

Entwicklung und Erprobung eines Fragebogens zur Messung von Einstellungen zu Lernenden mit externalisierenden Verhaltensproblemen

Theresa M. Steiner¹, Jacquelin Kluge², Michael Grosche², Timo Lücke^{1,3}

¹ Karl-Franzens-Universität Graz

² Bergische Universität Wuppertal

³ Forschungszentrum für Inklusive Bildung

Zusammenfassung: Einstellungen von Lehrkräften gelten als relevanter Faktor für die erfolgreiche Implementation schulischer Inklusion. Die Zielgruppe der Lernenden mit besonderem Unterstützungsbedarf in der emotionalen und sozialen Entwicklung wird von Lehrkräften jedoch häufig am kritischsten wahrgenommen. Ein deutschsprachiges Instrument zur Messung der Einstellungen gegenüber Lernenden mit externalisierenden Verhaltensproblemen, das auch an einer umfangreichen Stichprobe erprobt wurde, fehlt bisher. Ein solches Instrument wurde im Rahmen der vorliegenden Studie entwickelt. Das neu entwickelte Instrument wurde mit 454 Lehrkräften erprobt. Neben den Ergebnissen der Itemanalyse werden mehrere Faktorenanalysen vorgestellt und diskutiert. Eine dreifaktorielle Struktur zeigte die beste Passung zu den erhobenen Daten und zufriedenstellende bis gute interne Konsistenzen. Die konvergente Validität (Einstellungen zum inklusiven Schulsystem) ist ebenfalls zufriedenstellend ($.39 \leq r \leq .58$). In der vorliegenden Studie konnten die Einstellungen zu Lernenden mit Verhaltensproblemen reliabel und valide gemessen werden. Der Fragebogen liegt unter einer offenen Lizenz vor und kann frei verwendet werden.

Schlüsselbegriffe: Einstellungen, Förderschwerpunkt emotionale und soziale Entwicklung, Verhaltensstörungen, Lehrkräfte, Inklusion

Development and Evaluation of a Questionnaire Measuring Attitudes toward Learners with Externalizing Behavior Problems

Summary: Teachers' attitudes are considered a relevant factor for the successful implementation of inclusive education. However, teachers often perceive the target group of learners with emotional and behavioral difficulties most critically. A German questionnaire measuring attitudes towards learners with externalizing behavior problems, evaluated with a substantial sample, is still missing. We developed such an instrument as part of the present study. The newly developed instrument was piloted with 454 teachers. In addition to the item analysis results, several factor analyses are presented and discussed. A three-factor structure fits the collected data best and showed satisfactory to good internal consistency. Convergent validity (attitudes toward the inclusive school system) is also adequate ($.39 \leq r \leq .58$). In this study, attitudes toward learners with behavior problems could be measured reliably and validly. The questionnaire is available under an open license and can be used freely.

Keywords: Attitudes, special educational needs, behavior problems, externalizing behavior, teachers, inclusive education

1 Problemstellung

Positive Einstellungen der Lehrkräfte zu Inklusion werden als maßgebliche Gelingensbedingung für die Implementierung inklusiver Praktiken im Klassenraum angesehen (z. B. Moberg, Muta, Korenaga, Kuorelahti & Savolainen, 2020; Schwab, 2019), wohingegen negative Einstellungen als Barriere für die erfolgreiche Umsetzung von Inklusion gelten (Boyle, Anderson & Allen, 2020; de Boer, Pijl & Minneart, 2011; MacFarlane & Woolfson, 2013). Um solche Einstellungen zuverlässig und valide zu erfassen, werden geeignete Messinstrumente benötigt. Zwar liegen schon zahlreiche Messinstrumente zur Messung der Einstellung zu *Inklusion* vor, gleichwohl fehlt ein spezifisches Instrument zur Messung der Einstellung von Lehrkräften gegenüber Schüler/innen mit externalisierenden Verhaltensproblemen, obwohl solche Verhaltensprobleme eine der größten Herausforderungen schulischer Inklusion darstellen (Gidlund, 2018). Heyder, Südkamp und Steinmayr (2020) empfehlen in zukünftigen Forschungsarbeiten die differenzierte Betrachtung spezifischer Subdimensionen von Einstellungen, worunter wir sowohl die Zusammensetzung des Konstrukts ‚Einstellung‘ selbst als auch die Messung der Einstellung in Bezug auf einen spezifischen Einstellungsgegenstand (Schüler/in) verstehen. Dies könnte mittelfristig bei der Beantwortung der eigentlichen inhaltlichen Fragestellungen helfen und die Inkonsistenz der bisherigen Arbeiten, die beispielsweise Gidlund (2018) in ihrer Synthese aufzeigt, reduzieren. Dies wäre sowohl für die Forschung in diesem Themenfeld als auch für die Lehrer/innenbildung relevant.

1.1 Einstellungen zu schulischer Inklusion

In Anlehnung an Haddock und Maio (2014) werden Einstellungen als summative Bewertungen aller verfügbaren Informationen und Affekte bezüglich eines Einstellungsgegenstands

definiert. Diese Bewertungen können explizit oder implizit sein und in ihrer Stärke und Valenz (positiv, neutral oder negativ) variieren (ebd.). Ausgehend von Rosenberg und Hovland (1960) basieren Einstellungen auf kognitiven, affektiven und behavioralen Informationen bzw. Gedächtnisinhalten. Diese Informationen werden summativ bewertet und bilden die Einstellung. Eine Unterteilung von Instrumenten in drei (kognitiv, affektiv, behavioral) oder zwei (kognitiv, affektiv; Verplanken, Hofstee & Janssen, 1998) Subskalen ist möglich, sollte inhaltlichen Gruppierungen aber immer untergeordnet werden. Die Messung von Einstellungen durch Selbstbeurteilungen (Fragebogen) ist die am häufigsten verwendete Methode in der empirischen Sozialforschung (Haddock & Maio, 2014).

In den vergangenen Jahrzehnten wurden vielfältige Versuche unternommen, Instrumente für die Einstellungsmessung bezüglich inklusiver Bildung zu entwickeln. Allein in deutscher und englischer Sprache liegen deutlich mehr als 45 publizierte Instrumente vor, die sich der Messung von *Einstellungen zu schulischer Inklusion* und verwandter Konstrukte widmen. Eine Übersicht dieser Instrumente findet sich bei Lüke, Przibilla, Steiner, Patzelt & Krämer (2022).

Es finden sich auch zahlreiche Instrumente, welche explizit die Einstellungen zur *Inklusion von Kindern mit Behinderung* oder zu *Kindern mit Behinderung/sonderpädagogischen Unterstützungsbedarfen (SPU)* messen (Lüke et al., 2022; Lüke & Grosche, 2018 b; Yada, Leskinen, Savolainen & Schwab, 2022). Dabei werden immer wieder negative Einstellungen gegenüber Lernenden mit SPU in der emotionalen und sozialen Entwicklung (ESE) beschrieben (Gidlund, 2018; Hind, Larkin & Dunn, 2019). Diese Befunde sind allerdings nicht konsistent, sondern variieren je nach Land, Vertrautheit mit dem Förderbereich bzw. Selbstwirksamkeitserwartungen, Berufserfahrung, besuchten

Fortbildungen sowie den verfügbaren Unterstützungssystemen seitens der Schulen und Schuladministration (Gidlund, 2018; Hind et al., 2019; MacFarlane & Woolfson, 2013).

