstrukt- sowie Kriteriumsvalidität berechneten wir Pearson-Korrelationen zwischen PBI-dt- und CTQ-SF-Subskalen sowie t-Tests für unabhängige Stichproben zwischen psychisch Erkrankten und psychisch Gesunden und zwischen Normal- ($18,5 \leq \text{BMI} < 25$) und Übergewichtigen ($25 \leq \text{BMI} < 40$). Untergewichtige Personen mit einem $\text{BMI} < 18,5$ ($n = 45$) und schwer übergewichtige Personen mit einem $\text{BMI} \geq 40$ ($n = 11$) wurden aus der Analyse ausgeschlossen, um zu unbalancierte Gruppen im statistischen Mittelwertsvergleich zu vermeiden. Aufgrund ausgeschlossener und fehlender Werte basierten die Berechnungen bezüglich der psychischen Gesundheit auf $n = 734$ Personen, bezüglich des BMI auf $n = 718$ Personen. Effektgrößen der Mittelwertsvergleiche wurden mit Cohen's d und 95%-igem Konfidenzintervall (KI) ermittelt.

► **Tab. 2** Durchschnittliche berichtete mütterliche und väterliche Fürsorge und Kontrolle in der aktuellen deutschen (2019) und der von Parker und Kollegen 1979 untersuchten australischen Stichprobe.

Studie	Fürsorge		Kontrolle		Stichprobengröße (N)
	Mutter	Vater	Mutter	Vater	
Aktuelle Onlinestudie PBI-dt (2019)	26,9 (±8,2)	23,3 (±8,7)	11,4 (±7,6)	9,2 (±7,5)	791
Parker et al. (1979)	26,9	23,8	13,3	12,5	410

Aufgrund fehlender Angaben zur Standardabweichung in der australischen Normstichprobe ist nur die Standardabweichung in der deutschen Stichprobe bekannt und in Klammer angegeben.

► **Tab. 3** Fitindizes der 3 untersuchten Faktorenmodelle für PBI-dt Mutter und Vater.

	2-FM-Parker (1979)	3-FM-Mohr (1999)	4-FM-Uji (2006)
Mutter			
RMSEA	0,074	0,065	0,065
SRMR	0,064	0,062	0,062
CFI	0,91	0,93	0,93
TLI	0,90	0,92	0,92
Chi ² (df)	1260,65 (271)	1040,24 (269)	1028,63 (266)
Vater			
RMSEA	0,079	0,071	0,070
SRMR	0,065	0,063	0,063
CFI	0,90	0,92	0,92
TLI	0,89	0,91	0,91
Chi ² (df)	1405,76 (271)	117444 (269)	1144,78 (266)

Konfirmatorische Faktorenanalyse (CFA) mit Maximum Likelihood Robust-Schätzer (MLR) und a-priori-korrelierten Residuen auf Item-Ebene für die PBI-dt-Versionen der Mutter und des Vaters. RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation, SRMR = Standardized Root Mean Square Residual, CFI = Comparative Fit-Index, TLI = Tucker-Lewis-Index. Für die Fitindizes RMSEA, CFI und TLI berichten wir jeweils die robuste Variante, für die Chi²-Teststatistik berichten wir die robuste Variante mit Yuan-Bentler Korrektur. Besserer Modell-Fit wird durch kleinere RMSEA- und SRMR-Werte und durch höhere CFI- und TLI-Werte angezeigt.

Die Analysen wurden mit den Software-Programmen SPSS Version 25.0 (IBM SPSS, 2017), Mplus 4.21 [35] und R Studio Version 3.6.1 [36] unter Verwendung der R-Packages stats [36], psych [37], lavaan [38] durchgeführt. Zur Beurteilung der Ergebnisse wurde ein Signifikanzniveau von 5 % festgelegt und die für den jeweiligen Kennwert gängigen Schwellenwerte herangezogen [39].

Ergebnisse

Stichprobenmerkmale

► **Tab. 2** stellt die durchschnittlichen Ausprägungen der im PBI-dt berichteten mütterlichen und väterlichen Fürsorge und Kontrolle in dieser Stichprobe den Werten im PBI-org der australischen Normstichprobe [14] gegenüber. Unsere Versuchspersonen bewerteten Mütter signifikant fürsorglicher, $t(790) = 12,24$, $p < 0,001$, und kontrollierender, $t(790) = 8,20$, $p < 0,001$, als Väter.

Faktorielle Validität

In einer EFA ergab die Parallelanalyse ebenso wie die ML-Faktorenanalyse mit Varimax-Rotation für Mutter bzw. Vater beste Varianzaufklärung bei einer 3-Faktorenlösung (kumulierte Varianzaufklärung: 0,57 bzw. -,58, Faktorladungen 0,47–0,83 bzw. 0,48–0,80), die in ihrer Itemzuordnung vollständig dem 3-FM-Mohr entsprach (Details im **Zusatzmaterial** ► **Tab. Z4**). Darauf aufbauend prüften wir in einer CFA getrennt für die PBI-dt-Versionen für Mutter und Vater die Modellanpassungsgüte der 3 zuvor ausgewählten Faktorenmodelle: 2-FM-Parker, 3-FM-Mohr (identisch zu der Faktorenlösung unserer EFA), 4-FM-Uji.

