Faktorenstruktur und Validierung einer Kurzversion des Fragebogens zur Erfassung von therapiebezogenen Einstellungen (TBE-SV) im Straf- und Maßregelvollzug

Joscha Hausam

Institut für Forensische Psychiatrie, Charité – Universitätsmedizin Berlin

Jan Querengässer

Institut für Qualitätsmanagement des Maßregelvollzugs in Bayern, medbo Regensburg –
ehemals LWL-Akademie für forensische Psychiatrie, Herne

Julia Sauter

Institut für Forensische Psychiatrie, Charité – Universitätsmedizin Berlin

Joanna Vogel

Institut für Forensische Psychiatrie, Charité – Universitätsmedizin Berlin

Klaus-Peter Dahle

Institut für Psychologie, Universität Hildesheim

Anmerkung der Autor_innen

Das Manuskript ist in dieser Form noch nicht für eine Veröffentlichung angenommen.
Stand: 22.02.2022

Die Autor_innen geben an, dass kein Interessenkonflikt besteht.

Die Datenerhebungen wurden mit Mitteln der Senatsverwaltung für Justiz, Verbraucherschutz und Antidiskriminierung des Landes Berlin und des Landschaftsverbands Westfalen-Lippe (LWL) gefördert.

Korrespondenz: Joscha Hausam, Institut für Forensische Psychiatrie, Charité – Universitätsmedizin Berlin, Oranienburger Str. 285 (Haus 10), 13437 Berlin, joscha.hausam@charite.de, <https://orcid.org/0000-0002-2955-0343>

Zusammenfassung:

Die Therapiemotivation von straffällig gewordenen Personen ist ein komplexes Konstrukt und gilt gemeinhin als wichtige Voraussetzung für eine erfolgreiche Behandlung. Dennoch mangelt es derzeit an reliablen und validen Messinstrumenten. Die vorliegende Studie befasst sich mit der motivationalen Komponente der Therapieeinstellung und untersuchte eine Kurzversion des Fragebogens zur Erfassung von therapiebezogenen Einstellungen (TBE-SV) in einer männlichen Stichprobe des Straf- und Maßregelvollzugs ($n = 496$). Die fünf Faktoren des TBE-SV (Therapievertrauen, Misstrauen in Therapeut_innen, Therapieabwehr, Stigma- und Öffnungsängstlichkeit) konnten mit Hilfe einer konfirmatorischen Faktorenanalyse und einem explorativen Strukturgleichungsmodell weitestgehend repliziert werden. Die Subskalen Stigma- und Öffnungsängstlichkeit wiesen niedrige Reliabilitätskoeffizienten auf, die Werte für die verbleibenden Subskalen sowie den Gesamtwert waren akzeptabel. Festgestellt werden konnten bedeutsame Alters- und Bildungseffekte, wonach ältere Probanden und jene mit höherem Bildungsniveau positivere Therapieeinstellungen aufwiesen. Gruppenunterschiede zwischen den Probanden des Straf- und Maßregelvollzugs bezüglich der Werte im TBE-SV fanden sich hingegen nicht. Es kann daher geschlussfolgert werden, dass der TBE-SV, der ursprünglich für Personen im Strafvollzug konzipiert wurde, auch für die Anwendung im Maßregelvollzug geeignet ist. Schließlich unterstreichen die korrelativen Analysen mit diversen Selbstbeurteilungsfragebögen die konvergente und diskriminante Validität des TBE-SV.

Schlüsselwörter: Therapiemotivation, TBE-SV, Therapiebezogene Einstellungen, Straftäterbehandlung, Exploratives Strukturgleichungsmodell

Factor Structure and Validation of a Short Version of the Attitudes Towards Treatment Questionnaire (ATT-SV) in the Correctional and Forensic Mental Health System

Abstract: Treatment motivation of individuals who committed offenses is a complex construct and is generally considered an important requirement for successful treatment. Nevertheless, there is a lack of reliable and valid measurement instruments. This study addresses the motivational component of treatment attitudes and examined the Therapiebezogene Einstellungen [attitudes towards treatment]-Short version (TBE-SV [ATT-SV]) questionnaire in a male correctional and forensic mental health sample ($n = 496$). The five factors of the ATT-SV (therapy trust, mistrust in therapists, therapy restraint, fear of stigmatization, and fear of self-disclosure) were largely replicated using a confirmatory factor analysis and an exploratory structural equation model. The subscales fear of stigmatization and self-disclosure had low reliability coefficients, and the scores for the remaining subscales and the total score were acceptable (McDonald's $\omega = .51 - .87$). Significant age and education effects were found, indicating that older subjects and those with higher levels of education had more positive attitudes toward treatment. However, no differences were found in the ATT-SV between subjects in the correctional and forensic mental health group. Thus, it can be concluded that the TBE-SV, which was originally designed for individuals in the correctional system, is also suitable for application in the forensic mental health system. Finally, correlational analyses with various self-report questionnaires underscore the convergent and discriminant validity of the TBE-SV.

Keywords: Treatment motivation, Help-seeking attitudes, Attitudes towards treatment, Offender treatment, Exploratory structural equation model

Therapiemotivation im Straf- und Maßregelvollzug

Gerade in der therapeutischen Arbeit mit Menschen, die Straftaten begangen haben, spielt Therapiemotivation eine besondere Rolle. Nicht selten ist die Teilnahme an therapeutischen Maßnahmen für bestimmte Gruppen im Vollzug obligatorisch (z.B. Verlegung in die Sozialtherapie gemäß § 19 Berliner Strafvollzugsgesetz [StVollzG Bln]) und selbst nach Entlassung können therapeutische Maßnahmen im Rahmen von gerichtlichen Weisungen angeordnet werden (z.B. Führungsaufsichtsweisungen gemäß § 68 Abs. 1 und 2 Strafgesetzbuch [StGB]). Unabhängig von solchen gesetzlichen Vorgaben ist ein tatsächlicher Zwang zur Therapieteilnahme nicht möglich – schließlich beruht der therapeutische Prozess auf inneren psychischen Vorgängen, die von außen nur unzureichend objektiv bewertet und überprüft werden können. Vielmehr bedarf es der Mitwirkung der Betroffenen. Diese innere Bereitschaft zur Teilnahme an therapeutischen Maßnahmen ist jedoch zu wecken und zu fördern (vgl. § 4 StVollzG Bln). Wenn auch ein Zwang zur motivierten Therapieteilnahme faktisch nicht stattfinden kann, so finden therapeutische Maßnahmen im Straf- und Maßregelvollzug dennoch in einem „Zwangskontext“ statt. Therapeutische Maßnahmen unterliegen hier divergierenden Aufträgen und Rollenerwartungen, einem Kontrollregime und ungleichen Abhängigkeitsverhältnissen (Schwarze & Schmidt, 2008). In diesem Zusammenhang stellen Carl et al. (2016, S. 10) fest, „dass als ‚unmotiviert‘ eingestufte Gefangene seltener Zugang zu Behandlungsmaßnahmen im Strafvollzug erhalten, Nachsorgemaßnahmen skeptischer gegenüberstehen, im Vergleich zu motivierten Gefangenen als stärker rückfallgefährdet gelten und seltener von Haftlockerungen profitieren“.

In Anbetracht seiner Bedeutung spielt die Konzeptualisierung des Konstrukts Therapiemotivation in Vollzugskontexten eine zentrale Rolle. Wegen seiner Komplexität besteht jedoch bis heute keine Einigkeit darüber, was unter Therapiemotivation zu verstehen ist, auch in der Allgemeinbevölkerung (Drieschner et al., 2004), vor allem aber bei den im Vollzug untergebrachten Menschen (Ward et al., 2004). Mit letzterem befasste sich in Deutschland insbesondere Dahle (1995) und entwickelte ein zielgruppenspezifisches Modell der Therapiemotivation für Inhaftierte im Strafvollzug. Er argumentiert, dass das „klassische“ Therapiemotivationsmodell (d.h. Hoffnung auf Besserung als innerpsychisch und belastend wahrgenommener Probleme) im Haftkontext zu kurz greife und erweitert es um ein Hafterleichterungsmotiv (z.B. der Wunsch nach Lockerungen oder vorzeitiger Entlassung). Eine weitere Komponente des Modells betrifft die individuelle Einschätzung, ob und inwieweit Therapie überhaupt als persönlich adäquates Mittel zur Erreichung möglicher erwünschter Zielzustände wahrgenommen wird. Als wichtige Einflussfaktoren identifizierte er dabei haftbezogene Ressentiments (z.B. Misstrauen

gegenüber Justiz und Strafvollzug in der Rolle der Unterstützung) sowie die (subjektive) Therapieverfügbarkeit (z.B. antizipierte Anforderungen einer Therapieteilnahme im Abgleich zu den wahrgenommenen Handlungskompetenzen) und Therapiebewertung (z.B. therapiebezogene Einstellungen). Die angenommene Faktorenstruktur dieses Motivationsmodells konnte in einer weitgehend repräsentativen Strafvollzugsstichprobe bestätigt werden und erwies sich als valide in der Vorhersage von therapiebezogenem Handeln (z.B. Therapieteilnahme; Dahle, 1995).