Problematisch ist dabei, dass die Instrumente, mit deren Hilfe die Lehrkräfteeinstellungen erfasst werden, häufig ad hoc konstruiert und keiner psychometrischen Überprüfung unterzogen wurden (siehe u. a. Kielblock & Woodcock, 2023; Lüke et al., 2022). Im Normalfall sollten Instrumente aber immer in einem ersten Schritt evaluiert, gegebenenfalls angepasst und erneut erprobt werden, bevor sie zur Beantwortung inhaltlicher Forschungsfragen genutzt werden. Insbesondere dann, wenn das Instrument zur Operationalisierung eines Konstrukts eingesetzt wird, das eine oder mehrere zentrale Forschungsfrage(n) oder Hypothese(n) betrifft, wird dies zu einem erheblichen methodischen Problem. Teilweise beschränken sich die Erfahrungen mit den Instrumenten auf wenig aussagekräftige Stichproben (u. a. ATI, Avramidis, Bayliss & Burden, 2000; IÜSK, Kopp, 2009; ASIE-T, de Boer, Timmerman, Pijl & Minnaert, 2012), und in einigen Fällen werden recht ernüchternde Kennwerte für die vorgestellten Instrumente berichtet – meist geringe Reliabilitäten (z. B. STATIC, Cochran, 1997; ITICS, Sharma & Jakobs, 2016). Vor allem die fehlende Transparenz in der Entwicklung fällt bei einigen der vorgestellten Instrumente auf, was Rückschlüsse auf die psychometrische Qualität erheblich erschwert (Kielblock & Woodcock, 2023).

Lüke et al. (2022) führen in ihrer Datenbank 45 Instrumente zur Messung von Einstellungen zu schulischer Inklusion und verwandter Konstrukte, wobei 32 die Einstellungen von Lehrkräften adressieren. Bezüglich der faktoriellen Struktur dieser 32 Instrumente kann festgestellt werden, dass acht Instrumente ganz (z. B. CATCH, Rosenbaum, Armstrong & King, 1986; ASIE-T, de Boer et al., 2012; MATPIES, Lohmann, Wiedebusch, Hensen & Mahat, 2016)

oder teilweise (z. B. ATI, Avramidis et al., 2000) auf die beschriebene dreifaktorielle Struktur (kognitiv, affektiv, behavioral) zurückgreifen. Bei der Entwicklung von Instrumenten wird häufig versucht diese drei Komponenten in den Items eines Fragebogens zu berücksichtigen. Teilweise wird sogar argumentiert, die Komponenten ließen sich in Itemformulierungen isoliert adressieren und dementsprechend in Subskalen abbilden. Wir hingegen vertreten die Ansicht, dass die Anteile der Komponenten zwischen Items zwar deutlich variieren können, eine isolierte Ansprache dieser aber nicht realistisch ist. Vielmehr wird die Antwort auf ein Fragebogenitem immer auf der Basis der summarischen Evaluation des Einstellungsgegenstands getroffen und dementsprechend von allen Komponenten beeinflusst.

Die übrigen Instrumente fokussieren einzelne Faktoren des Modells (z. B. Ewing, Monsen & Kielblock, 2017) oder sind an andere Strukturmodelle angelehnt. 24 Instrumente weisen eine alternative Subskalierung auf, die teilweise auf inhaltlichen Aspekten beruhen oder alternative Bezeichnungen nutzen. Zehn der 45 Instrumente sind für den deutschen Sprachraum entwickelt worden. Im Hinblick auf die inhaltliche Ausrichtung konnten nur zwei Instrumente (DATIS, Lübke, Piquart & Schwinger, 2019; ISoI, Przbilla, Lauterbach, Boshold, Linderkamp & Krezmien, 2016) ausgemacht werden, die explizit auf Lernende mit dem Förderschwerpunkt (FS) ESE Bezug nehmen.

1.2 Einstellungen zu Schüler/innen im Förderschwerpunkt ESE

Unter sozial-emotionalen Auffälligkeiten werden nach Kauffman und Landrum (2013) externalisierende Verhaltensweisen (z. B. aggressives oder oppositionelles Verhalten) oder internalisierende Verhaltensweisen (z. B. Angststörungen oder Depressionen) bei Kindern verstanden (McKenna et al., 2021).

Um diese Lernenden beim schulischen Erfolg zu unterstützen, werden vor allem ein differenziertes Lernangebot und ein adaptiertes Curriculum – sowohl im inklusiven als auch im segregativen Schulsetting – als Gelingensbedingung angeführt (Cosma & Soni, 2019). Weiterhin wird argumentiert, dass gute Beziehungen mit Lehrkräften zu einem positiveren Schulerleben von Kindern mit dem FS ESE führen (ebd.), was wiederum die schulische Teilhabe und den Lernerfolg stützen kann.

Bei der Umsetzung dieser Aspekte spielen die Einstellungen der Lehrkräfte eine wichtige Rolle (Boyle et al., 2020; de Boer et al., 2011; Hellmich, Löper & Görel, 2019). Grundsätzlich werden positive Einstellungen zu schulischer Inklusion immer wieder als relevante Gelingensbedingung für die Implementierung inklusiver Praktiken im Klassenraum angesehen (Boyle et al., 2020; Moberg et al., 2020; Schwab, 2019; Yada et al., 2022). Entsprechend werden negative Einstellungen als Barriere schulischer Inklusion gesehen (Boyle et al., 2020; de Boer et al., 2011; MacFarlane & Woolfson, 2013). In früheren Arbeiten wurde argumentiert, dass Lehrkräfte infolge negativerer Einstellungen im Unterricht weniger auf Kinder mit dem FS ESE reagierten (Armstrong & Hallett, 2012; Armstrong, 2014). Andere finden diesen Zusammenhang hingegen nicht (Garrote et al., 2020; Lübke, Meyer & Christiansen, 2016): Laut den Autor/innen haben die Einstellungen im FS ESE (im Gegensatz zum FS Lernen) keine Auswirkungen auf die Intention der Lehrkräfte, Adaptionen in Bezug auf Unterricht oder Stoffvermittlung vorzunehmen. Dies wird damit begründet, dass bei negativeren Haltungen Lehrpersonen eventuell keine Notwendigkeit einer Leistungsdifferenzierung bei herausforderndem Verhalten sehen. Die Frage der Adaption beziehe sich vorrangig auf Leistungsaspekte, die didaktischen bzw. methodischen Dimensionen (z. B. Regel- oder Verstärkersysteme) werden hier nicht angeführt. Sehr wohl hätten im Förderschwerpunkt ESE aber die Ein-

stellungen von Kolleg/innen Einfluss auf die Verhaltensintention (Lübke et al., 2016). Die widersprüchlichen Ergebnisse früherer Studien könnten aber auch durch die geringe Reliabilität und Validität der genutzten Instrumente verursacht worden sein oder aufgrund divergierender Operationalisierungen des Förderschwerpunkts und folgend geringere Vergleichbarkeiten.