Alle 3 Modelle wiesen insgesamt in allen betrachteten Fitindizes eine ausreichende bis gute Modellanpassungsgüte auf (► **Tab. 3**). Während die Inter-Faktorkorrelationen im 2-FM-Parker und im 3-FM-Mohr alle im empfohlenen Bereich $\leq 0,90$ lagen [39], wiesen teilweise hohen Inter-Faktorkorrelationen im 4-FM-Uji ($r_{F1, F2} = 0,98–0,99$) auf eine mangelnde Diskriminanzvalidität der Faktoren dieses Modells hin (vollständige Auflistung s. **Zusatzmaterial** Tab Z5). Für den PBI-dt können wir das 4-FM-Uji daher nicht empfehlen. Das 3-FM-Mohr konnte die Datenstruktur auf Basis dieser Analysen ebenso gut reproduzieren wie das gängige 2-FM-Parker. Da das 3-FM-Mohr eine deskriptiv geringfügig bessere Modellanpassungsgüte aufweist, werden alle nachfolgenden Ergebnisse unter Verwendung dieses Modells berichtet und die Ergebnisse unter Verwendung des 2-FM-Parker in den Zusatzmaterialien aufgeführt. Im 3-FM-Mohr entspricht der erste Faktor dem von Parker ursprünglich berichteten Faktor Fürsorge und der ursprünglich postulierte Faktor Kontrolle wird in die 2 Faktoren Einschränkung der Verhaltensfreiheit und Verweigerung psychologischer Autonomie aufgeteilt [23]. Neben den in ► **Tab. 2** berichteten Fürsorge-Werte wurde im Durchschnitt eine Einschränkung der Verhaltensfreiheit

► **Tab. 4** Itemstatistiken PBI-dt Mutter und Vater.

Item	Mutter			Vater		
	M (SD)	r_{it}	Faktorladung	M (SD)	r_{it}	Faktorladung
Skala Fürsorge	(Cronbach's $\alpha = 0,95$, McDonald's $\omega_t = 0,95$)			(Cronbach's $\alpha = 0,95$, McDonald's $\omega_t = 0,95$)		
1. „Sprach mit einer warmen und freundlichen Stimme zu mir.“	2,34 (0,76)	0,77	0,81	2,05 (0,83)	0,80	0,84
2. „Half mir nicht so sehr, wie ich es gebraucht hätte.“ (R)	2,09 (0,99)	0,71	0,73	1,89 (1,04)	0,69	0,70
4. „Wirkte mir gegenüber gefühllos.“ (R)	2,46 (0,85)	0,79	0,82	2,17 (0,92)	0,79	0,82
5. „Schien meine Probleme und Sorgen zu verstehen.“	1,97 (0,90)	0,80	0,82	1,59 (0,88)	0,78	0,79
6. „War liebevoll zu mir.“	2,48 (0,75)	0,83	0,86	2,22 (0,81)	0,82	0,86
11. „Besprach gern Dinge mit mir.“	2,00 (0,92)	0,70	0,72	1,55 (0,95)	0,72	0,72
12. „Lächelte mich häufig an.“	2,21 (0,86)	0,80	0,82	1,93 (0,85)	0,78	0,81
14. „Schien nicht zu verstehen, was ich brauchte oder wollte.“ (R)	1,99 (0,92)	0,77	0,80	1,73 (0,96)	0,78	0,80
16. „Gab mir das Gefühl, nicht erwünscht zu sein.“ (R)	2,60 (0,78)	0,71	0,73	2,57 (0,77)	0,66	0,69
17. „Konnte mich beruhigen, wenn ich aufgebracht war.“	1,98 (0,86)	0,70	0,72	1,61 (0,91)	0,73	0,75
18. „Redete nicht sehr viel mit mir.“ (R)	2,44 (0,81)	0,72	0,73	1,90 (0,99)	0,76	0,76
24. „Lobte mich nicht.“ (R)	2,30 (0,90)	0,75	0,77	2,08 (1,00)	0,76	0,79
Skala Einschränkung der Verhaltensfreiheit	(Cronbach's $\alpha = 0,86$, McDonald's $\omega_t = 0,87$)			(Cronbach's $\alpha = 0,89$, McDonald's $\omega_t = 0,88$)		
3. „Ließ mich die Dinge tun, auf die ich Lust hatte.“ (R)	0,87 (0,70)	0,68	0,70	0,83 (0,82)	0,78	0,82
7. „Mochte es, wenn ich meine eigenen Entscheidungen traf.“ (R)	0,96 (0,83)	0,66	0,74	0,82 (0,82)	0,68	0,74
15. „Ließ mich meine eigenen Entscheidungen treffen.“ (R)	0,84 (0,75)	0,74	0,82	0,76 (0,73)	0,75	0,79
21. „Gab mir so viel Freiraum, wie ich brauchte.“ (R)	0,92 (0,79)	0,76	0,85	0,81 (0,82)	0,80	0,88
22. „Ließ mich ausgehen, so oft ich wollte.“ (R)	1,16 (0,92)	0,57	0,58	1,03 (0,94)	0,69	0,72
25. „Ließ mich anziehen, was mir gefiel.“ (R)	0,80 (0,77)	0,56	0,57	0,63 (0,78)	0,58	0,60
Skala Verweigerung psychologischer Autonomie	(Cronbach's $\alpha = 0,87$, McDonald's $\omega_t = 0,85$)			(Cronbach's $\alpha = 0,86$, McDonald's $\omega_t = 0,85$)		
8. „Wollte nicht, dass ich erwachsen werde.“	0,73 (0,82)	0,59	0,57	0,63 (0,81)	0,54	0,52
9. „Versuchte alles, was ich tat, zu kontrollieren.“	0,91 (0,92)	0,71	0,81	0,64 (0,84)	0,71	0,83
10. „Drang in meine Privatsphäre ein.“	0,91 (0,94)	0,66	0,79	0,57 (0,80)	0,63	0,75
13. „Neigte dazu, mich wie ein kleines Kind zu behandeln.“	0,96 (0,86)	0,67	0,68	0,81 (0,86)	0,67	0,68
19. „Versuchte, dass ich mich abhängig von ihr/ihm fühlte.“	0,63 (0,84)	0,58	0,62	0,52 (0,81)	0,57	0,62
20. „Glaubte, dass ich ohne sie/ihn nicht zurechtkommen würde.“	0,72 (0,90)	0,70	0,74	0,58 (0,83)	0,71	0,75
23. „War überbehütend.“	0,96 (0,87)	0,54	0,54	0,58 (0,76)	0,51	0,52