Dieses erweiterte Motivationsmodell bringt wesentliche praktische Implikationen mit sich. Demnach handelt es sich bei Therapiemotivation um ein dynamisches und insoweit veränderbares und auch beeinflussbares Konstrukt. Vor allem aber ist Therapiemotivation damit nicht zwingend eine Voraussetzung für Therapie, sondern kann vielmehr als ein mögliches therapeutisches Zwischenziel definiert werden (Dahle, 2003). Insoweit lässt sich die Förderung von Motivation bereits als Behandlungsmaßnahme im Sinne des beschriebenen gesetzlichen Auftrags verstehen. Gleichzeitig wird deutlich, dass es sich bei Therapiemotivation in Haft um ein komplexes Konstrukt handelt, welches differenziert zu erfassen ist, um in Fällen erkennbarer Vorbehalte zu verstehen, worin diese konkret begründet liegen. Die vorliegende Studie fokussiert auf die Untersuchung der motivationalen Komponente der therapiebezogenen Einstellungen im Straf- und Maßregelvollzug – also der instrumentellen Komponente, die mitunter die innere Haltung, Erwartungen und mögliche Vorbehalte von Menschen gegenüber einer möglichen Teilnahme an therapeutischen Maßnahmen umfasst (Dahle, 1993).

Therapiebezogene Einstellungen

Zahlreiche Forschungsarbeiten unterstreichen die Bedeutung therapiebezogener Einstellungen auf die Inanspruchnahme therapeutischer Hilfe in der Allgemeinbevölkerung (Deane & Todd, 1996; Aguirre Velasco et al., 2020). Seltener hingegen wurde der Zusammenhang mit einem späteren Therapieerfolg untersucht (z.B. Moos & Moos, 2004). In ihrer grundlegenden Arbeit identifizierten Fischer und Turner (1970) vier Dimensionen von *help-seeking attitudes*: Erkennen des persönlichen Hilfebedarfs, Toleranz gegenüber dem Stigma, das mit dem Aufsuchen therapeutischer Hilfe verbunden ist, Offenheit im Umgang mit den eigenen Problemen und Vertrauen in die therapeutische Fachkraft. Stigmatisierungsangst scheint dabei das häufigste Hindernis für die Inanspruchnahme einer Therapie zu sein (Corrigan, 2004). Weitere einstellungsbezogene Hindernisse betreffen die Überzeugung, ein Problem selbst in den Griff zu

bekommen und den Glauben, dass ein Problem von alleine verschwinden werde (Gulliver et al., 2010; Thompson et al., 2004; Sareen et al., 2007).

Ein Großteil dieser Forschungsarbeiten befasst sich mit der Identifizierung von Merkmalen, die mit therapiebezogenen Einstellungen zusammenhängen. Einige biosoziodemografische Merkmale scheinen mit einer positiven Einstellung verbunden, darunter beispielsweise das weibliche Geschlecht (Nam et al., 2010), ein höherer sozioökonomischer Status (Picco et al., 2016) und ein höheres Bildungsniveau (Sheikh & Furnham, 2000; Picco et al., 2016). Weniger konsistent sind die bisherigen Ergebnisse zu altersbedingten Unterschieden. Während einige Autor_innen bei jüngeren Personen positivere Einstellungen fanden und diese mitunter auf eine erhöhte Offenheit zurückführten (Picco et al., 2016; Segal et al., 2005), wurde an anderer Stelle festgestellt, dass die Einstellung auch im höheren Alter positiv bzw. positiver sein kann (Robb et al., 2003; Mackenzie et al., 2006).

Sieht man von den ohnehin heterogenen Altersbefunden ab, so ist zunächst festzuhalten, dass diejenigen Merkmale, die mit positiven Therapieeinstellungen zusammenzuhängen scheinen, bei inhaftierten Personen eher seltener zu erwarten sind: So ist der überwiegende Anteil der inhaftierten Personen im Vollzug männlich und verfügt über einen eher niedrigen sozioökonomischen Status sowie ein eher geringes Bildungsniveau. Im Straf- und Maßregelvollzug wurden therapiebezogene Einstellungen als motivationale Komponente bisher kaum untersucht. Dies überrascht insofern, als dass bereits früh argumentiert wurde, dass therapiebezogene Einstellungen auch bei Personen, die Straftaten begangen haben, ein wichtiger Faktor für die Inanspruchnahme von Behandlungsangeboten und den späteren Behandlungserfolg darstellen (Baxter et al., 1995; Dahle, 1993, 1995). Diese Zusammenhänge konnten in einigen wenigen Studien bestätigt werden (Deane et al., 1999, Williams et al., 2001; Shaw & Morgan, 2011). Interessanterweise scheinen sich therapiebezogene Einstellungen von straffällig gewordenen Männern nicht substanziell von Männern aus der Allgemeinbevölkerung zu unterscheiden (Dahle, 1993; Williams et al., 2001).

Fragebogen zur Erfassung therapiebezogener Einstellungen

Der Fragebogen zur Erfassung therapiebezogener Einstellungen (TBE; Dahle, 1993) wurde auf Grundlage der Attitudes Toward Seeking Professional Psychological Help Scale (Fischer & Turner, 1970) und der Skala zur Erfassung der Einstellung zur psychischen Störung und Psychotherapie (Halder, 1977) speziell für die Anwendung im Strafvollzug entwickelt. Der TBE erfasst dabei fünf weitgehend unabhängige Dimensionen: *Therapievertrauen* misst die

allgemeine Überzeugung, dass Psychotherapie bei Problemen helfen kann (Beispiel: „Wenn es mir psychisch schlecht ginge, würde ich mir psychologische Hilfe suchen“). *Therapeut_innen-misstrauen* umfasst grundsätzliche Vorbehalte und Ängste gegenüber Therapeut_innen als Person („Psychologen und Ärzte wissen oft wenig von den wirklichen Problemen des Lebens“). *Therapieabwehr* drückt den inneren Widerstand gegenüber der Vorstellung aus, tatsächlich eine Therapie zu machen („Eine starke Persönlichkeit kommt mit seinen Problemen alleine klar und braucht dazu keinen Psychologen“). *Stigmaängstlichkeit* bezieht sich auf das Empfinden von Peinlichkeit und Scham bei der Vorstellung, zu einem Therapeuten oder einer Therapeutin zu gehen („Es ist schon blamabel, mit seinen Problemen nicht alleine klarzukommen“). Schließlich meint *Öffnungsängstlichkeit* den Widerstand, sich zu öffnen („Es gibt Dinge in meinem Leben, über die rede ich nicht“).

Eine bislang unveröffentlichte Kurzversion, der Fragebogen zur Erfassung therapiebezogener Einstellungen – Short Version (TBE-SV; siehe Anhang), ist mit 24 Items durchführungsökonomischer als die Originalversion (33 Items) und findet im deutschsprachigen Raum zunehmend Anwendung (z.B. Amann & Demarle, 2004; Carl & Schmucker, 2017; Stasch et al. 2017; Dahle et al., 2018; Stasch et al., 2018; Sauter et al. 2019; Langenstück et al. 2020). Eine Überprüfung und Validierung dieser Kurzversion steht allerdings noch aus und ist Gegenstand der vorliegenden Studie.

Ziele und Fragestellungen

Zunächst verfolgt die Studie das Ziel, die auf theoretischer Grundlage erstellte Faktorenstruktur des TBE-SV einer empirischen Überprüfung zu unterziehen. Initial wurde der TBE für die Anwendung im Kontext des Strafvollzugs konzipiert. Da das deutsche Rechtssystem jedoch neben Freiheitsstrafen auch freiheitsentziehende Maßregeln der Besserung und Sicherung (§§ 63, 64 und 66 StGB) als Reaktion auf Rechtsbrüche vorsieht – und es auch innerhalb der Strafvollzugsanstalten unterschiedliche Organisationsformen der Behandlung gibt – stellt sich die Frage, ob auch in diesen anderen Behandlungskontexten, die vorliegende Faktorenstruktur repliziert werden kann, sich der Fragebogen mithin auch für Studien in diesen Institutionen eignet. In einem zweiten Schritt wird auf Grundlage der theoretischen und empirischen Überlegungen der Zusammenhang mit dem Alter und dem Bildungsstand untersucht. Schließlich wird in einem dritten Schritt die konvergente und diskriminante Validität des TBE-SV anhand anderer Selbstbeurteilungsverfahren untersucht.

Methode

Stichprobe

Die Gesamtstichprobe setzt sich zusammen aus 496 Männern, die im Straf- oder Maßregelvollzug untergebracht waren. Die Stichprobe aus dem Strafvollzug stammt aus drei Behandlungseinrichtungen des Berliner Strafvollzugs: Der sozialtherapeutischen Abteilungen für erwachsene Männer der Justizvollzugsanstalt (JVA) Tegel ($n = 125$) und für Jugendliche und Heranwachsende der Jugendstrafanstalt Berlin ($n = 75$) sowie des Bereichs für Inhaftierte mit vornotierter Sicherungsverwahrung ($n = 15$). Die Patienten des Maßregelvollzugs stammen aus forensisch-psychiatrischen Einrichtungen in Baden-Württemberg, Berlin und Nordrhein-Westfalen. Im Einzelnen handelt sich um gem. § 64 StGB untergebrachte Patienten des Klinikums am Weissenhof in Weinsberg ($n = 89$) und dreier Kliniken in Trägerschaft des Landschaftsverbandes Westfalen-Lippe ($n = 120$) sowie um Patienten, die gem. § 63 StGB im Krankenhaus des Maßregelvollzugs in Berlin ($n = 40$) untergebracht waren. Schließlich umfasst die Untersuchungsgruppe Personen, die in der Einrichtung für die Unterbringung und Behandlung der Sicherungsverwahrten im Land Berlin untergebracht waren ($n = 32$). Zusammengenommen umfasst die Substichprobe des Strafvollzugs $n = 215$ Personen und die des Maßregelvollzugs $n = 281$ Personen.