In einem systematischen Review fasste Armstrong (2014) den englischsprachig publizierten Forschungsstand bezüglich der Einstellungen von Lehrkräften zu Lernenden mit dem FS ESE sowie deren Operationalisierung seit dem Jahr 2000 zusammen. Die berücksichtigten Arbeiten waren (bis auf eine) qualitativ und die Stichprobengrößen tendenziell gering. Neben einer sehr unterschiedlichen Verwendung von Begriffen und unterschiedlichen Definitionen der Zielgruppe weist der Autor auf die Notwendigkeit einer zeitnahen (positiven) Einstellungsänderung von Lehrkräften gegenüber Lernenden mit dem FS ESE hin. Zudem wurde deutlich, dass Personen, die noch nicht oder erst seit Kurzem mit Lernenden in diesem Förderbereich gearbeitet haben, sehr positive Einstellungstendenzen aufweisen im Vergleich zu Personen, die längere praktische Erfahrungen mit Kindern aus diesem FS haben. Armstrong (2014) argumentiert, dass es sich bei diesen extrem positiven Urteilen um eine Idealisierung von Schüler/innen mit dem FS ESE handele, was im betreffenden Forschungsfeld des Öfteren ein Problem darstellt.

1.3 Einstellungsmessung zu Schüler/innen im Förderschwerpunkt Emotionale und Soziale Entwicklung

Im Folgenden skizzieren wir prototypisch zwei Studien zur Messung der Einstellungen gegenüber Schüler/innen im FS ESE. So entwarfen beispielsweise Lübke et al. (2016) parallele Fragebogenversionen, die explizit den FS Lernen (L) und den FS ESE benannten. Die beiden Versionen sind abgesehen von der Bezeichnung

und kurzen vorangestellten Definitionen der FS, welche in der Veröffentlichung leider nicht enthalten sind, identisch. Einen zentralen Aspekt stelle die Differenzierung in soziale und akademische Aspekte des Bildungserfolgs von Lernenden mit und ohne Behinderung dar, der sich in vier theoretisch begründeten Subskalen widerspiegelt (*Achievement of mainstream students in inclusive classrooms, Social benefits of inclusion or mainstream students, Achievement of students with SEN, Social benefits of inclusion for students with SEN*). Dabei versuchten die Autor/innen die Kritikpunkte an Einstellungsskalen (wie z. B. Probleme mit der Stichprobe, Adäquatheit der statistischen Analysen und inhaltliche Probleme) in ihrer dreiteiligen Studie ([1] Fragebogenkonstruktion und Prüfung der Faktoren L und ESE; [2] u. a. Überprüfung der konvergenten Validität; [3] Konstruktvalidität) zu berücksichtigen. Das finale Instrument bestand aus 19 Items, die sich auf vier Subskalen verteilten. Die Reliabilitäten ($L = .80 - .93$; $ESE = .83 - .93$) werden von den Autor/innen als zufriedenstellend und die Validitäten als gut bezeichnet.

Auch Przibilla et al. (2016) untersuchten in ihrer Befragungsstudie die Einstellungen in Bezug auf Lernende mit unterschiedlichen Unterstützungsbedarfen – unter anderem im FS ESE. Den Items wird auch hier eine Fallvignette von Lernenden vorangestellt, die beispielsweise einen Schüler beschreibt, der problematisches externalisierendes Verhalten zeigt. Das resultierende Instrument beinhaltet 18 Items, die in 3 Subskalen (*Eigene Fähigkeit, Optimismus, Inklusionswunsch*) verteilt sind. Die Validität wird von den Autor/innen als gegeben angesehen. Die interne Konsistenz der gesamten Skala wird mit $.77$, die der Subskalen mit $.64 - .89$ angegeben.

1.4 Forschungsfrage

Die Konstruktion von Instrumenten zur Einstellungsmessung erfolgt oft ad hoc, und häufig werden die entwickelten Instrumente nicht

oder nur oberflächlich auf ihre psychometrische Eignung geprüft (siehe Kielblock & Woodcock, 2023). Zusätzlich zeigen viele Skalen ernüchternde Eigenschaften (z. B. bei der Reliabilität). Die Überprüfung und Nachvollziehbarkeit der bearbeiteten Schritte durch Dritte wird oft erschwert oder gar unmöglich, da die Konstruktions- und Entwicklungsschritte nicht oder nur teilweise publiziert werden (z. B. TATI, Stanley, Grimbeek, Bryer & Beamish, 2003). Hinzu kommt die Problematik der Überprüfung an einer oft zu kleinen Stichprobe. Den genannten Schwierigkeiten möchten wir durch die Entwicklung eines validen Instruments, welches ausschließlich für die Einstellungsmessung im FS ESE erstellt wird, entgegenwirken. Werden Einstellungen zu Lernenden im FS ESE erfasst, wird dies bisher vor allem in Form von Items umgesetzt, die durch das Austauschen einzelner Wörter oder Bezeichnungen auf diesen FS angepasst werden. Wir haben uns dafür entschieden, ein ausschließlich für den FS ESE spezialisiertes Instrument zu entwickeln. Dabei soll die Formulierung nicht austauschbar oder auf andere FS anpassbar sein. Dieses Instrument soll die Einstellungen von Lehrkräften gegenüber Kindern mit externalisierenden Verhaltensproblemen erfassen und umfassend auf seine psychometrische Eignung hin geprüft werden. Wie es sich in früheren Arbeiten bewährt hat, stellen wir dabei den eigentlichen Items eine Fallvignette voran, die einen entsprechenden Lernenden mit externalisierenden Verhaltensproblemen im Schulalter beschreibt. Das Instrument wurde dann an einer großen Stichprobe evaluiert, um den oben angeführten Schwierigkeiten anderer Instrumente entgegenzuwirken.

Bei der Itemformulierung wollen wir uns vor allem auf den persönlichen Handlungsspielraum der Lehrkraft fokussieren, sowohl im schulischen (in der Klasse) als auch im privaten Kontext (Kontakt des eigenen Kindes mit Tim). Es ist unklar, ob private Einstellungen

prädiktiv für den Unterricht sind, allerdings denken wir, dass diese das gemessene Konstrukt inhaltlich komplettieren und zu einer höheren Augenscheinvalidität und Akzeptanz in der Zielgruppe führen. Ausgehend von dieser Unterteilung in den professionellen und den privaten Kontext wäre eine zweifaktorielle Struktur des Fragebogens plausibel. Durch die Verwendung positiv und negativ formulierter Items ist zudem immer auch eine methodisch induzierte zweifaktorielle Struktur erwartbar. Auf Basis des Dreikomponentenmodells (Rosenberg & Hovland, 1960) und der verbreiteten Annahme, dass sich diese Komponenten in Subskalen von Instrumenten abbilden sollten, wäre eine dreifaktorielle Lösung wie z. B. bei ASIE-T und MATPIES erwartbar. Wir gehen davon aus, dass Einstellungen *summative Evaluationen* aller verfügbaren Informationen zum Einstellungsgegenstand darstellen also durchaus kognitive, affektive und behaviorale Erfahrungswerte enthalten; es gibt aber „kaum eine Rechtfertigung für die Behauptung, dass diese Erfahrungen drei trennbare und allgegenwärtige Komponenten von Bewertungstendenzen“ (Eagly & Chaiken, 2007, S. 590) in Form von Subskalen ergäben. Eine dreifaktorielle Lösung (kognitiv, affektiv, behavioral) wird daher nicht erwartet. Eine inhaltlich begründete zwei- oder dreifaktorielle Struktur des Fragebogens wäre wegen der expliziten Kombination von Items zum professionellen und privaten Umfeld hingegen plausibel. Auch eine einfaktorielle Lösung wird als Alternative geprüft.