Anmerkungen. Darstellung der Mittelwerte (M) und Standardabweichungen (SD) der Item-Rohwerte sowie korrigierter Trennschärfekoeffizienten (r_{it}) und Faktorladungen der Items im 3-FM-Mohr. Varianz und Schiefe können der ausführlichen Tabelle in den ergänzenden Materialien entnommen werden. (R) = Items, die invers kodiert wurden.

durch die Mutter von $M = 5,5$ ($SD = 3,7$), durch den Vater von $M = 4,9$ ($SD = 4,0$) berichtet. Das Ausmaß erlebter mütterlicher Verweigerung psychologischer Autonomie lag in der Stichprobe bei $M = 5,8$ ($SD = 4,6$), väterlicherseits bei $M = 4,3$ ($SD = 4,2$).

Item- und Reliabilitätsanalyse

In ► **Tab. 4** sind relevante Itemkennwerte sowie Cronbach's α für die jeweiligen Subskalen dargestellt. Dabei zeigt sich, dass mit einer Spannweite von 0–3 alle Antwortkategorien ausgeschöpft wurden und alle Itemmittelwerte im oder sehr nah am empfohlenen Be-

reich lagen. Sie können direkt als Schwierigkeitsindex interpretiert werden und ermöglichen eine optimale Differenzierung [22]. Ebenso sind alle Trennschärfen und standardisierten Faktorladungen mit Werten über 0,50 als gut oder sogar sehr gut ($\geq 0,70$) zu bewerten, wobei Item 23 für beide Kenngrößen die geringsten Werte aufwies. Die interne Konsistenz kann mit Werten für Cronbach's α zwischen 0,86 und 0,95 und für McDonald's ω_t zwischen 0,85 und 0,95 als sehr gut bewertet werden. Weitere Reliabilitätskennwerte auf Konstrukt- und Indikatorebene, die insgesamt eine gute Reliabilität nahelegen, können dem Zusatzmaterial entnommen werden (► **Tab. Z6**).

Konstrukt- und Kriteriumsvalidität

Zur Einschätzung der Validität des PBI-dt wurden erstens Korrelationen zwischen den Subskalen des PBI-dt und des CTQ-SF zur Abschätzung der konvergenten und diskriminanten Validität und zweitens Unterschiede im PBI-dt in Bezug auf den psychischen Gesundheitszustand und den BMI zur Abschätzung der Kriteriumsvalidität untersucht. Die a priori aufgestellten Erwartungen bezogen sich explizit auf die 2-Skalenlösung, wobei aufgrund der Ergebnisse der CFA die Skalen des 3-FM-Mohr mitberücksichtigt wurden.

CTQ-SF Die Skala Fürsorge wies eine hohe negative Korrelation mit der CTQ-SF-Skala Emotionale Vernachlässigung auf (Mutter: $r = -0,84$, $p < 0,001$; Vater: $r = -0,68$, $p < 0,001$). Die Skala Kontrolle zeigte eine hohe positive Korrelation mit der CTQ-SF-Skala Emotionaler Missbrauch (Mutter: $r = 0,58$, $p < 0,001$; Vater: $r = 0,49$, $p < 0,001$). Ebenso wiesen die Skalen Verweigerung psychologischer Autonomie (Mutter: $r = 0,52$, $p < 0,001$; Vater: $r = 0,46$, $p < 0,001$) und Einschränkung der Verhaltensfreiheit (Mutter: $r = 0,55$, $p < 0,001$; Vater: $r = 0,45$, $p < 0,001$) einen mittleren bis hohen positiven Zusammenhang mit der Skala Emotionaler Missbrauch auf. Die niedrigsten Korrelationskoeffizienten der PBI-dt- und CTQ-SF-Skalen fanden sich in Bezug auf die CTQ-SF-Skala Sexueller Missbrauch. Die CTQ-SF-Skala Sexueller Missbrauch korrelierte mit allen PBI-dt Skalen nur schwach ($r \leq 0,20$) [22] (alle Interkorrelationen im **Zusatzmaterial ► Tab. Z8**).