Die Probanden aus dem Strafvollzug waren zum Zeitpunkt der Befragung durchschnittlich $M = 34.56$ Jahre alt ($SD = 14.07$, Range = 16.73 – 70.48). 40 % der Probanden ($n = 85$) hatten keinen Schulabschluss, 33 % ($n = 71$) einen Haupt- oder Sonderschulabschluss, 21 % ($n = 45$) eine mittlere Reife und 6 % ($n = 13$) Abitur. Anlass der Inhaftierung war mehrheitlich ein Gewalt- (52 %; $n = 113$) oder Sexualdelikt (43 %; $n = 92$), in wenigen Fällen ein anderweitiges Delikt (5 %, $n = 10$). Die Untergebrachten aus dem Maßregelvollzug waren mit durchschnittlich 38.08 Jahren etwas älter ($SD = 11.91$, Range = 19.00 – 81.91; $t(481) = -2.98$, $p < .01$; bei $n = 13$ fehlende Werte), wohingegen sich keine bedeutsamen Unterschiede hinsichtlich des Bildungsniveaus fanden ($\chi^2(3) = 3.47$, $p = .325$; bei $n = 12$ fehlende Werte). So hatten in dieser Gruppe 34 % ($n = 93$) keinen Schulabschluss, 43 % ($n = 117$) einen Haupt- oder Sonderschulabschluss, 18 % ($n = 49$) die mittlere Reife und 4 % ($n = 11$) Abitur. Wegen der unterschiedlichen gesetzlichen Eingangsvoraussetzungen in den Straf- und Maßregelvollzug ergaben sich erwartbare Unterschiede bei der Verteilung der Anlassdelikte ($\chi^2(2) = 66.93$, $p < .001$; bei $n = 8$ fehlende Werte). Anlass der Unterbringung war demnach häufiger ein sonstiges Delikt (35

%, $n = 96$; v.a. im Zusammenhang mit Betäubungsmitteln), seltener ein Sexualdelikt (24 %, $n = 65$) und in 41 % ein Gewaltdelikt ($n = 112$).

Vorgehen

Die multizentrische Datenerhebung erfolgte zwischen 2014 und 2020 im Rahmen eigenständiger Forschungsprojekte, für die jeweils Datenschutzkonzepte erstellt und Ethikvoten eingeholt wurden. Für die vorliegenden Analysen wurden die Daten unter strenger Beachtung der landesspezifischen Datenschutzvorgaben zentral gesammelt und aufbereitet. Je nach Substichprobe unterschied sich die Datenerhebung leicht in Ablauf und Setting. In allen Substichproben wurde der TBE-SV und weitere Fragebögen von Psycholog_innen erhoben, die von den Vollzugseinrichtungen unabhängig waren – entweder in Form eines schriftlichen Fragebogens in Anwesenheit einer Psychologin (Substichprobe LWL) oder im Rahmen eines umfassenderen semistrukturierten Interviews (alle anderen Einrichtungen). Für die 1- bis 3-stündigen Befragungen bzw. Interviews erhielten die Probanden eine finanzielle Aufwandsentschädigung (je nach Substichprobe in Höhe von 2 bis 15 Euro). Die Teilnahme war in allen Fällen freiwillig, unabhängig von vollzugsrechtlichen oder –praktischen Konsequenzen und alle Probanden wurden darüber informiert, dass sie die Studienteilnahme zu jedem Zeitpunkt ohne Angabe von Gründen abbrechen und ihr Einverständnis zurückziehen können. Alle Probanden gaben ihr schriftliches Einverständnis gemäß der Deklaration von Helsinki.

Instrumente

Neben dem TBE-SV wurden diverse Selbstbeurteilungsfragebögen untersucht. Die eingesetzten Testbatterien unterschieden sich je nach Erhebungsort, da neben der testtheoretischen Analyse des TBE-SV inhaltlich unterschiedliche Schwerpunkte in den Untersuchungen gesetzt wurden. Es wird nachfolgend darauf hingewiesen, in welcher Stichprobe die Fragebögen eingesetzt wurden.

Therapiebezogene Einstellungen

Die 24 Items des TBE-SV werden auf einer vierstufigen Antwortskala von 1 (stimmt nicht) bis 4 (stimmt genau) erfasst (siehe Anhang). Wie oben bereits näher erläutert setzt sich der TBE-SV aus fünf Subskalen zusammen, von denen vier positiv und eine negativ gerichtet sind. Mit deren Summenwerten mit folgender Formel ein Gesamtscore im Sinne eines allgemeinen Therapiewiderstandes gebildet: (*Misstrauen in Therapeut_innen* + *Therapieabwehr* +

Stigmaängstlichkeit + Öffnungsängstlichkeit) + (25 – *Therapievertrauen*). Höhere Gesamtwerte weisen demnach auf ungünstigere therapiebezogene Einstellungen hin. In der Entwicklungsstichprobe mit 120 inhaftierten erwachsenen Männern lagen die internen Konsistenzen der Skalen der Langform des TBE im akzeptablen Bereich ($\alpha = .68$ bis $.81$ für die Subskalen und $.86$ für Therapiewiderstand; Dahle, 1993). Zu berücksichtigen ist, dass die Untersuchung zum Antritt der Straftat erfolgte – insoweit wurden initiale Therapieeinstellungen erfasst – und es sich um eine Selektion von Gefangenen mit einer mehr als zweijährigen Freiheitsstrafe handelte.

Veränderungsbereitschaft

Bei dem *Fragebogen zur Erfassung der Veränderungsbereitschaft* (FEVER; Hasler et al., 2003) handelt es sich um eine deutsche Version der *University of Rhode Island Change Assessment Scale* (URICA; McConaughy et al., 1983), die auf der Grundlage des transtheoretischen Modells der Verhaltensveränderung erstellt wurde. Aus testökonomischen Gründen wurde in allen Stichproben eine gekürzte und modifizierte Form des Fragebogens mit 12 Items eingesetzt. Ausgewählt wurden jeweils die drei höchstladenden Items der Subskalen *Veränderungswiderstand*, *Veränderungserwägung*, *Aktive Veränderungsbereitschaft* und *Aufrechterhaltung*¹. Es wurde ein vierstufiges Antwortformat von 1 (stimmt nicht) bis 4 (stimmt genau) gewählt. Somit wurde, anders als im Original, die neutrale Zwischenstufe („weiß nicht“) nicht angeboten, um wie beim TBE-SV eine Antworttendenz zu forcieren. Die Veränderungsbereitschaft wurde nach den Vorgaben der Autoren folgendermaßen berechnet: (*Veränderungserwägung* + *Aktive Veränderungsbereitschaft* + *Aufrechterhaltung*) - *Veränderungswiderstand*. Höhere Werte weisen demnach auf eine höhere Veränderungsbereitschaft hin. Die internen Konsistenzen der Subskalen der deutschen Fassung lagen im akzeptablen Bereich ($\alpha = .72$ bis $.86$; Hasler et al., 2003). Eine Metaanalyse zeigt eine moderate Vorhersagekraft der Veränderungsphasen, z.B. hinsichtlich Symptomreduktion, vorzeitige Therapieabbrüche und Qualität der therapeutischen Beziehung (Norcross et al., 2011).

¹ Items der Subskala *Aufrechterhaltung* wurden von Hasler et al. (2003) nicht übersetzt, da nicht erwartet wurde, dass Personen in dieser „gesunden“ Veränderungsphase noch eine klinische Behandlung aufsuchen würden. Deswegen wurde hier auf eine Übersetzung von Feelgood und Hauschild (persönliche Kommunikation, 21.09.2009) zurückgegriffen.

Treatment readiness

Der *Corrections Victoria Treatment Readiness Questionnaire* (CVTRQ; Casey et al., 2007) erfasst die Bereitschaft von Personen, die Straftaten begangen haben, an einer Behandlung teilzunehmen und sich zu engagieren. *Treatment readiness* basiert hier auf einem theoretischen Modell von Ward et al. (2004), welches neben internalen auch externale motivationale Faktoren zu berücksichtigen beansprucht. Der Fragebogen wurde durch zwei Autoren der vorliegenden Studie übersetzt und in der Untersuchung im Klinikum am Weissenhof eingesetzt ($n = 89$). Der CVTRQ umfasst 20 Items mit einem fünfstufigen Antwortformat von 1 (stimmt nicht) bis 5 (stimmt genau). Ein höherer Gesamtscore weist auf eine ausgeprägtere *treatment readiness* hin. Der CVTRQ zeigte in der Entwicklungsstudie heterogene psychometrische Eigenschaften ($\alpha = .60$ bis $.84$) und moderate Zusammenhänge mit konzeptuell verwandten Konstrukten, z.B. mit Veränderungsbereitschaft und therapeutischer Beziehung (Casey et al., 2007).