2 Methode

2.1 Instrument

Dem Fragebogen wird eine Fallvignette vorangestellt, in welcher der Schüler Tim beschrieben wird. Die Fallvignette basiert inhaltlich auf der Vignette aus dem *International Survey on Inclusive Education* (Przibilla et al., 2016):

Tim ist ein Schüler, der sich häufig verbal unangemessen äußert und regelmäßig in Konflikte mit seinen Mitschüler/innen gerät. Manchmal wird Tim körperlich aggressiv und er ist häufig derart frech zu Erwachsenen, dass seine Möglichkeit zu lernen behindert wird.

Es schließen sich neun Items (siehe Tabelle 1) an, die anhand einer fünfstufigen Skala beantwortet werden (1 = „stimme nicht zu“ bis 5 = „stimme zu“). Bei der Konstruktion der Itemtexte wurde Wert darauf gelegt, in der Gesamtheit der Skala die verschiedenen Einstellungskomponenten im Sinne kognitiver, affektiver und behavioraler Anteile zu berücksichtigen. Weiterhin – und darin grenzt sich das Instrument von anderen ab – wurde versucht, sowohl (1) die professionellen und arbeitsbezogenen Einstellungen von Lehrkräften, die stark mit ihren spezifischen Selbstwirksamkeitserwartungen verwoben sein können (z. B. *Ich wäre bereit, Tim selbst zu unterrichten.*), als auch (2) die von ihrer Professionalität unabhängigen Einstellungen, die sie gegenüber den Schüler/innen haben (z. B. *Ich habe nichts dagegen, dass mein eigenes Kind Tim zu uns nach Hause einlädt.*), einzubeziehen.

2.2 Stichprobe und Prozedere

Die Daten stammen aus dem Verbundprojekt *Partizipation und Anerkennung in Response-To-Intervention (PARTI)*, Bartling et al., 2021; Grosche et al., 2022). Aus 21 nordrhein-westfälischen Grundschulen wurden zu einem ersten Messzeitpunkt insgesamt 376 Regelschul- und sonderpädagogische Lehrkräfte befragt. Von diesen Lehrkräften bearbeiteten 319 den Fragebogen, darunter 270 Regelschul- und 48 sonderpädagogische Lehrkräfte. Zusätzlich wurden sieben Referendar/innen und 22 Lehrkräfte ohne Angabe des Lehramts, die aber ebenfalls den Fragebogen ausgefüllt haben, in die Stichprobe mit aufgenommen. Daraus ergibt sich für den ersten Messzeitpunkt der hier präsentierten Analysen eine Stichprobengröße von $n_{11} = 347$ Lehrkräften (88.76 % weiblich, 10.95 %

männlich, 0.29 % divers). Das durchschnittliche Alter beträgt 42.37 Jahre ($SD=9.46$). Zum Zeitpunkt der Befragung arbeiteten die Lehrkräfte im Durchschnitt seit 7.59 Jahren ($SD=7.48$, $Min=0$, $Max=40$) an der Schule.

Die Stichprobe des zweiten Messzeitpunkts umfasst $n_2 = 231$ (88.75 % weiblich, 10.82 % männlich, 0.43 % divers) Lehrkräfte. Darunter befinden sich zwei angehende, 180 ausgebildete Regelschul- sowie 39 sonderpädagogische Lehrkräfte. Bei zehn Personen fehlt diesbezüglich die Angabe. Das durchschnittliche Alter beträgt 43.03 ($SD=8.51$) Jahre. Zum zweiten Messzeitpunkt arbeiteten die Lehrkräfte im Durchschnitt seit 7.76 Jahren ($SD=6.74$, $Min=0$, $Max=37$) an der Schule. Insgesamt haben 226 Lehrkräfte an beiden Messzeitpunkten teilgenommen.

2.3 Datenanalyse

Die Analysen wurden mit *R* (Version 4.2.1; R Core Team, 2022) und den Paketen *haven* (Version 2.5.1; Wickham, Miller & Smith, 2022), *lavaan* (Version 0.6–12; Rosseel, 2012) und *psych* (Version 2.2.5; Revelle, 2022) vorgenommen. In einem ersten Schritt wurde eine Itemanalyse der Einstellungsskala (9 Items) durchgeführt. Dabei sollten Items mit Itemschwierigkeiten unter .2 und über .8 oder ungünstiger Verteilungsform (Schiefe und Wölbung $> |2|$) ausgeschlossen werden.

Im zweiten Schritt führten wir konfirmatorische Faktorenanalysen durch. Für die Schätzung der Modellparameter verwendeten wir den für ordinale Daten geeigneten WLSMV-Schätzer (*Weighted Least Square Means and Variances*). Fehlende Werte wurden dabei listenweise ausgeschlossen. Wir prüften vier inhaltlich begründete Faktorenmodelle auf ihre Passung zu den Daten: (1) Ein einfaktorielles Modell, bestehend aus allen Items, im Sinne einer eindimensionalen summativen Evaluation des Einstellungsgegenstands. (2) Ein befragungsmethodisch begründetes zweifaktori-

les Modell, bestehend aus einem Faktor mit positiv formulierten Items und einem Faktor mit negativ formulierten Items. (3) Ein inhaltlich begründetes zweifaktorielles Modell, bestehend aus einem Faktor, welcher die Einstellungssitems zur professionellen schulischen Zusammenarbeit mit Tim umfasst, und einem Faktor, welcher die Items zum Privatleben umfasst. (4) Ein dreifaktorielles Modell, bestehend aus einer kognitiven Einstellungsfacette (Items 1 bis 3), einer eher affektiven Facette (Items 4 bis 6) sowie einer eher privat-persönlichen Facette (Items 7 bis 9). Anhand der von Hu und Bentler (1999) empfohlenen Fit-Indices ($CFI/TLI \geq .95$, $RMSEA < .06$, $SRMR < .08$) sowie auf Grundlage von Modellvergleichen wählten wir das Modell mit der besten Passung aus.

In einem dritten Schritt führten wir mit dem gewählten Modell weitere Analysen durch. Wir betrachteten die Faktorladungen sowie die internen Reliabilitäten der Skalen. Items sollten eine Faktorladung von mindestens .50 aufweisen. Die internen Reliabilitäten der Skalen sollten mindestens bei $\alpha = .70$ liegen.

Im vierten Schritt replizierten wir das finale Modell an den Daten des zweiten Messzeitpunktes, um die faktorielle Validität unabhängig prüfen zu können. Erneut prüften wir die Fit-Indices, die Faktorladungen sowie die internen Reliabilitäten.

In einem letzten fünften Schritt wurden zur Prüfung der konvergenten Validität die Spearman-Korrelationen mit der Kurzversion der professionsunabhängigen Einstellungsskala zum Inklusiven Schulsystem (PREIS-K, Bruns, Lüke, Gresch & Groschke, under review) und mit den Erfahrungen der Lehrkräfte mit Schüler/innen mit sonderpädagogischem Unterstützungsbedarf sowie mit externalisierenden Verhaltensproblemen (1 = keine Erfahrung, 2 = geringe Erfahrung, 3 = mittelmäßige Erfahrung, 4 = viel Erfahrung, 5 = sehr viel Erfahrung) berechnet. Hierfür wurde auf die Daten zum zweiten Messzeitpunkt zurückgegriffen.