Psychische Gesundheit Personen, die an einer psychischen Erkrankung litten, berichteten im PBI-dt eine signifikant geringere mütterliche, $t(732) = 10,35$, $p < 0,001$, $d = 0,99$, 95 % KI [0,79, 1,18], und väterliche Fürsorge, $t(732) = 7,96$, $p < 0,001$, $d = 0,76$, 95 % KI [0,57, 0,95], sowie eine signifikant höhere mütterliche, $t(732) = -8,37$, $p < 0,001$, $d = -0,80$, 95 % KI [-0,99, -0,61], und väterliche Kontrolle, $t(732) = -7,20$, $p < 0,001$, $d = 0,69$, 95 % KI [-0,88, -0,50], als psychisch Gesunde. In der 3-Faktorenlösung zeigte sich, dass Personen, die an einer psychischen Erkrankung litten, eine signifikant höhere mütterliche, $t(732) = -6,84$, $p < 0,001$, $d = -0,65$, 95 % KI [-0,84, -0,46], und väterliche Einschränkung der Verhaltensfreiheit, $t(732) = -6,33$, $p < 0,001$, $d = -0,60$, 95 % KI [-0,79, -0,41], sowie eine signifikant höhere mütterliche, $t(732) = -8,20$, $p < 0,001$, $d = -0,78$, 95 % KI [-0,97, -0,59], und väterliche Verweigerung psychologischer Autonomie, $t(732) = -6,86$, $p < 0,001$, $d = -0,65$, 95 % KI [-0,84, -0,46], als psychisch Gesunde berichteten. Unsere Hypothesen konnten hiermit für beide Faktorenlösungen gestützt werden (► **Abb. 1**).

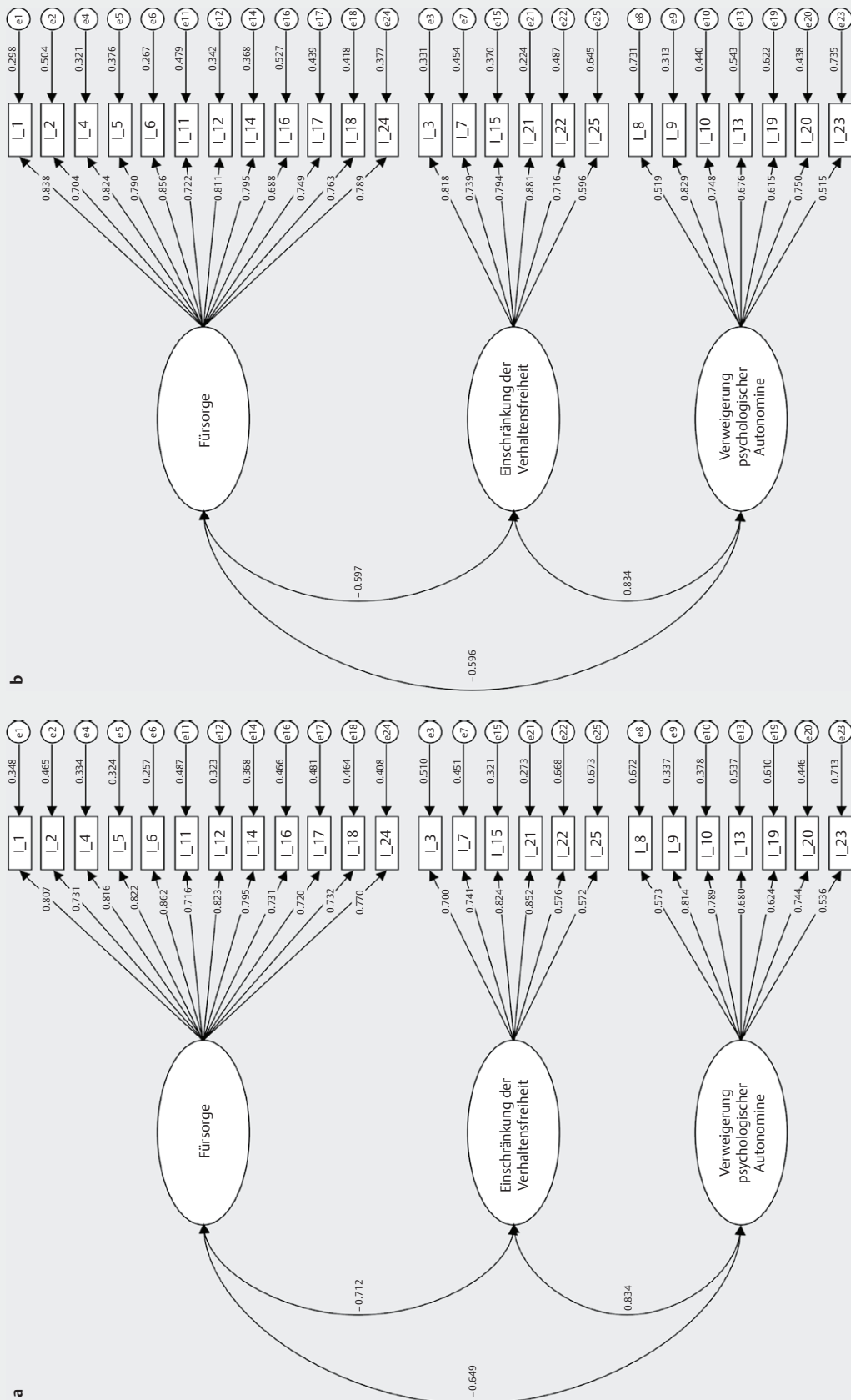
BMI Übergewichtige Personen berichteten im PBI-dt eine signifikant geringere mütterliche, $t(716) = 3,31$, $p = 0,001$, $d = 0,27$, 95 % KI [0,11, 0,43], und väterliche Fürsorge, $t(716) = 4,27$, $p < 0,001$,