Stationsklima

Das Stationsklima wurde mit der deutschen Fassung des *Essen Climate Evaluation Scheme* erhoben (EssenCES; Schalast & Tonkin, 2016). Eingesetzt wurde der EssenCES mit Ausnahme der drei Kliniken des Landschaftsverbandes Westfalen-Lippe in allen Substichproben ($n = 374$). Der Fragebogen erfasst 17 Items auf einer fünfstufigen Skala von 1 (stimmt gar nicht) bis 5 (stimmt völlig). Bis auf zwei Füll-Items lassen sich die 15 Items drei Subskalen zuordnen: *Therapeutischer Halt*, *Zusammenhalt der Inhaftierten/Patienten* und *Sicherheitserleben*. Zusätzlich wurde mit den aufsummierten Skalenwerten ein Gesamtwert gebildet, wobei höhere Werte jeweils auf ein günstigeres Stationsklima hinweisen. Der EssenCES hat zufriedenstellende psychometrische Eigenschaften ($\alpha = .76$ bis $.87$ in der deutschen Normstichprobe) und zeigt bedeutsame Zusammenhänge, z.B. mit Personalmoral, Arbeitsstress und institutioneller Aggression (Schalast & Tonkin, 2016).

Therapeutische Beziehung

Die Qualität der therapeutischen Beziehung wurde mit der deutschsprachigen Version des *Working Alliance Inventory – Short Revised* (WAI-SR; Wilmers et al., 2008) in der Untersuchung im Klinikum am Weissenhof erhoben ($n = 89$). Mit 12 Items auf einem fünfstufigen Antwortformat (1 = selten bis 5 = immer) wird die Übereinstimmung zwischen Klient_in und Therapeut_in auf drei Dimensionen erfasst: *Ziele*, *Aufgaben* und *Beziehung*. Für die Analysen

wurde zusätzlich ein Gesamtwert gebildet, wobei höhere Werte auf eine günstigere therapeutische Beziehung hinweisen. Der WAI-SR hat gute psychometrische Eigenschaften ($\alpha = .81$ bis $.91$; Wilmers et al., 2008) und erweist sich als robuster Prädiktor für zahlreiche Therapieoutcomes (z.B. Behandlungsabbrüche und Therapieerfolg; Flückiger et al., 2018).

Psychische Belastung

Die allgemeine psychische Symptombelastung wurde anhand der *Brief-Symptom-Checklist* (BSCL; Franke, 2017) in den Kliniken des Landschaftsverbandes Westfalen-Lippe erhoben ($n = 120$). Die BSCL erfasst auf neun Skalen (Aggressivität/ Feindseligkeit, Ängstlichkeit, Depressivität, Paranoides Denken, Phobische Angst, Psychotizismus, Somatisierung, Unsicherheit im Sozialkontakt, Zwanghaftigkeit) die subjektiv empfundene Beeinträchtigung einer Person durch 53 Symptome, und bezieht sich dabei auf die letzten sieben Tage. Die BSCL ist die Kurzform der 90 Fragen umfassenden SCL-90-S und die 53 Items werden auf einer fünf-stufigen Skala von 0 (überhaupt nicht vorhanden) bis 4 (sehr stark vorhanden) erfasst. Es liegen zahlreiche zufriedenstellende Befunde zu Validität und Reliabilität der BSCL vor ($\alpha = .63$ bis $.85$; Franke, 2017).

Datenauswertung

Die statistischen Analysen wurden mit R (Version 4.03; R Core Team, 2020) und den Programmpaketen psych (Version 2.0.12; Revelle, 2020) und lavaan (Version 0.6-7; Rosseel, 2012) durchgeführt. Die Faktorenstruktur des TBE-SV wurde mit einer konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) sowie einem explorativen Strukturgleichungsmodell (ESEM; Asparouhov & Muthén, 2009) untersucht. Es wurde argumentiert, dass CFA häufig zu restriktiv sind, um für die meisten psychologischen Instrumente eine akzeptable Anpassungsgüte zu erzielen (Marsh et al., 2014). ESEM sind weniger restriktiv als CFA, da sie unter anderem Kreuzladungen zwischen Items unterschiedlicher Faktoren erlauben und die Vorzüge des explorativen und konfirmatorischen Vorgehens kombinieren. Die Durchführung des ESEM folgte dem Vorgehen von Silvestrin (2020). Da von einer Verletzung der Voraussetzung einer multivariaten Normalverteilung der Items auszugehen war (Mardia: $z = 33.85$, $p < .001$; Henze-Zirkler: $HZ = 1.02$, $p < .001$; Royston: $H = 2182.04$, $p < .001$), wurde ein robuster Maximum Likelihood-Schätzer verwendet (Yuan-Bentler-Korrektur), der auch mit fehlenden Werten umgehen kann ($< 1\%$ bzw. max. 4 fehlende Werte je Item). Die Beurteilung der Anpassungsgüte erfolgte über die Ergebnisse des χ^2 -Tests. Da der χ^2 -Test sehr stichprobensensitiv ist, wurden darüber hinaus

übliche deskriptive Fit-Statistiken herangezogen. Ein akzeptabler Modellfit wird bei den folgenden Schwellenwerten angenommen: $\chi^2/df \leq 3$, $CFI \geq .95$, $RMSEA \leq .06$, $SRMR \leq .09$ (Bühner, 2021).

Die Reliabilität der Skalen wurde über Crohnbach's α und McDonald's ω geschätzt, wobei Werte ab .70 als akzeptabel und ab .80 als gut gelten (Bühner, 2021). Crohnbach's α wird zu Vergleichszwecken berichtet und McDonald's ω , weil es bei Skalen mit heterogenen Faktorladungen ein präziserer Schätzer ist (Revelle & Zinbarg, 2009).

Die weiteren Analysen basieren auf den zu Skalen verrechneten Summenwerten der Items. Unterschiede zwischen den Gruppen im Straf- und Maßregelvollzug wurden mit t -Tests unter Angabe von Cohen's d Effektstärken ermittelt, wobei nach gängiger Konvention Werte von 0.2 auf einen kleinen, von 0.5 auf einen mittleren und über 0.8 auf einen großen Effekt hinweisen (Cohen, 1988). Zusammenhänge zwischen dem TBE-SV und den Variablen Alter und Schulabschluss sowie den Selbstbeurteilungsinstrumenten wurden mittels Korrelationskoeffizienten (Pearson) und nach Bonferroni-Holm-Korrektur angegeben.

Ergebnisse

Faktorielle Struktur

Die globale Anpassungsgüte der CFA ist als grenzwertig zu bezeichnen, $\chi^2(242) = 421.46$, $p < .001$, $\chi^2/df = 1.74$, CFI = .92, RMSEA = .039 [.033, .044], SRMR = .047. Mit Ausnahme von Item 10 („Ein festes Ziel im Leben – eine gute Arbeit zum Beispiel – ist eine gute Möglichkeit, seelische Probleme und Sorgen zu vermeiden.“) lagen alle Parameterschätzungen in den zulässigen Wertebereichen, waren signifikant und wiesen das erwartete Vorzeichen auf (siehe linke Hälfte von Tabelle 1). Die Faktorkovarianzen lagen jeweils in einem moderaten bis hohen Bereich (-.44 bis .88).

Tabelle 1. Ladungsmuster der TBE-SV Items mit fünf Faktoren (CFA und ESEM)

	CFA					ESEM				
	TV	MT	TA	SA	ÖÄ	TV	MT	TA	SA	ÖÄ
TBE_3	.50	0	0	0	0	.57	.06	.00	-.02	-.14
TBE_9	.66	0	0	0	0	.45	-.04	-.14	-.19	-.11
TBE_11	.52	0	0	0	0	.42	-.05	-.02	-.24	.03
TBE_15	.49	0	0	0	0	.56	-.02	-.17	.21	-.11
TBE_17	.76	0	0	0	0	.52	-.24	-.14	-.23	.14
TBE_1	0	.49	0	0	0	-.07	.34	.23	.08	-.03
TBE_7	0	.67	0	0	0	.00	.61	.13	.15	-.04
TBE_14	0	.68	0	0	0	-.03	.71	.09	-.08	.12
TBE_18	0	.53	0	0	0	-.13	.10	.01	.40	.21
TBE_20	0	.62	0	0	0	.01	.42	-.08	.12	.37
TBE_2	0	0	.57	0	0	-.11	.09	.39	.09	.07
TBE_4	0	0	.52	0	0	-.03	.17	.37	.27	-.17
TBE_6	0	0	.66	0	0	-.13	.08	.41	.34	-.05
TBE_8	0	0	.56	0	0	-.02	.12	.60	-.14	.17
TBE_23	0	0	.52	0	0	-.04	.04	.39	.07	.17
TBE_12	0	0	0	.50	0	-.06	-.04	.07	.31	.27
TBE_21	0	0	0	.50	0	.16	.00	.20	.21	.32
TBE_22	0	0	0	.43	0	.07	.08	.04	.24	.21
TBE_24	0	0	0	.54	0	.04	.11	-.02	.43	.20
TBE_10	0	0	0	.01	0	.17	-.16	.16	.03	.06
TBE_13	0	0	0	0	.67	-.04	.17	.09	.14	.44
TBE_16	0	0	0	0	.55	-.02	.28	.00	.19	.24
TBE_19	0	0	0	0	.54	-.04	.06	.15	-.06	.55
TBE_5	0	0	0	0	-.37	.26	-.01	-.03	-.09	-.24
TV	1					1				
MT	-.61	1				-.22	1			
TA	-.70	.76	1			-.27	.34	1		
SA	-.44	.74	.71	1		-.24	.31	.28	1	
ÖÄ	-.54	.86	.72	.88	1	-.06	.36	.33	.36	1

Anmerkungen. CFA = Confirmatory Factor Analysis; ESEM = Exploratory Structural Equation Model; TV = Therapievertrauen; MT = Misstrauen in Therapeut_innen; TA = Therapieabwehr; SA = Stigmaängstlichkeit; ÖÄ; Öffnungsängstlichkeit. Alle Parameterschätzungen sind vollständig standardisiert und die fett- ($p < .001$) bzw. fett/kursivgedruckten ($p < .05$) sind signifikant.