Tab. 1 Itemliste und -kennwerte des Fragebogens zur Einstellungsmessung zu Lernenden mit externalisierenden Verhaltensproblemen zum ersten Messzeitpunkt (n = 347)

Item	n	M	SD	Md	IQR	Schiefe	Wölbung	Item-schwierigkeit
ELEVo1	347	3.41	1.23	3	1	-0.35	-0.82	.68
ELEVo2	347	3.62	1.18	4	2	-0.50	-0.60	.72
ELEVo3	346	3.23	1.16	3	1	-0.28	-0.63	.65
ELEVo4r	347	2.87	1.31	3	2	0.21	-1.11	.57
ELEVo5r	347	3.37	1.27	3	3	-0.18	-1.13	.67
ELEVo6r	347	3.18	1.30	3	2	-0.08	-1.19	.64
ELEVo7	345	2.73	1.17	3	2	0.12	-0.84	.55
ELEVo8	345	3.33	1.22	3	2	-0.33	-0.85	.67
ELEVo9f	342	3.01	1.44	3	2	0.05	-1.33	.60

Anmerkungen: Items ELEVo4r, ELEVo5r, ELEVo6r und ELEVo9r sind negativ formulierte Items, die für die Auswertungen zugunsten einer einheitlichen Polung umcodiert wurden. Item ELEVo9r (durchgestrichen) wurde aus den weiteren Analysen ausgeschlossen.

3 Ergebnisse

3.1 Itemanalyse

Im ersten Schritt ergab die Itemanalyse der Daten zum ersten Messzeitpunkt (vgl. Tabelle 1), dass zunächst kein Item aus den weiteren Analysen ausgeschlossen werden musste. Alle Items wiesen eine angemessene Schwierigkeit auf. Auch die Schiefe und Wölbung aller Items lagen bei $< |2|$. Pro Item fehlte maximal 1 % der Werte.

3.2 Faktorielle Validität

Die Indices der im zweiten Schritt berechneten Faktormodelle sind Tabelle 2 zu entnehmen. Aufgrund des listenweisen Fallausschlusses flossen von den 347 Fällen nur 341 in die Faktoranalysen ein. Der stichprobengrößenabhängige χ^2 -Test ist für alle Modelle signifikant, weshalb wir die Modellgüte vorrangig anhand der weiteren Fit-Indizes bewerten. Laut CFI, TLI sowie SRMR wären das zweifaktorielle (positiv/negativ) sowie das dreifaktorielle Modell passfähig. Die RMSEA weist hingegen für keines der Modelle eine ausreichende Anpassung aus.

Ein paarweiser Vergleich der Modelle, wobei die beiden zweifaktoriellen Modelle aufgrund gleicher Parameter nicht inferenzstatistisch vergleichbar sind, ergab, dass das zweifaktorielle Modell (schulisch/privat) nicht signifikant besser als das einfaktorielle Modell passt, $\Delta\chi^2(1) = 1.956, p = .16$. Das zweifaktorielle Modell (positiv/negativ) passt besser zu den Daten als das einfaktorielle Modell, $\Delta\chi^2(1) = 103.38, p > 0.001$. Ein Vergleich des zweifaktoriellen Modells (positiv/negativ) mit dem dreifaktoriellen Modell zeigt, dass das dreifaktorielle Modell signifikant besser zu den Daten passt, $\Delta\chi^2(2) = 25.877, p < .001$ und insgesamt die beste Passung aufweist.

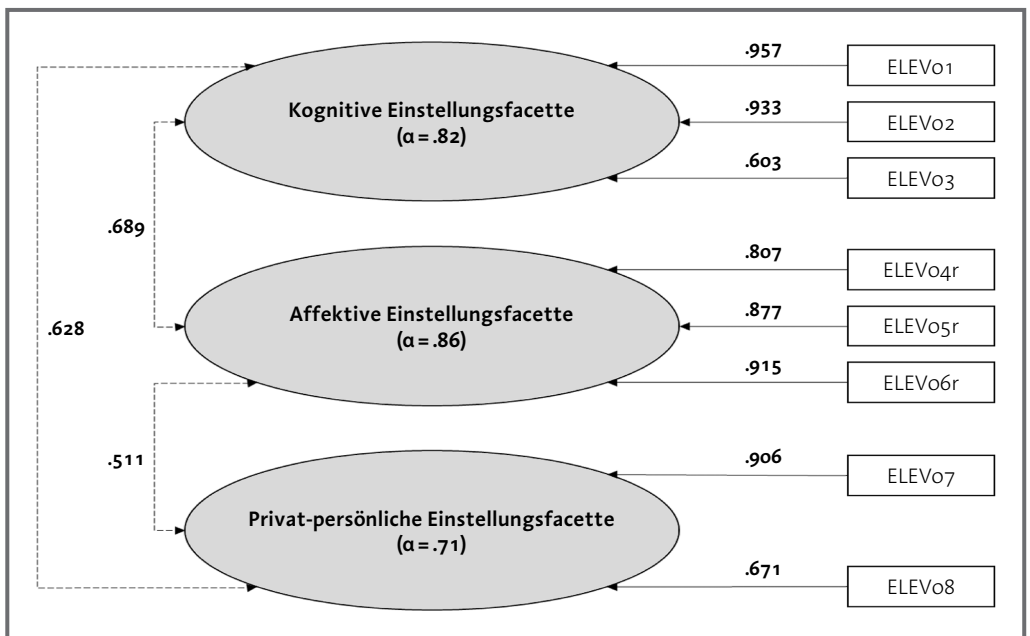
Tab. 2 Vergleich der Faktormodelle zum ersten Messzeitpunkt

	χ^2 (df)	$p(\chi^2)$	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
Einfaktorielles Modell	522.479 (27)	< .001	.921	.894	.232 [.215; .250]	.108
Zweifaktorielles Modell (schulisch/privat)	521.932 (26)	< .001	.921	.890	.237 [.219 .255]	.108
Zweifaktorielles Modell (positiv/negativ)	194.896 (26)	< .001	.973	.963	.138 [.120; .157]	.064
Dreifaktorielles Modell (kognitiv/affektiv/privat)	76.939 (24)	< .001	.992	.987	.081 [.061; .101]	.042

Im dritten Schritt legte die Betrachtung der Faktorladungen des angenommenen dreifaktoriellen Modells den Ausschluss des Items ELEV09r nahe, da dieses nur niedrig (.228) auf den dritten Faktor privat-persönliche Einstellungen lädt. Nach dem Entfernen des Items verbesserte sich die interne Konsistenz der Skala von ursprünglich .49 auf .71. Die Fit Indices verschlechterten sich durch den Ausschluss dieses Items lediglich marginal. Das finale dreifaktorielle Modell aus 8 Items ist mit den entsprechenden Faktorladungen, den Modellfit-Indices