$d = 0,35$, 95 % KI [0,19, 0,51], sowie eine signifikant höhere mütterliche, $t(716) = -2,68$, $p = 0,007$, $d = -0,22$, 95 % KI [-0,38, -0,06], und väterliche Kontrolle, $t(716) = -3,71$, $p < 0,001$, $d = -0,30$, 95 % KI [-0,46, -0,14], als Normalgewichtige. In der 3-Faktorenlösung zeigte sich, dass übergewichtige Personen eine signifikant höhere mütterliche, $t(716) = -3,94$, $p < 0,001$, $d = -0,32$, 95 % KI [-0,48, -0,16], und väterliche Einschränkung der Verhaltensfreiheit, $t(716) = -4,26$, $p < 0,001$, $d = -0,35$, 95 % KI [-0,51, -0,19], sowie eine signifikant höhere väterliche Verweigerung psychologischer Autonomie, $t(716) = -2,62$, $p = 0,009$, $d = -0,21$, 95 % KI [-0,37, -0,05], im Vergleich zu normalgewichtigen Personen berichteten. Dieser signifikante Unterschied zeigte sich jedoch nicht in der Verweigerung der psychologischen Autonomie durch die Mutter, $t(716) = -1,30$, $p > 0,05$, $d = -0,11$, 95 % KI [-0,27, 0,05]. Unsere Hypothesen konnten hiermit gestützt werden mit Ausnahme der auf Basis der Faktorenanalyse ergänzend untersuchten mütterlichen Verweigerung der psychologischen Autonomie.

Diskussion

Diese Studie untersuchte eine aktualisierte deutsche Übersetzung des Parental Bonding Instrument (PBI-dt) hinsichtlich seiner psychometrischen Eigenschaften, insbesondere die Faktorenstruktur, Item- und Reliabilitätskennwerte sowie Konstrukt- und Kriteriumsvalidität. Unsere Stichprobe zeigte vergleichbare elterliche Fürsorge und geringere mütterliche und väterliche Kontrolle als in der australischen Normstichprobe von Parker [14], wobei Veränderungen im Erziehungsstil zwischen 1979 und 2019 diese Diskrepanz erklären könnten. Die konfirmatorischen Faktorenanalysen ergaben eine ausreichende bis gute Modellanpassungsgüte des ursprünglich postulierten 2-Faktorenmodells [14], wobei das 3-FM-Mohr sowie das 4-FM-Uji eine geringfügig bessere Anpassungsgüte aufwiesen. Folglich konnten alle 3 Modelle die Datenstruktur angemessen reproduzieren. Aufgrund der hohen Inter-Faktorkorrelationen und somit mangelnder Diskriminanzvalidität einzelner Faktoren im 4-FM-Uji stellte dieses Modell auf Basis dieser Daten jedoch keine geeigneten Faktorenlösung für das PBI-dt dar. 4-Faktorenlösungen wurden bisher ausschließlich in östlichen Kulturkreisen beobachtet (u. a. [40]). Da der elterliche Erziehungsstil als kulturabhängig gilt, könnte der vierte Faktor Indifferenz kulturelle Unterschiede zwischen westlichen-individualistischen und östlichen-kollektivistischen Kulturen widerspiegeln [41]. Unsere Daten legen somit eine vergleichbar gute Anwendbarkeit des 2- und des 3-Faktorenmodells nahe. Dies steht im Einklang mit früheren Studien, die sowohl die Verwendung des 2-Faktorenmodells unterstützen [15] als auch eine gute Eignung des 3-Faktorenmodells postulieren [41].

Hinsichtlich der konvergenten und diskriminanten Konstruktvalidität des PBI-dt ergaben Korrelationen zwischen PBI-dt und konstruktnahen Subskalen des CTQ-SF wie erwartet hohe Zusammenhänge (emotionaler Missbrauch und emotionale Vernachlässigung), Korrelationen zwischen PBI-dt und konstruktfernen Subskalen des CTQ-SF (sexueller Missbrauch) dagegen niedrigere Zusammenhänge. Die in dieser Studie ermittelten Zusammenhänge zwischen den PBI-dt- und CTQ-SF-Skalen stehen im Einklang mit früheren Analysen [42] und weisen auf das Vorhandensein konvergenter sowie diskriminanter Validität hin. Die signifikanten Unter-



► **Abb. 1** Messmodell der Konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) für das 3-FM-Mohr für PBI-dt **a**) der Mutter und **b**) des Vaters. Standardisierte Faktorladungen der CFA aller Items (in Kästchen) auf den drei latenten Variablen (in Ellipsen), standardisierte Inter-Faktor-Korrelationen und Residualvariablen (in Kreisen).

schiede des elterlichen Erziehungsstils bei psychisch erkrankten im Vergleich zu psychisch gesunden Personen sowie bei übergewichtigen im Vergleich zu normalgewichtigen Personen lassen auf das Vorhandensein von Kriteriumsvalidität des PBI-dt schließen. Beim Vergleich von normal- und übergewichtigen Personen wurde außerdem der bereits aufgeführte inhaltliche Mehrwert der 3-Faktorenlösung deutlich, die differenziertere Zusammenhänge zwischen den verschiedenen Kontroll-Aspekten und Übergewicht aufzeigen konnte: übergewichtige Personen berichteten eine stärkere Einschränkung der Verhaltensfreiheit durch die Eltern als Normalgewichtige, aber keine Unterschiede in der Verweigerung psychologischer Autonomie durch die Mutter.