Der Modellfit des ESEM fiel erwartungsgemäß besser aus und ist als akzeptabel zu bezeichnen, $\chi^2(166) = 226.60$, $p < .001$, $\chi^2/df = 1.36$, CFI = .98, RMSEA = .027 [.018, .035], SRMR = .025. Unter Maßgabe der Parameterschätzungen konnte die postulierte Faktorenstruktur weitgehend repliziert werden (siehe rechte Hälfte von Tabelle 1). Gleichwohl wiesen einige wenige Items keine statistisch bedeutsame Ladung mit den postulierten Faktoren und höhere Kreuzladungen mit anderen Faktoren auf (Items 10, 18, 21 und 5). Dies betraf vor allem die Faktoren Stigma- und Öffnungsängstlichkeit. Die Faktorkovarianzen waren erwartungsgemäß gering und überwiegend nicht signifikant (-.06 bis .36).

Reliabilität

Die internen Konsistenzen der TBE-SV Skalen fielen heterogen aus. Während die geschätzten Werte für die drei Skalen *Therapievertrauen* ($\alpha = .73$ [.69, .76], $\omega = .73$ [.69, .77]), *Misstrauen in Therapeut_innen* ($\alpha = .73$ [.69, .76], $\omega = .74$ [.70, .78]) und *Therapieabwehr* ($\alpha = .70$ [.66, .74], $\omega = .70$ [.66, .74]) noch akzeptabel waren, fielen die Werte für *Stigmaängstlichkeit* ($\alpha = .48$ [.40, .55], $\omega = .51$ [.44, .57]) und *Öffnungsängstlichkeit* ($\alpha = .60$ [.54, .65], $\omega = .61$ [.56, .67]) niedrig aus. Die interne Konsistenz für die Gesamtskala (*Therapiewiderstand*) lag bei $\alpha = .87$ [.85, .88] bzw. $\omega = .87$ [.85, .89].

Deskriptive Statistiken, Gruppenunterschiede sowie Zusammenhang mit Alter und Bildung

Tabelle 2 zeigt die Mittelwerte für die Gesamtstichprobe sowie getrennt für den Straf- und Maßregelvollzug. Es ergaben sich keine Unterschiede auf den Subskalen und dem Gesamtwert des TBE-SV zwischen beiden Gruppen. In der Gesamtstichprobe fanden sich signifikante Korrelationen mit dem Alter und dem Schulabschluss. Das Alter korrelierte schwach bis moderat mit allen Skalen und dem Gesamtwert des TBE-SV ($r = -.28$ bis $.20$). Etwas geringer fielen die Korrelationen zwischen Schulabschluss und *Misstrauen in Therapeut_innen* ($r = -.16$), *Stigmaängstlichkeit* ($r = -.22$), *Öffnungsängstlichkeit* ($r = -.16$) sowie dem Gesamtwert ($r = -.17$) aus.

Tabelle 2. Mittelwertunterschiede und Korrelationen mit Alter und Schulabschluss der Skalen des TBE-SV

	Einrichtung				Korrelationen ($N = 496^a$)	
	Gesamt ($N = 496$) $M (SD)$	Strafvollzug ($n = 215$) $M (SD)$	Maßregelvollzug ($n = 281$) $M (SD)$	d	Alter r	Schulabschluss r
TV	15.60 (2.88)	15.70 (3.04)	15.52 (2.76)	0.06	.20***	.07
MT	11.03 (3.25)	11.29 (3.29)	10.82 (3.20)	0.11	-.21***	-.16**
TA	10.94 (3.09)	11.12 (3.13)	10.81 (3.05)	0.10	-.22***	-.03
SÄ	11.49 (2.65)	11.49 (2.43)	11.49 (2.81)	0.00	-.21***	-.22***
ÖÄ	11.73 (3.33)	12.05 (3.30)	11.48 (3.34)	0.17	-.25***	-.16***
TW	53.44 (11.88)	54.03 (11.53)	52.99 (12.14)	0.09	-.28***	-.17***

Anmerkungen. TV = Therapievertrauen, MT = Misstrauen in Therapeut_innen, TA = Therapieabwehr, SÄ = Stigmaängstlichkeit, ÖÄ = Öffnungsängstlichkeit, TW = Therapiewiderstand, d = Effektstärke nach Cohen. *** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$ nach Bonferroni-Holm-Korrektur. ^aDie tatsächliche Stichprobengröße variiert leicht wegen fehlender Werte bei den Variablen Alter (13 missings) und Schulabschluss (12 missings).

Konvergente und diskriminante Validität

Abbildung 1 fasst die Korrelationsanalysen zwischen den untersuchten Selbstbeurteilungsfragebögen zusammen. Es fanden sich mittlere bis hohe negative Zusammenhänge zwischen dem Gesamtwert des TBE-SV (*Therapiewiderstand*) und dem FEVER (*Veränderungsbereitschaft*), dem EssenCES (*Stationsklima*), dem CVTRQ (*treatment readiness*) und dem WAI-SR (*Therapeutische Beziehung*), was die konvergente Validität unterstreicht. Bezüglich der Analysen zur diskriminanten Validität ergaben sich vor allem mit den Subskalen des EssenCES differentielle Zusammenhänge. Statistisch bedeutsame Zusammenhänge zeigten sich mit der Subskala *Therapeutischer Halt*, nicht aber mit den Subskalen *Zusammenhalt der Patienten/Gefangenen* und *Sicherheitserleben*. Nur wenige Zusammenhänge ergaben sich mit der BCSL (*Psychische Belastung*), namentlich mit den Subskalen *Paranoides Denken* und *Zwanghaftigkeit* (siehe Abb. 1).

Bei Betrachtung der Subskalen des TBE-SV fanden sich konsistent höhere Zusammenhänge mit den Subskalen *Therapievertrauen*, *Misstrauen in Therapeut_innen* und *Therapieabwehr* (einschließlich der erwarteten Vorzeichen) als mit *Öffnungsängstlichkeit* oder *Stigmaängstlichkeit*. Für letztere fanden sich keinerlei statistisch bedeutsame Korrelationen.

Abbildung 1. Signifikante Korrelationen ($p < .05$) zwischen TBE-SV Skalen und diversen Selbstbeurteilungsverfahren

Diskussion

Gerade in der Behandlung von Menschen im Straf- und Maßregelvollzug, deren Teilnahme an therapeutischen Maßnahmen nicht selten Voraussetzung für Hafterleichterungen darstellen, oder deren Nicht-Teilnahme gar juristische Restriktionen zur Folge haben kann (z.B. strafbewehrte Weisung während der Führungsaufsicht), spielt die Diagnostik und Förderung von Motivation eine ganz zentrale Rolle. Umso erstaunlicher ist es, dass bislang kein validiertes Instrument zur Messung der Therapiemotivation bei dieser besonderen Klientel existiert. Dies gilt umso mehr, da jene Instrumente, die im Rahmen allgemeiner Psychotherapien eingesetzt werden (z.B. Schneider et al., 1989, Schulz et al., 1995) nur bedingt geeignet erscheinen, den Besonderheiten des Vollzugs und ihrer Klientel gerecht zu werden. Dies unterstreicht Dahle (1995) mit seinem für den Strafvollzug entwickelten Motivationsmodell, das neben einem „klassischen“ Therapiemotiv auch ein Hafterleichterungsmotiv umfasst. Zudem bilden im Rahmen dieses Modells therapiebezogene Einstellungen von inhaftierten Personen eine wesentliche motivationale Einflussgröße (Dahle, 1995). Mit dem Ziel der Diagnostik, aber auch der Schaffung einer Möglichkeit zur Veränderungsmessung, entwickelte Dahle (1993) den Fragebogen zur Erfassung therapiebezogener Einstellungen (TBE). Die Validierung einer Kurzversion des Fragebogens (TBE-SV) stand im Fokus der hier vorliegenden Studie.