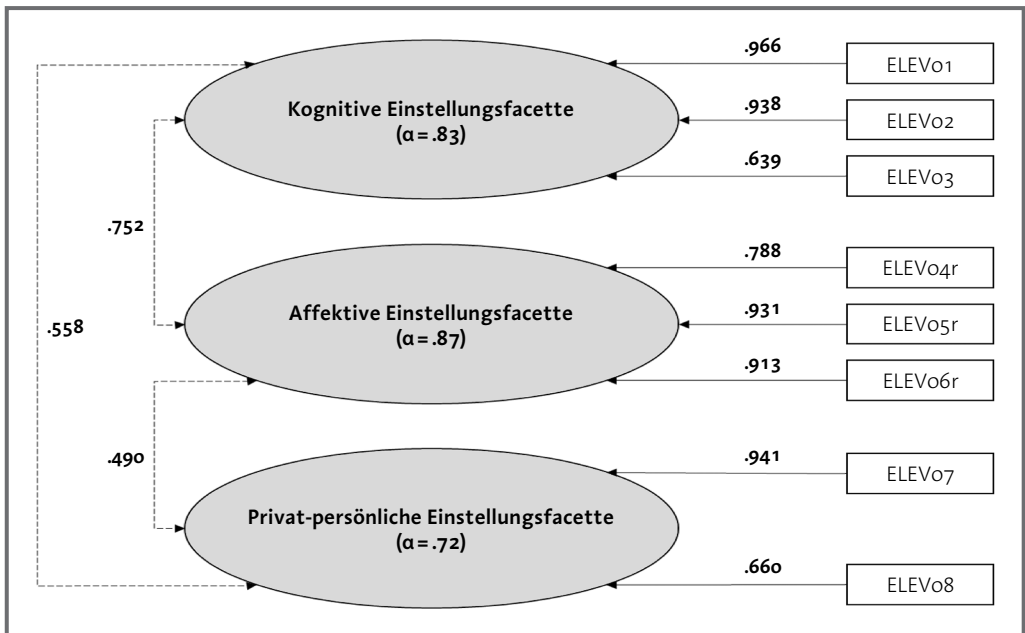
sowie den internen Konsistenzen Abbildung 1 zu entnehmen. Nach Herausnahme des Items ELEV09r betragen alle Faktorladungen > .60, und die internen Konsistenzen erwiesen sich als zufriedenstellend bis gut. Die latenten Faktor-korrelationen sind einerseits substantziell, andererseits aber nicht so hoch, dass die Differenzierungsfähigkeit der drei Faktoren fraglich wäre.

Im vierten Schritt konnte die gefundene Faktorenstruktur anhand der Daten des zweiten Messzeitpunktes unabhängig repliziert werden.



Anmerkungen: $\chi^2(17) = 73.199, p < .001, CFI = .991, TLI = .985, RMSEA = .098 [.076; .122], SRMR = .036$

Abb. 1 Faktorladungen und -korrelationen sowie die internen Reliabilitäten des finalen dreifaktoriellen Modells zum ersten Messzeitpunkt



Anmerkungen: $\chi^2(17) = 49.140, p < .001, CFI = .995, TLI = .991, RMSEA = .091 [0.062; .122], SRMR = .041$

Abb. 2 Faktorladungen und -korrelationen sowie die internen Reliabilitäten des finalen dreifaktoriellen Modells zum zweiten Messzeitpunkt

Aufgrund des listenweisen Fallausschlusses flossen von den 231 Fällen nur 226 in die Analysen ein. Die konfirmatorische Faktoranalyse ergab einen sehr guten Modellfit sowie Faktorladungen $> .64$ (vgl. Abbildung 2). Auch die internen Konsistenzen der Skalen erwiesen sich als zufriedenstellend bis gut. Die Interfaktorkorrelationen fallen etwas geringer aus als beim ersten Messzeitpunkt.

3.3 Konstruktvalidität

Die im fünften Schritt berechneten Spearman-Korrelationen zur Prüfung der konvergen-ten Validität ergaben, dass alle drei Faktoren der ELEV-Skala zum zweiten Messzeitpunkt signifikant mit den Einstellungen zum inklusiven Schulsystem (PREIS) korrelieren. Konkret zeigte sich, dass die kognitive Einstellungsfacette am stärksten mit der PREIS korreliert ($r = .55, p < .001$), während sowohl die affektive

($r = .48, p < .001$) als auch die privat-persönliche Einstellungsfacette ($r = .39, p < .001$) moderate Korrelationen aufweisen. Hinsichtlich der Erfahrungen mit Schüler/innen mit sonderpädagogischem Unterstützungsbedarf (SPU) sowie mit externalisierenden Verhaltensproblemen (EXT) zeigen sich schwache Korrelationen sowohl mit der kognitiven ($r_{SPU} = .27, r_{EXT} < .001; r_{EXT} = .23, p = .001$) als auch der affektiven ($r_{SPU} = .23, p < .001; r_{EXT} = .29, p < .001$) Einstellungsfacette der ELEV-Skala, nicht aber mit der privat-persönlichen ($r_{SPU} = .06, p = .412; r_{EXT} = .07, p = .324$). Dass schulische Erfahrung mit Schüler/innen mit sonderpädagogischem Unterstützungsbedarf oder externalisierenden Verhaltensproblemen nicht mit der privat-persönlichen Einstellung, aber positiv mit den zwei ELEV-Skalen korrelieren, die inhaltlich die Einstellungen in der Schule thematisieren, scheint durchaus plausibel. Die konvergente Validität kann somit als gegeben erachtet werden.

4 Diskussion

Ziel der vorliegenden Studie war die Entwicklung und Evaluation eines Instruments zur Messung von Einstellungen zu Schüler/innen mit externalisierenden Verhaltensproblemen. Die Ergebnisse dieser fünfschrittigen Überprüfung anhand zwei vergleichsweise großer Stichproben von Lehrkräften in der Schulpraxis zeigen, dass das vorgeschlagene Instrument gut geeignet ist, die Einstellungen von Lehrkräften zu erfassen. Das Instrument basiert auf einer bereits bewährten Vignette und ist mit acht Items sehr ökonomisch. Im Gegensatz zu den bereits verfügbaren Instrumenten ermöglicht unser Fragebogen außerdem die Differenzierung von Lehrkräfteeinstellungen in Bezug auf ihre professionelle Arbeit mit Kindern mit externalisierenden Verhaltensproblemen in der Schule und persönlichen bzw. privaten Begegnungen. In zukünftigen Studien könnten somit die Einstellungen zusätzlich im außerschulischen Bereich erfasst und erste Annahmen über mögliche Zusammenhänge aufgestellt werden.

Zwar gibt es mittlerweile eine große Zahl an Instrumenten zur Messung inklusionsbezogener Einstellungen; ihre Entwicklung, psychometrische Güte und teilweise sogar die Itemtexte sind aber oft nicht transparent publiziert, was die Bewertung durch Dritte stark erschwert oder unmöglich macht. Zudem wurden viele Instrumente entweder gar nicht oder nur an relativ kleinen Stichproben überprüft (Lüke & Grosche, 2018 a). Hingegen wurde unser Instrument bereits in der ersten Studie an einer recht umfangreichen Stichprobe evaluiert und sogar repliziert. Zudem publizieren wir die entwickelten Items transparent.

Moderate Korrelationen der Subskalen Privat-Persönliche und Affektive Einstellungen sowie eine hohe Korrelation der Subskala Kognitive Einstellungen mit den Einstellungen zum in-

klusiven Schulsystem (Lüke & Grosche, 2020) geben erste Hinweise auf die konvergente Validität des Instruments. Höhere Korrelationen sind aufgrund der inhaltlich breiten Ausrichtung der PREIS-K (Einstellungen zu schulischer Inklusion auf Systemebene) nicht zu erwarten. Dass der Zusammenhang zwischen der professionsorientierten/schulbezogenen Subskala und der PREIS-K höher ausfällt, ist inhaltlich ebenfalls plausibel.