Zusammenfassend empfehlen wir aufgrund der statistisch gleichermaßen zufriedenstellender Modellanpassungsgüte entweder das 2-Faktorenmodell oder das 3-Faktorenmodell basierend auf inhaltlich-theoretischen Überlegungen je nach Forschungsfrage zu verwenden. Während beide Faktorlösungen die Skala Fürsorge beinhalten, kann das 3-Faktorenmodell die Skala Kontrolle aus der 2-Faktorenlösung weiter ausdifferenzieren in die beiden Skalen Einschränkung der Verhaltensfreiheit und Verweigerung psychologischer Autonomie. Diese zusätzliche Differenzierungsmöglichkeit kann wie in unserer Stichprobe anhand des BMI gezeigt einen inhaltlichen Mehrwert bieten. So war in den letzten Jahrzehnten der Trend in der Erziehungsstilforschung zu beobachten, elterliche Kontrolle weiter ausdifferenzieren und insbesondere zwischen psychologischer und verhaltensbezogener Kontrolle zu unterscheiden [43]. Psychologische Kontrolle charakterisiert sich dabei insbesondere durch das Erzeugen psychologischer Abhängigkeit, elterlicher Dominanz, Grenzüberschreitung und Einsatz manipulativer Praktiken, die die Verhaltens- und Denkweisen des Kindes beeinflussen [24, 44]. Verhaltenskontrolle hingegen bezieht sich auf konkrete Verhaltensaspekte, bspw. Kleidungs- und Ausgangregelungen und das Treffen eigenständiger Entscheidungen [41]. Auch die vorliegenden Ergebnisse deuten auf einen Informationszugewinn bei einer differenzierteren Betrachtung verschiedener Arten elterlicher Kontrolle hin.

Bei der Interpretation der vorliegenden psychometrischen Überprüfung des PBI-dt sollten jedoch auch einige limitierende Aspekte berücksichtigt werden. Erstens ist die Bevölkerungsrepräsentativität unserer Stichprobe eingeschränkt aufgrund der Freiwilligkeit der Teilnahme sowie des hohen Anteils an jungen, gebildeten, weiblichen Personen. Besonders der hohe Anteil weiblicher Studienteilnehmerin schränkt die Vergleichbarkeit mit der ausgeglicheneren Originalarbeit von Parker und Kollegen ein. In Bezug auf aktuell geltende Schwellenwerte der PBI-Skalen in der deutschen Bevölkerung, insbesondere auch im Hinblick auf eine 3-Faktorenstruktur, könnte eine separate Normierungsstudie mit einer bevölkerungsrepräsentativeren Stichprobe vielleicht mehr Aufschluss geben. Zudem wurde hier lediglich die Teilstichprobe betrachtet, die zu beiden Eltern während der ersten 16 Lebensjahre Kontakt berichtete. Vor dem Hintergrund bereits berichteter Ergebnisse hinsichtlich des Effekts des frühen Verlusts eines Elternteils auf psychische Prozesse, wie das Stresserleben [45], ist ein ausführlicher Vergleich der Gütekriterien des PBI-dt auch bei Personen, die während der ersten 16 Lebensjahre nicht Kontakt zu beiden Eltern hatten, ratsam. Die Generalisierbarkeit dieser Studie ist damit vor allem für jüngere, weibliche Personen, die mit beiden Elternteilen aufgewachsen sind, gegeben. Für zuverlässige Aussagen über andere soziodemografische Gruppen,

sind weitere Untersuchungen zu empfehlen, weshalb in dieser Studie auf die Präsentation von Normwerten verzichtet wurde. Zweitens wurde die Kriteriumsvalidität mithilfe zweier globaler Items (psychischer Gesundheitszustand und BMI) abgeschätzt. Somit sind weder Aussagen zu spezifischen psychischen Störungen oder dem generellen Gesundheitsstatus noch zu Zusammenhängen mit differenzierteren psychopathologischen Aspekten möglich und die vorliegenden Ergebnisse lediglich als erste Hinweise auf Konstrukt- und Kriteriumsvalidität zu sehen. Die Ergänzung weiterer Messinstrumente könnte in künftigen Studien zusätzliche Informationen bieten. Drittens wurde diese Studie entsprechend der heutzutage üblichen Praxis im Rahmen einer Onlinestudie durchgeführt. Eine Überprüfung der Konstruktvalidität mittels Multitrait-Multimethod-Ansatz [46], der die Messungen der Konstrukte mit mindestens 2 unterschiedlichen Methoden (z. B. Fragebögen und Interviews) einschließt, war so nicht möglich. Jedoch wurde für die englische Originalversion des PBI bereits eine gute Konstruktvalidität berichtet (u. a. [23]). Ebenso konnte aufgrund des Online-Formats keine Prüfung der Messäquivalenz der Paper-Pencil- und onlinebasierten Version des Fragebogens erfolgen. Empirische Befunde weisen jedoch darauf hin, dass unter sonst gleichen Bedingungen ein Online-Fragebogen psychometrisch äquivalent zu einem Papierfragebogen ist [33].