Erstes Ziel stellte die empirische Überprüfung der theoretisch postulierten Faktorenstruktur des TBE-SV dar. Die Ergebnisse legen nahe, dass die fünf-faktorielle Struktur des Fragebogens grundsätzlich vertretbar erscheint. Wenngleich die Anpassungsgüte der konfirmatorischen Faktorenanalyse als grenzwertig zu beurteilen ist, lagen mit einer Ausnahme alle Parameterschätzungen in bedeutsamen Wertebereichen. Das explorative Strukturgleichungsmodell zeigte erwartungsgemäß eine bessere Anpassungsgüte, was darauf hindeutet, dass das weniger restriktive Modell mit interkorrelierten Items die „Realität“ eher abbildet (Marsh et al., 2014). Insbesondere bei den Faktoren *Stigma-* und *Öffnungsängstlichkeit* ergaben sich im ESEM (seltener in der CFA) jedoch einige wenige Variablen, die auf die zugeordneten Faktoren nicht ideal luden. Diese mitunter substanziellen Kreuzladungen könnten ein Hinweis darauf sein, dass die Items durch eine andere Faktorenstruktur besser repräsentiert werden. Andererseits kann nicht ausgeschlossen werden, dass die Ergebnisse auf Probleme bei der Operationalisierung der Items zurückzuführen sind. Dies scheint insbesondere für Item 10 zu gelten, welches sich in beiden Modellen keinem der fünf Faktoren eindeutig zuordnen ließ. Neben einer ungenügenden konzeptionellen Passung könnten schwierige Itemformulierungen eine Erklärung sein. So wurde in den Erhebungen der Eindruck gewonnen, dass einzelne Items von einer

sprachlichen Nachschärfung profitieren könnten, da die Probanden bei einzelnen Items Verständnisschwierigkeiten zurückmeldeten. Das traf insbesondere auf Items mit negierter Aussage (z.B. die Items der Subskala *Öffnungsängstlichkeit* sind alle negativ formuliert Aussagen) und weniger geläufigen Worten zu (z.B. das Wort *blamabel* in Item 12). Es ist dies bislang ein subjektiver Eindruck, der in zukünftigen Untersuchungen empirisch geprüft werden müsste. Die Anwendung eines leicht verständlichen Fragebogens ist in einer Vollzugspopulation mit ihren beschriebenen bildungsspezifischen Besonderheiten in jedem Fall von erheblicher Bedeutung.

Es bleibt somit festzuhalten, dass drei Faktoren des TBE-SV (*Therapievertrauen*, *Mistrauen in Therapeut_innen* und *Therapieabwehr*) gut repliziert werden konnten. Die Ergebnisse zu den Faktoren *Stigma-* und *Öffnungsängstlichkeit* sind etwas kritischer einzuordnen und weisen auf einen Überarbeitungsbedarf hin. Es waren dies auch die beiden Faktoren mit den niedrigsten und nach gängiger Konvention unbefriedigenden Reliabilitätsschätzungen. Die internen Konsistenzen der verbleibenden Subskalen sowie des Gesamtwerts sind hingegen als gut und vergleichbar mit jenen aus der Entwicklungsstichprobe zu bezeichnen (Dahle, 1993).

Das deutsche Rechtssystem sieht vor allem mit Blick auf die Frage der Schuldfähigkeit bei etwaigen psychischen Störungen eine getrennte Unterbringung im Straf- und psychiatrischen Maßregelvollzug vor. Aus behandlerischer Sicht hingegen scheinen die Unterschiede – mit einigen wenigen Ausnahmen, wie z.B. die Behandlung von Störungen aus dem schizophrenen Formenkreis – weniger bedeutsam zu sein (Lau, 2003). Dies scheint ebenso auf die Frage der therapiebezogenen Einstellungen zuzutreffen. In keiner der untersuchten Skalen ergaben sich systematische Unterschiede. Dies legt nahe, dass die Anwendung des TBE-SV nicht nur im Strafvollzug, sondern auch in psychiatrischen Maßregelvollzugskliniken (§§ 63, 64 StGB) sowie der Sicherungsverwahrung (§ 66 StGB) empfohlen werden kann.

Bedeutsamer als die Unterbringungsform scheinen das Alter und der Bildungsstand der Probanden zu sein. Das Lebensalter korrelierte über alle Subskalen hinweg signifikant mit dem TBE-SV: Je älter die Probanden, desto günstiger stellten sich die therapiebezogenen Einstellungen dar. Dies könnte einerseits mit dem aus der Persönlichkeitspsychologie bekannten Zuwachs im Persönlichkeitsmerkmal Verträglichkeit zusammenhängen (Donnellan & Robins, 2009), der sich umgangssprachlich in dem Begriff der „Altersmilde“ wiederfindet. Andererseits könnte bedeutsam sein, dass ältere Probanden vermutlich häufiger auf (positive) Therapieerfahrungen zurückgreifen können (Segal et al., 2005). Dieser zunehmende Zusammenhang im Altersverlauf wurde auch an anderer Stelle in der Allgemeinbevölkerung berichtet (Robb et al.,

2003; Mackenzie et al., 2006). Im Gegensatz dazu haben andere Studien gezeigt, dass therapiebezogene Einstellungen – vor allem die Offenheit gegenüber Unterstützung betreffend – jüngerer Personen im Allgemeinen auch positiv ist (Picco et al., 2016). Angesichts dieser widersprüchlichen Befunde aus der Allgemeinbevölkerung erscheint es notwendig, die Auswirkungen des Alters auf die therapiebezogenen Einstellungen auch im Vollzug näher zu untersuchen. Sinnvoll wäre hier vor allem die Berücksichtigung potentiell mediierender Merkmale (z.B. Persönlichkeit und bisherige Therapieerfahrungen).

Mit Blick auf den Bildungsstand fanden sich ebenfalls bedeutsame Zusammenhänge, wenngleich nicht für alle Subskalen. Während sich für Therapievertrauen und Therapieabwehr keine Zusammenhänge mit dem Bildungsstand fanden, ergaben sich für die anderen drei Subskalen negative Zusammenhänge. Je höher der Bildungsgrad, desto geringer ausgeprägt waren demnach *Misstrauen*, *Stigma*- und *Öffnungsängstlichkeit*. Entsprechend hing auch der Gesamtscore signifikant negativ mit dem Bildungsstand zusammen. Dies steht in Einklang mit früheren Studien (Dahle, 1993; Sheikh & Furnham, 2000; Picco et al., 2016) und lässt sich möglicherweise durch ein größeres Wissen über Methoden und Möglichkeiten und/oder die damit verbundenen Vorteile psychotherapeutischer Behandlungen erklären.

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse sollte die Prüfung der Therapiemotivation, die im Vollzug mitunter eine gesetzlich verankerte Voraussetzung für die Teilnahme an Behandlungsmaßnahmen darstellt, vor allem bei jüngeren und weniger gebildeten Personen sorgfältig vorgenommen werden. Hier scheint im Besonderen die Gefahr zu bestehen, dass einstellungsbezogene ambivalente oder unsichere Äußerungen oder Verhaltensweisen von inhaftierten oder untergebrachten Personen vorschnell als Anzeichen mangelnder Motivation verstanden werden und in der Folge therapeutische Maßnahmen nicht angeboten werden.

Aus testtheoretischer Sicht erfreulich deutlich fielen schließlich die Ergebnisse zur konvergenten und diskriminanten Validität aus. Sämtliche signifikanten Korrelationen zeigten sich passend zu den theoretisch erwarteten Zusammenhängen. Vor allem mit den ähnlich gelagerten motivationalen Konstrukten *Veränderungsbereitschaft* (FEVER) und *treatment readiness* (CVTRQ) sowie der Qualität der therapeutischen Beziehung (WAI-SR und die Subskala *Therapeutischer Halt des EssenCES*) zeigten sich Zusammenhänge mit überwiegend mittleren Effekten. Demgegenüber fanden sich keine signifikanten Zusammenhänge mit den klimabezogenen Faktoren *Sicherheitserleben* und *Zusammenhalt*, was wiederum die diskriminante Validität unterstreicht. Auch die Korrelationen zwischen den Subskalen des BSCL *Paranoides Denken*

und *Zwanghaftigkeit* mit den TBE-Skalen Misstrauen und Therapiewiderstand (sowie Therapieabwehr für Zwanghaftigkeit) erscheinen plausibel. Zum einen betreffen diese BSCL-Subskalen eher Trait-Konstrukte, denn „klassische“ psychopathologische Zustände, was Korrelationen zu Haltungskonstrukten (worunter auch der TBE zu zählen ist) wahrscheinlicher werden lässt. Außerdem weisen die Konstrukte inhaltlich eine gewisse Überlappung auf, was gerade bei *paranoidem Denken* und *Misstrauen* sowie (mutmaßlich daraus resultierendem) Therapiewiderstand evident wird. Bei der Subskala *Zwanghaftigkeit* könnte das einer zwanghaften Persönlichkeitsstruktur innewohnende Unvermögen, sich auf Veränderungen bzw. Neues einzulassen zu wollen/zu können, ein Grund für die vorgefundenen Korrelationen darstellen. Zumal die konstruktdivergenten Subskalen *Öffnungs-* und *Stigmaängstlichkeit* erwartungsgemäß keine Zusammenhänge zur Zwanghaftigkeit aufweisen. Die insgesamt geringen bzw. nicht signifikanten Zusammenhänge mit den Subskalen *Stigma-* und *Öffnungsängstlichkeit* könnten darauf hinweisen, dass diese einstellungsbezogenen Faktoren in diesen Instrumenten kaum bzw. nicht erfasst werden. Das unterstreicht die Relevanz des TBE-SV, schließlich beeinflussen diese Faktoren maßgeblich die Inanspruchnahme therapeutischer Hilfen (Corrigan, 2004).