In vielen bereits vorhandenen Instrumenten könnten die resultierenden Einstellungsmessungen verzerrt sein, da Lehrkräfte relevante Einstellungen nicht in ihre Evaluation des Einstellungsgegenstands einfließen lassen. Diese setzen sich aus den unterschiedlichen Vorerfahrungen und Einstellungen von Lehrpersonen zusammen. Es kann dann aber nicht mehr rekonstruiert werden, welche Vorstellungen von Behinderung bei der Beantwortung der Items im Vordergrund standen. Die Verwendung einer Fallvignette ist der Versuch, diesem Problem entgegenzuwirken. Durch die konkrete Nennung eines Förderschwerpunkts und die Spezifizierung der Verhaltensweisen eines Kindes wollten wir bei den Befragten ein bestimmtes Bild konstruieren, welches sie bei der Beantwortung der Fragen berücksichtigen sollen bzw. müssen (Tim). So kann die Gefahr von Verzerrungen der Antworttendenzen durch unbekannte Einflussfaktoren minimiert werden. Andererseits führt dies offensichtlich auch zu einer Reduktion auf einen sehr spezifischen Einstellungsgegenstand beziehungsweise eine homogene Gruppe von Lernenden.

4.1 Limitationen

Die vorliegende Studie basiert auf einer vergleichsweise großen Datenbasis und wir halten die Ergebnisse für belastbar. Trotzdem handelt es sich hier um die erste Studie, in der das Instrument in dieser finalen Form eingesetzt

wurde. Replikationen der hier berichteten Ergebnisse zur psychometrischen Güte der Skala sind daher unverzichtbar. Da das Instrument unter offener Lizenz zur Verfügung gestellt wird, sind entsprechende Versuche jederzeit möglich.

In jedem Fall sollten zukünftige Studien inhaltsnahe Konstrukte parallel erfassen – beispielsweise die Einstellungen gemessen mit dem DATIS (Lübke et al., 2019), um noch genauere Hinweise zur konvergenten Validität zu erhalten. Auch die Ergänzung um Aspekte der diskriminanten Validität (z. B. Einstellungen zu Behinderung, spezifische Selbstwirksamkeitserwartungen bezüglich der Gestaltung inklusiven Unterrichts) sollten einbezogen werden.

In zukünftigen Studien sollte auch genauer betrachtet werden, inwiefern der Name, das Geschlecht und damit verbundene Zuschreibungen das Antwortverhalten beeinflussen.

4.2 Fazit

Die positiven Einstellungen von Lehrkräften werden als wichtige Gelingensbedingung schulischer Inklusion beschrieben (u. a. Moberg et al., 2020). Vor allem gegenüber Lernenden mit Unterstützungsbedarf im FS ESE wurden jedoch immer wieder negative Einstellungen bei Lehrkräften beklagt (u. a. Hind et al., 2019). Daher sollten Maßnahmen entwickelt werden, um die Lehrkräfteeinstellungen zu verbessern. Dafür sind valide und bewährte Instrumente zur Einstellungsmessung nötig. Mit dem hier vorgestellten Instrument liegt nun eine Möglichkeit vor, die Einstellungen von Lehrkräften zu Lernenden mit externalisierenden Verhaltensproblemen zuverlässig und valide zu messen. In Zukunft können so mögliche Einstellungsänderungen besser erfasst und wirksame Interventionen zur Einstellungsänderung identifiziert werden.

Literatur

- Armstrong, D. (2014). Educator perceptions of children who present with social, emotional and behavioural difficulties: a literature review with implications for recent educational policy in England and internationally. *International Journal of Inclusive Education*, 18(7), 731–745. <https://doi.org/10.1080/13603116.2013.823245>
- Armstrong, D. & Hallett, F. (2012). Private knowledge, public face: Conceptions of children with SEBD by teachers in the UK – A case study. *Educational and Child Psychology*, 29(4), 77–87. <https://doi.org/10.53841/bpsecp.2012.29.4.77>
- Avramidis, E., Bayliss, P. & Burden, R. (2000). Student teachers' attitudes towards the inclusion of children with special educational needs in the ordinary school. *Teaching and Teacher Education*, 16(3), 277–293. [https://doi.org/10.1016/S0742-051X\(99\)00062-1](https://doi.org/10.1016/S0742-051X(99)00062-1)
- Bartling, A., Spilles, M., Kluge, J., Gottfried, K., Huber, C., Hennemann, T., ... Grosche, M. (2021). Partizipation in einem Response-to-Intervention-Modell für den Förderschwerpunkt Emotionale und soziale Entwicklung (PARTI): Beschreibung und Evaluation einer praxisorientierten Fortbildungsreihe. *Zeitschrift für Heilpädagogik*, 72(12), 664–675.
- Boyle, C., Anderson, J. & Allen, K. (2020). The importance of teacher attitudes to inclusive education. In C. Boyle, J. Anderson, A. Page & S. Mavropoulou (Eds.), *Inclusive Education: Global Issues & Controversies*, 127–146. Leiden: Brill. https://doi.org/10.1163/19789004431171_008
- Bruns, G., Lüke, T., Gresch, C. & Grosche, M. (under review). Validierung und Faktorenanalytische Überprüfung der Kurzversion der PREIS-Skala.
- Cochran, H.K. (1997). *The Development and Psychometric Analysis of the Scale of Teachers' Attitudes Toward Inclusion (STATIC)*. Abgerufen am 20.11.2022 von <https://files.eric.ed.gov/fulltext/ED415259.pdf>
- Cosma, P. & Soni, A. (2019). A systematic literature review exploring the factors identified by children and young people with behavioural, emotional and social difficulties as influential on their experiences of education. *Emotional and Behavioural Difficulties*, 24(4), 421–435. <https://doi.org/10.1080/13632752.2019.1633738>