Die aktualisierte, deutsche Übersetzung des PBI bietet nichtsdestotrotz gute psychometrische Eigenschaften zur Messung des elterlichen Erziehungsstils. Sowohl die Items als auch die Subskalen zeigen mindestens akzeptable bis sehr gute statistische Kennwerte und die Analyseergebnisse lassen auf das Vorhandensein von Konstrukt- und Kriteriumsvalidität der Übersetzung schließen. Das 3-Faktorenmodell mit den Skalen Fürsorge, Einschränkung der Verhaltensfreiheit sowie Verweigerung psychologischer Autonomie ergab eine geringfügig bessere Modellanpassungsgüte als das ursprüngliche 2-Faktorenmodell. Beide Faktorlösungen sind somit für den PBI-dt gut geeignet. Die Differenzierung verschiedener Formen elterlicher Kontrolle in der 3-Faktorenlösung könnte einen inhaltlichen Mehrwert bieten. Eine Messinvarianzprüfung, die Prüfung der faktoriellen Validität anhand explorativer Strukturgleichungsmodelle, sowie weiterer Validitätsaspekte sollten in künftigen Studien untersucht werden. Basierend auf einer 3-Faktorenlösung könnten diese künftigen Studien detaillierterer Zusammenhänge zwischen dem Erziehungsverhalten und seinen Konsequenzen aufzeigen als dies bisher mit der ursprünglichen 2-Faktorenstruktur möglich war.

FAZIT FÜR DIE PRAXIS

Die aktualisierte deutsche Version des Parental Bonding Instruments (PBI-dt) zeigt gute teststatistische Kennwerte und stellt ein reliables und valides Messinstrument zur Erfassung des elterlichen Erziehungsverhaltens dar. Je nach Einsatzgebiet oder Forschungsfrage können elterliche Verhaltenstendenzen retrospektiv für die ersten 16 Lebensjahre getrennt für Vater und Mutter entweder auf den 2 Dimensionen Fürsorge und Kontrolle oder mit geringfügig besserer Modellanpassungsgüte und stärkerer inhaltlicher Differenzierung auf den 3 Dimensionen Fürsorge, Einschränkung der Verhaltensfreiheit und Verweigerung psychologischer Autonomie erfasst werden.

Interessenkonflikt

Die Autorinnen/Autoren geben an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Literatur