Limitationen und Ausblick

Auch wenn die vorliegende Studie Stichproben umfasst, die aus verschiedenen Bundesländern und unterschiedlichen Institutionen stammen, handelt es sich nicht um eine repräsentative Abbildung der deutschen Vollzugslandschaft. Somit ist eine Generalisierbarkeit nur eingeschränkt möglich. Vor allem umfasste die Untersuchungsstichprobe nur Männer. Über die Anwendung des TBE-SV bei Personen diversen und weiblichen Geschlechts kann daher vorerst keine Aussage getroffen werden, insbesondere vor dem Hintergrund bekannter geschlechtsspezifischer Unterschiede im Hinblick auf therapiebezogene Einstellungen in der Allgemeinbevölkerung (Nam et al., 2010). Mit Blick auf die multizentrische Erhebung ist kritisch einzuwenden, dass das Vorgehen nicht einheitlich war, sodass erhebungsspezifische Effekte nicht abschließend ausgeschlossen werden können (z.B. Versuchsleiter_innen oder Reihenfolgeeffekte, ebenso die abweichende Aufwandsentschädigung). Zudem befanden sich die Probanden in unterschiedlichen Stadien des Vollzugs- bzw. Behandlungsverlaufes. Dies könnte eine gewisse Unschärfe dahingehend bedeuten, dass sich die therapiebezogenen Einstellungen nicht nur (wie gezeigt) über das Lebensalter hinweg verändern, sondern auch im Verlauf des Therapieprozesses. Folgestudien sollten dieser längsschnittlichen Frage nachgehen. Schließlich

bleibt es zukünftigen Studien vorbehalten, die gezeigten Defizite hinsichtlich der Faktorenstruktur und internen Konsistenz der Subskalen *Stigma*- und *Öffnungsängstlichkeit* durch Überarbeitungen der Items zu adressieren.

Fazit

Generell belegen die Ergebnisse in dem bislang umfangreichsten Datensatz die Anwendbarkeit des TBE-SV als ein empirisch fundiertes Instrument im breiten Kontext der Straftäterbehandlung. Der Fragebogen kann neben einer Anwendung im Strafvollzug auch zur Diagnostik und Veränderungsmessung in Maßregelvollzugseinrichtungen sowie der Sicherungsverwahrung empfohlen werden. Therapiebezogene Einstellungen sind von wesentlicher Bedeutung für die Inanspruchnahme von therapeutischen Maßnahmen und sollten bei der Prüfung der Therapiemotivation miterfasst werden. Sie können sowohl Behandler_innen wichtige Hinweise geben, die es bei Therapieplanung zu beachten gilt, als auch gutachterlichen Sachverständigen als Anknüpfungspunkte dienen, wie es um die Behandlungsprognose steht.

Open Data

Der Datensatz für die hier berichtete Untersuchung ist über das Open Science Framework abrufbar. Die DOI für diese Website lautet: <https://doi.org/10.17605/OSF.IO/7QSDP>. Die permanente URL, die auf diese Rohdaten verweist, lautet: <https://osf.io/7qsdp>

Literatur

- Aguirre Velasco, A., Cruz, I., Billings, J., Jimenez, M., & Rowe, S. (2020). What are the barriers, facilitators and interventions targeting help-seeking behaviours for common mental health problems in adolescents? A systematic review. *BMC psychiatry*, 20(1), 293. <https://doi.org/10.1186/s12888-020-02659-0>
- Amann, G., & Demarle, H. (2004). Therapiemotivation von Sexualstraftätern und relevante Faktoren. *Verhaltenstherapie und Verhaltensmedizin*, 25(1), 55-72
- Baxter, D. J., Marion, A., Goguen, B. (1995). Predicting treatment response in correctional settings. *Forum on Corrections Research*, 7(3), 38–41.
- Bühner, M. (2021). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. Pearson.
- Carl, L. C., Breuer, M. M., & Endres, J. (2016). Leidensdruck und Behandlungsmotivation bei Gewaltstraftätern. *Forensische Psychiatrie und Psychotherapie*, 23(1), 8-36.
- Carl, L., & Schmucker, M. (2017). Evaluation der psychotherapeutischen Fachambulanzen für Gewaltstraftäter in Bayern. Konzeption und erste Ergebnisse. *Bewährungshilfe*, 64, 175-190.
- Casey, S., Day, A., Howells, K., & Ward, T. (2007). Assessing suitability for offender rehabilitation: Development and validation of the Treatment Readiness Questionnaire. *Criminal Justice and Behavior*, 34(11), 1427–1440. <https://doi.org/10.1177/0093854807305827>
- Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed.). Lawrence Erlbaum.
- Corrigan P. (2004). How stigma interferes with mental health care. *The American psychologist*, 59(7), 614–625. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.59.7.614>
- Dahle, K.-P. (1993). Therapie als (Aus-)Weg? Eine Untersuchung zu therapiebezogenen Einstellungen von Strafgefangenen. *Bewährungshilfe*, 40, 26–37.
- Dahle, K.-P. (1995). *Therapiemotivation hinter Gittern: Zielgruppenorientierte Entwicklung und Erprobung eines Motivationskonstrukts für die therapeutische Arbeit im Strafvollzug*. S. Roderer.
- Dahle, K.-P. (2003). Therapiemotivation inhaftierter Straftäter. In M. Steller, K.-P. Dahle, M. Basqué (Hrsg.), *Straftäterbehandlung. Studien und Materialien zum Straf- und Maßregelvollzug*, Bd. 2. Centaurus. https://doi.org/10.1007/978-3-86226-474-2_17
- Dahle, K.-P., Hamatschek, M. J., Richter, M. S. & Hausam, J. (2018). Therapieverläufe von Sexualstraftätern. *Forensische Psychiatrie, Psychologie, Kriminologie*, 12(4), 329–343. <https://doi.org/10.1007/s11757-018-0504-1>
- Deane, F. P., & Todd, D. M. (1996). Attitudes and intentions to seek professional psychological help for personal problems or suicidal thinking. *Journal of College Student Psychotherapy*, 10(4), 45–59. https://doi.org/10.1300/J035v10n04_06

- Deane, F. P., Skogstad, P. & Williams, M. W. (1999). Impact of attitudes, ethnicity and quality of prior therapy on New Zealand male prisoners' intentions to seek professional psychological help. *International Journal for the Advancement of Counselling*, 21, 55–67. <https://doi.org/10.1023/A:1005346703753>
- Donnellan, M. B., & Robins, R. W. (2009). The development of personality across the lifespan. In P.J. Corr & G. Matthews (Eds.), *The Cambridge handbook of personality psychology* (pp. 191-204). Cambridge University Press.
- Drieschner, K. H., Lammers, S. M., & van der Staak, C. P. (2004). Treatment motivation: An attempt for clarification of an ambiguous concept. *Clinical psychology review*, 23(8), 1115–1137. <https://doi.org/10.1016/j.cpr.2003.09.003>
- Fischer, E. H., & Turner, J. L. (1970). Orientations to Seeking Professional Help: Development and Research Utility of an Attitude Scale. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 35, 79–90. <https://doi.org/10.1037/h0020198>
- Flückiger, C., Del Re, A. C., Wampold, B. E., & Horvath, A. O. (2018). The alliance in adult psychotherapy: A meta-analytic synthesis. *Psychotherapy*, 55(4), 316-340. <http://dx.doi.org/10.1037/pst0000172>
- Franke, G. H. (2017). *Brief-Symptom-Checklist*. Hogrefe.
- Gulliver, A., Griffiths, K. M., & Christensen, H. (2010). Perceived barriers and facilitators to mental health help-seeking in young people: a systematic review. *BMC psychiatry*, 10, 113. <https://doi.org/10.1186/1471-244X-10-113>
- Halder, P. (1977). *Verhaltenstherapie und Patientenerwartung*. Huber.
- Hasler, G., Klaghofer, R., Buddeberg, C. (2003). Der Fragebogen zur Erfassung der Veränderungsbereitschaft (FEVER) – Testung der deutschen Version der University of Rhode Island Change Assessment Scale (URICA). *Psychother Psych Med*, 53, 406-411.
- Langenstück, L., Schiffer, B., & Querengässer, J. (2020). Die Entwicklung der Gefährlichkeit von gemäß § 64 StGB untergebrachten Patienten – Vorstellung eines multizentrischen Forschungsprojekts. *Forensische Psychiatrie und Psychotherapie*, 27(1), 110-123.
- Lau, S. (2003). Wirkt ambulante Kriminaltherapie? Literaturübersicht zur Effektivität gemeindenaher rückfallpräventiver Maßnahmen bei Straftätern und psychisch kranken Rechtsbrechern. *Psychiatrische Praxis*, 30, 119-126.
- Mackenzie, C. S., Gekoski, W. L., & Knox, V. J. (2006). Age, gender, and the underutilization of mental health services: the influence of help-seeking attitudes. *Aging & mental health*, 10(6), 574–582. <https://doi.org/10.1080/13607860600641200>
- Marsh, H. W., Morin, A. J. S., Parker, P. D., & Kaur, G. (2014). Exploratory Structural Equation Modeling: An Integration of the Best Features of Exploratory and Confirmatory Factor Analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85–110. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700>
- McConaughy, E. A., Prochaska, J. O., & Velicer, W. F. (1983). Stages of change in psychotherapy: Measurement and sample profiles. *Psychotherapy: Theory, Research & Practice*, 20(3), 368–375. <https://doi.org/10.1037/h0090198>

- Moos, R. H., & Moos, B. S. (2004). The interplay between help-seeking and alcohol-related outcomes: Divergent processes for professional treatment and self-help groups. *Drug and Alcohol Dependence*, 75, 155–164. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2004.01.016>
- Nam, S. K., Chu, H. J., Lee, M. K., Lee, J. H., Kim, N., & Lee, S. M. (2010). A meta-analysis of gender differences in attitudes toward seeking professional psychological help. *Journal of American college health: J of ACH*, 59(2), 110–116. <https://doi.org/10.1080/07448481.2010.483714>
- Norcross, J. C., Krebs, P. M., & Prochaska, J. O. (2011). Stages of change. *Journal of clinical psychology*, 67(2), 143–154.
- Picco, L., Abidin, E., Chong, S. A., Pang, S., Shafie, S., Chua, B. Y., Vaingankar, J. A., Ong, L. P., Tay, J., & Subramaniam, M. (2016). Attitudes toward seeking professional psychological help: Factor structure and socio-demographic predictors. *Frontiers in Psychology*, 7, Article 547. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00547>
- R Core Team (2020). R: A language and environment for statistical computing. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. <https://www.R-project.org>.
- Revelle, W. (2020). psych: Procedures for Personality and Psychological Research, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA.
- Revelle, W. and Zinbarg, R. E. (2009). Coefficients alpha, beta, omega and the glb: comments on Sijsma. *Psychometrika*, 74(1):145–154. <https://doi.org/10.1007/s11336-008-9102-z>
- Robb, C., Haley, W. E., Becker, M. A., Polivka, L. A., & Chwa, H. J. (2003). Attitudes towards mental health care in younger and older adults: similarities and differences. *Aging & mental health*, 7(2), 142–152. <https://doi.org/10.1080/1360786031000072321>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36.
- Sareen, J., Jagdeo, A., Cox, B. J., Clara, I., ten Have, M., Belik, S. L., de Graaf, R., & Stein, M. B. (2007). Perceived barriers to mental health service utilization in the United States, Ontario, and the Netherlands. *Psychiatric services (Washington, D.C.)*, 58(3), 357–364. <https://doi.org/10.1176/ps.2007.58.3.357>
- Sauter, J., Vogel, J., Seewald, K., Hausam, J., & Dahle, K. P. (2019). Let's Work Together—Occupational Factors and Their Correlates to Prison Climate and Inmates' Attitudes Towards Treatment. *Frontiers in Psychiatry*, 10, 781.
- Schalast, N., & Tonkin, M. (2016). *The Essen Climate Evaluation Schema—EssenCES: A manual and more*. Hogrefe. <https://doi.org/10.1027/00481-000>
- Schneider, W., Basler, H. D. & Beisenherz, B. (1989). *Fragebogen zur Messung der Psychotherapiemotivation (FMP)*. Beltz.
- Schulz, H., Nübling, R. & Rueddel, H. (1995). Entwicklung einer Kurzform eines Fragebogens zur Psychotherapiemotivation. *Verhaltenstherapie*, 5, 89–95

- Schwarze, C. & Schmidt, A. F. (2008). Zwangskontexte. In M. Hermer & B. Röhrle (Hrsg.), *Handbuch der therapeutischen Beziehung – Band II: Spezieller Teil* (S. 1477-1507). dgvt-Verlag.
- Segal, D. L., Coolidge, F. L., Mincic, M. S., & O'Riley, A. (2005). Beliefs about mental illness and willingness to seek help: a cross-sectional study. *Aging & mental health*, 9(4), 363–367. <https://doi.org/10.1080/13607860500131047>
- Shaw, L. B., & Morgan, R. D. (2011). Inmate attitudes toward treatment: mental health service utilization and treatment effects. *Law and human behavior*, 35(4), 249–261. <https://doi.org/10.1007/s10979-010-9233-5>
- Sheikh, S., & Furnham, A. (2000). A cross-cultural study of mental health beliefs and attitudes towards seeking professional help. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 35(7), 326–334. <https://doi.org/10.1007/s001270050246>
- Silvestrin, M. (2020, 11. November). *Exploratory Structural Equation Modeling in R*. <https://msilvestrin.me/post/esem/>
- Stasch, J., Sauter, J., & Dahle, K. P. (2017). Die neue Einrichtung zum Vollzug der Sicherungsverwahrung in Berlin–Behandlungsklima im Fokus. *Forensische Psychiatrie, Psychologie, Kriminologie*, 11(1), 13-21.
- Stasch, J., Yoon, D., Sauter, J., Hausam, J., & Dahle, K. P. (2018). Prison Climate and Its Role in Reducing Dynamic Risk Factors During Offender Treatment. *International journal of offender therapy and comparative criminology*, 62(14), 4609–4621. <https://doi.org/10.1177/0306624X18778449>
- Thompson, A., Hunt, C., & Issakidis, C. (2004). Why wait? Reasons for delay and prompts to seek help for mental health problems in an Australian clinical sample. *Social psychiatry and psychiatric epidemiology*, 39(10), 810–817. <https://doi.org/10.1007/s00127-004-0816-7>
- Ward, T., Day, A., Howells, K., & Birgden, A. (2004). The multifactor offender readiness model. *Aggression and violent behavior*, 9(6), 645-673.
- Williams, M. W., Skogstad, P., & Deane, F. P. (2001). Attitudes of male prisoners toward seeking professional psychological help. *Journal of Offender Rehabilitation*, 34(2), 49–61. https://doi.org/10.1300/J076v34n02_04
- Wilmers, F., Munder, T., Leonhart, R., Herzog, T., Plassmann, R., Barth, J., Linster, H. W. (2008). Die deutschsprachige Version des Working Alliance Inventory - short revised (WAI-SR) - Ein schulübergreifendes, ökonomisches und empirisch validiertes Instrument zur Erfassung der therapeutischen Allianz. *Klinische Diagnostik und Evaluation*, 1(3), S. 343-58.

Anhang

Fragebogen zur Erfassung therapiebezogener Einstellungen – Short Version (TBE-SV)

1. Ich bin misstrauisch, Psychiatern und Psychologen gegenüber.
2. Eine starke Persönlichkeit kommt mit seinen Problemen alleine klar und braucht dazu keinen Psychologen.
3. Wenn ich mich manchmal ganz allein und verloren fühle, wünsche ich mir insgeheim den Rat von jemandem, der kompetent ist.
4. Wenn ich an den Aufwand für eine Therapie denke, ist der Nutzen für Leute wie mich eher gering.
5. Ich habe überhaupt keine Probleme damit, kompetenten Leuten auch persönliche Dinge anzuvertrauen.
6. Ich würde eher etwas Kummer in Kauf nehmen, als mich einer Therapie zu unterziehen.
7. Psychologen und Ärzte wissen oft wenig von den wirklichen Problemen des Lebens.
8. Es gibt Probleme, die man auf jeden Fall mit sich allein ausmachen sollte.
9. Wenn es mir psychisch schlecht ginge, würde ich mir psychologische Hilfe suchen.
10. Ein festes Ziel im Leben – eine gute Arbeit zum Beispiel – ist eine gute Möglichkeit, seelische Probleme und Sorgen zu vermeiden.
11. Es gibt seelische Probleme, die man mit der Hilfe anderer besser lösen kann als allein.
12. Es ist schon blamabel, mit seinen Problemen nicht alleine klarzukommen.
13. Ob Psychologe oder nicht – mich ärgert es, wenn Leute mich über persönliche Dinge ausfragen wollen.
14. Ich glaube, ein Psychologe kann sich niemals wirklich in meine Lage versetzen und mich verstehen.
15. Wenn ich lange Zeit sehr bedrückt bin, wünsche ich mir, dass sich jemand um mich kümmert.
16. Es ist nicht leicht, mit studierten Leuten, wie Ärzten und Psychologen, über persönliche Sorgen zu reden.
17. Ich glaube, ein Psychologe könnte mir helfen, wenn es mir sehr schlecht geht.
18. Ich finde, es ist eine Beleidigung, wenn mir jemand raten würde, ich solle zum Psychologen gehen.
19. Es gibt Dinge in meinem Leben, über die rede ich nicht.
20. Studierende Leute mit guten Jobs können nicht wirklich begreifen, was für Sorgen ich habe.
21. Ich bewundere Leute, die unter allen Umständen versuchen, mit ihren Ängsten und Problemen alleine fertig zu werden.
22. Es ist besser, nicht immer alles über sich zu wissen.
23. Jeder erwachsene Mensch sollte zunächst versuchen, mit seinen Problemen selbst fertig zu werden, anstatt zum Psychologen zu gehen.
24. Wenn ich in psychologischer Behandlung wäre, wäre mir schon unangenehm, was andere darüber denken.

1 = stimmt nicht; 2 = stimmt eher nicht; 3 = stimmt eher; 4 = stimmt genau

Skalenzuordnung

Skala I (Therapievertrauen):	3, 9, 11, 15, 17
Skala II (Misstrauen in Therapeuten):	1, 7, 14, 18, 20
Skala III (Therapieabwehr):	2, 4, 6, 8, 23,
Skala IV (Stigmaängstlichkeit):	10, 12, 21, 22, 24
Skala V (Öffnungsängstlichkeit):	5*, 13, 16, 19
Gesamtscore (Therapiewiderstand):	Summe (Skalen II-V) + (25-Skala I)

* negativ gepolt