- [1] Zaslow MJ, Weinfield NS, Gallagher M et al. Longitudinal prediction of child outcomes from differing measures of parenting in a low-income sample. *Developmental Psychology* 2006; 42: 27–37
- [2] Kochanska G, Brock RL, Chen K-H et al. Paths from mother-child and father-child relationships to externalizing behavior problems in children differing in electrodermal reactivity: a longitudinal study from infancy to age 10. *J Abnorm Child Psychol* 2015; 43: 721–734
- [3] Alonso Y, Fernández J, Fontanil Y et al. Contextual determinants of psychopathology. The singularity of attachment as a predictor of mental dysfunction. *Psychiatry Research* 2018; 261: 338–343
- [4] Marshall M, Shannon C, Meenagh C et al. The association between childhood trauma, parental bonding and depressive symptoms and interpersonal functioning in depression and bipolar disorder. *Ir j psychol Med* 2018; 35: 23–32
- [5] Unternaehrer E, Meier M, Bouvette Turcot AA et al. Long-term epigenetic effects of parental caregiving. In: Provenzi L, Montirosso R (eds): *Developmental Human Behavioral Epigenetics*. *Developmental Human Behavioral Epigenetics*; 2021: pp 105–117
- [6] Unternaehrer E, Cost KT, Bouvette Turcot AA et al. Dissecting maternal care: Patterns of maternal parenting in a prospective cohort study. *J Neuroendocrinol* 2019; 31: 316–15
- [7] Bowlby J. *Attachment and loss*. London: Hogarth. 1969
- [8] Cummings E, Cummings J. Parenting and attachment. In Bornstein M (ed): *Handbook of Parenting*. London. 2002
- [9] Schumacher J. *Perzipiertes elterliches Erziehungsverhalten. Konzeptualisierung, diagnostische Erfassung und psychologische Relevanz im Erwachsenenalter*. Frankfurt am Main: Peter Lang; 2002
- [10] Ohtaki Y, Ohi Y, Suzuki S et al. Parental bonding during childhood affects stress-coping ability and stress reaction. *J Health Psychol* 2017; 22: 1004–1011
- [11] Amianto F, Ercole R, Abbate Daga G et al. Exploring Parental Bonding in BED and Non-BED Obesity Compared with Healthy Controls: Clinical, Personality and Psychopathology Correlates. *Eur Eat Disorders Rev* 2015; 24: 187–196
- [12] Asano M, Esaki K, Wakamatsu A et al. Maternal overprotection score of the Parental Bonding Instrument predicts the outcome of cognitive behavior therapy by trainees for depression. *Psychiatry Clin Neurosci* 2013; 67: 340–344
- [13] Engert V. Perceived early-life maternal care and the cortisol response to repeated psychosocial stress. *J Psychiatry Neurosci* 2010; 35: 370–377
- [14] Parker G, Tupling H, Brown LB. A Parental Bonding Instrument. *British Journal of Medical Psychology* 1979; 52: 1–10
- [15] Parker G. *Annotated bibliography of PBI research 1998*
- [16] Wilhelm K, Niven H, Parker G et al. The stability of the Parental Bonding Instrument over a 20-year period. *Psychol Med* 2005; 35: 387–393
- [17] Arrindell WA, Hanewald et al. constancy of dimensions of parental rearing style: the dutch version of the parental bonding instrument (PBI). *Pers Individ Differ* 1989; 10: 949–956
- [18] Gómez-Beneyto M, Pedrós A, Tomás A et al. Psychometric properties of the parental bonding instrument in a spanish sample. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 1993; 28: 252–255
- [19] Kitamura T, Suzuki T. A validation study of the parental bonding instrument in a japanese population. *Psychiatry Clin Neurosci* 1993; 47: 29–36
- [20] Leonhardt K. *Bindungsverhalten und Intimität in Paarbeziehungen*. Unveröffentlichte Diplomarbeit. Universität Heidelberg 1991
- [21] Lutz R, Heyn C, Kommer D. Fragebogen zur elterlichen Bindung. in Lutz R (ed) *Wie gesund sind Kranke? Zur seelischen Gesundheit psychisch Kranker*. 1995
- [22] Moosbrugger H, Kelava A. *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion*. ed 2 Heidelberg. Springer 2012
- [23] Mohr S, Preisg M, Fenton BT et al. Validation of the french version of the parental bonding instrument in adults. *Pers Individ Differ* 1999; 26: 1065–1074
- [24] Uji M, Tanaka N, Shono M et al. Factorial structure of the parental bonding instrument (PBI) in Japan: A study of cultural, developmental, and gender influences. *Child Psychiatry Hum Dev* 2006; 37: 115–132
- [25] Eysenck HJ, Eysenck SBG. *Recent advances in the cross-cultural study of personality*. ed 1 Florence. Routledge; 1983
- [26] Wingenfeld K, Spitzer C, Mensebach C et al. Die deutsche Version des Childhood Trauma Questionnaire (CTQ): Erste Befunde zu den psychometrischen Kennwerten. *Psychother Psychosom Med Psychol* 2010; 60: 442–450
- [27] McGinn LK, Cukor D, Sanderson WC. The Relationship Between Parenting Style, Cognitive Style, and Anxiety and Depression: Does Increased Early Adversity Influence Symptom Severity Through the Mediating Role of Cognitive Style? *Cogn Ther Res*. 2005; 29: 219–242
- [28] *European Social Survey ESS round 6 translation guidelines*. London: ESS ERIC Headquarters; 2018
- [29] Reips U-D, Franek L. *Mitarbeiterbefragungen per Internet oder Papier? Der Einfluss von Anonymität, Freiwilligkeit und Alter auf das Antwortverhalten [Employee surveys via Internet or paper? The influence of anonymity, voluntariness and age on answering behavior]*. *Wirtschaftspsychologie* 2004; 6: 67–83
- [30] Gagne P, Hancock GR. Measurement Model Quality, Sample Size, and Solution Propriety in Confirmatory Factor Models. *Multivariate Behavioral Research* 2006; 41: 65–83
- [31] Gummer T, Roßmann J, Silber H. Using Instructed Response Items as Attention Checks in Web Surveys. *Sociological Methods & Research* 2018, doi:10.1177/0049124118769083.
- [32] Wirtz MA. Über das Problem fehlender Werte: Wie der Einfluss fehlender Informationen auf Analyseergebnisse entdeckt und reduziert werden kann. *Die Rehabilitation* 2004; 43: 109–115
- [33] Weiber R, Mühlhaus D. *Strukturgleichungsmodellierung: Eine anwendungsorientierte Einführung in die Kausalanalyse mithilfe von AMOS, SmartPLS und SPSS*. ed 2. Berlin, Heidelberg: Springer, Gabler; 2014
- [34] Hu L-T, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal* 1999; 6: 1–55
- [35] Muthén LK, Muthén BO. *Mplus User's Guide*. Los Angeles, CA: Author 2006
- [36] R Core Team: *R: A language and environment for statistical computing*. URL: <https://www.R-project.org/> Vienna, Austria 2020;
- [37] Revelle W. *psych: procedures for psychological, psychometric, and personality research*. URL: <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Evanston, Illinois: Northwestern University; 2020
- [38] Rosseel Y. *lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling*. URL: <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/> *J Stat Softw* 2012; 48: 1–36
- [39] Bagozzi RP, Yi Y. On the evaluation of structural equation models. *JAMS* 1988; 16: 74–94

- [40] Cohen J. *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. ed 2 New York: Routledge; 1988. doi:10.4324/9780203771587
- [41] Xu MK, Morin AJS, Marsh HW et al. Psychometric validation of the parental bonding instrument in a U.K. population-based sample: Role of gender and association with mental health in mid-late life. *Assessment* 2018; 25: 716–728
- [42] Barber BK. Parental Psychological Control: Revisiting a Neglected Construct. *Child Development* 1996; 67: 3296–3319
- [43] Cubis J, Lewin T, Dawes F. Australian Adolescents' Perceptions of their Parents. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry* 1989; 23: 35–47
- [44] Behzadi B, Parker G. A Persian version of the parental bonding instrument: Factor structure and psychometric properties. *Psychiatry Research* 2015; 225: 580–587
- [45] Luecken LJ. Parental caring and loss during childhood and adult cortisol responses to stress. *Psychology & Health* 2000; 15: 841–851
- [46] Murphy E, Brewin CR, Silka L. The assessment of parenting using the Parental Bonding Instrument: 2 or 3 factors? *Psychol Med* 1997; 27: 333–342