- de Boer, A., Pijl, S.J. & Minnaert, A. (2011). Regular primary schoolteachers' attitudes towards inclusive education: a review of the literature. *International Journal of Inclusive Education*, 15(3), 331–353. <https://doi.org/10.1080/136031109033030089>
- de Boer, A., Timmerman, M., Pijl, S.J. & Minnaert, A. (2012). The psychometric evaluation of a questionnaire to measure attitudes towards inclusive education. *European Journal of Psychology of Education*, 27(4), 573–589. <https://doi.org/10.1007/s10212-011-0096-z>
- Eagly, A.H. & Chaiken, S. (2007). The advantages of an inclusive definition of attitude. *Social Cognition*, 25(5), 582–602. <https://doi.org/10.1521/soco.2007.25.5.582>
- Ewing, D.L., Monsen, J.J. & Kielblock, S. (2017). Teachers' attitudes towards inclusive education: a critical review of published questionnaires. *Educational Psychology in Practice*, 34(2), 150–165. <https://doi.org/10.1080/02667363.2017.1417822>
- Garrote, A., Felder, F., Krähenmann, H., Schnepel, S., Sermier Dessemontet, R. & Moser Opitz, E. (2020). Social acceptance in inclusive classrooms: The role of teacher attitudes toward inclusion and classroom management. *Frontiers in Education*, 5, 582873. <https://doi.org/10.3389/educ.2020.582873>
- Gidlund, U. (2018). Teachers' attitudes towards including students with emotional and behavioural difficulties in mainstream school: A systematic research synthesis. *International Journal of Learning, Teaching and Educational Research*, 17(2), 45–63. <https://doi.org/10.26803/ijlter.17.2.3>
- Grosche, M., Hennemann, T., Huber, C., König, J., Spilles, M., Bartling, A., ... Strauß, S. (2022). Das Fortbildungskonzept des PARTI-Projekts: Ein auf Partizipation bezogenes Response-to-Intervention-Modell (PARTI) für den Förderschwerpunkt emotional-soziale Entwicklung. In F. Buchhaupt, J. Becker, D. Katzenbach, D. Lutz, A. Strecker & M. Urban (Hrsg.), *Qualifizierung für Inklusion. Grundschule*, 177–189. Münster: Waxmann. <https://doi.org/10.31244/9783830995135>
- Haddock, G. & Maio, G.R. (2014). Einstellungen. In K. Jonas, W. Stroebe & M. Hewstone (Hrsg.), *Sozialpsychologie*, 197–229. 6. Aufl. Berlin, Heidelberg: Springer. https://doi.org/10.1007/978-3-642-41091-8_6
- Hellmich, F., Löper, M.F. & Görel, G. (2019). The role of primary school teachers' attitudes and self-efficacy beliefs for everyday practices in inclusive classrooms – a study on the verification of the 'Theory of Planned Behaviour'. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 19(1), 36–48. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12476>
- Heyder, A., Südkamp, A. & Steinmayr, R. (2020). How are teachers' attitudes toward inclusion related to the social-emotional school experiences of students with and without special educational needs? *Learning and Individual Differences*, 77(101776). <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.101776>
- Hind, K., Larkin, R. & Dunn, A.K. (2019). Assessing teacher opinion on the inclusion of children with social, emotional and behavioural difficulties into mainstream school classes. *International Journal of Disability, Development and Education*, 66(4), 424–437. <https://doi.org/10.1080/1034912X.2018.1460462>
- Hu, L.T. & Bentler, P.M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/1070519909540118>
- Kauffman, J.M. & Landrum, T.J. (2013). *Characteristics of Emotional and Behavioral Disorders of Children and Youth*. 10th ed. Boston: Pearson.
- Kielblock, S. & Woodcock, S. (2023). Who's included and who's not? An analysis of instruments that measure teachers' attitudes towards inclusive education. *Teaching and Teacher Education*, 122, 103922. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2022.103922>
- Kopp, B. (2009). Inklusive Überzeugung und Selbstwirksamkeit im Umgang mit Heterogenität: Wie denken Studierende des Lehramts für Grundschulen? *Empirische Sonderpädagogik*, 1(1), 5–25.
- Lohmann, A., Wiedebusch, S., Hensen, G. & Mahat, M. (2016). Multidimensional attitudes toward preschool inclusive education scale (MATPIES). *Frühe Bildung*, 5(4), 198–205. <https://doi.org/10.1026/2191-9186/a000282>

- Lübke, L., Meyer, J. & Christiansen, H. (2016). Effekte von Einstellungen und subjektiven Erwartungen von Lehrkräften: Die Theorie des geplanten Verhaltens im Rahmen schulischer Inklusion. *Empirische Sonderpädagogik*, 8(3), 225–238. <https://doi.org/10.25656/01:12592>
- Lübke, L., Pinquart, M. & Schwinger, M. (2019). How to measure teachers' attitudes towards inclusion: Evaluation and validation of the Differentiated Attitudes Towards Inclusion Scale (DATIS). *European Journal of Special Needs Education*, 34(3), 297–311. <https://doi.org/10.1080/08856257.2018.1479953>
- Lüke, T. & Grosche, M. (2018a). Konstruktion und Validierung der Professionsunabhängigen Einstellungsskala zum Inklusiven Schulsystem (PREIS). *Empirische Sonderpädagogik*, 10(1), 3–20. <https://doi.org/10.25656/01:15958>
- Lüke, T. & Grosche, M. (2018b). What do I think about inclusive education? It depends on who is asking. Experimental evidence for a social desirability bias in attitudes towards inclusion. *International Journal of Inclusive Education*, 22(1), 38–53. <https://doi.org/10.1080/13603116.2017.1348548>
- Lüke, T. & Grosche, M. (2020). *Kurzskala zur Messung von Einstellungen zum Inklusiven Schulsystem (PREIS-K)*. Lizenziert unter CC-BY. <https://doi.org/10.17605/01:iofdnvt>
- Lüke, T., Przibilla, B., Steiner, T. M., Patzelt, M. & Krämer, P. (2022). *Instrumente zur Messung von Einstellungen zu Inklusion*. <https://doi.org/10.17605/01:iofkrjjs>
- MacFarlane, K. & Woolfson, L. M. (2013). Teacher attitudes and behavior toward the inclusion of children with social, emotional and behavioral difficulties in mainstream schools: An application of the theory of planned behavior. *Teaching and Teacher Education*, 29, 46–52. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2012.08.006>
- McKenna, J. W., Brigham, F., Garwood, J., Zurawski, L., Koc, M., Lavin, C. & Werunga, R. (2021). A systematic review of intervention studies for young children with emotional and behavioral disorders: identifying the research base. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 21(2), 120–145. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12505>
- Moberg, S., Muta, E., Korenaga, K., Kuorelahti, M. & Savolainen, H. (2020). Struggling for inclusive education in Japan and Finland: teachers' attitudes towards inclusive education. *European Journal of Special Needs Education*, 35(1), 100–114. <https://doi.org/10.1080/08856257.2019.1615800>
- Przibilla, B., Lauterbach, A., Boshold, F., Linderkamp, F. & Krezmien, M. (2016). Entwicklung und Validierung eines Online-Surveys zur Erhebung von Kompetenzen und Einstellungen von Lehrkräften bezüglich der Inklusion. *Empirische Sonderpädagogik*, 8(1), 36–53. <https://doi.org/10.25656/01:11853>
- R Core Team (2022). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing. Vienna, Austria. <https://www.r-project.org/>
- Revelle, W. (2017). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research. Software*. Evanston, Illinois: Northwestern University. <https://cran.r-project.org/web/packages/psych/index.html>
- Rosenbaum, P. L., Armstrong, R. W. & King, S. M. (1986). Children's attitudes toward disabled peers: A self-report measure. *Journal of Pediatric Psychology*, 11(4), 517–530.
- Rosenberg, M. J. & Hovland, C. I. (1960). Cognitive, affective, and behavioral components of attitude. In M. J. Rosenberg, C. I. Hovland, W. J. McGuire, R. P. Abelson & J. W. Brehm (Eds.), *Attitude Organization and Change: An Analysis of Consistency among Attitude Components*, 1–14. New Haven: Yale University Press.
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Schwab, S. (2019). Teachers' student-specific self-efficacy in relation to teacher and student variables. *Educational Psychology*, 39(1), 4–18. <https://doi.org/10.1080/01443410.2018.1516861>
- Sharma, U. & Jacobs, D. K. (2016). Predicting in-service educators' intentions to teach in inclusive classrooms in India and Australia. *Teaching and Teacher Education*, 55, 13–23. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2015.12.004>
- Stanley, A., Grimbeek, P., Bryer, F. & Beamish, W. (2003). Comparing parents' versus teachers' attitudes to inclusion: When PATI meets TATI. In B. Bartlett, F. Bryer & D. Roebuck (Eds.), *Reimagining Practice – Researching Change*, 62–69. Brisbane: Griffith University.

- Verplanken, B., Hofstee, G. & Janssen, H.J.W. (1998). Accessibility of affective versus cognitive components of attitudes. *European Journal of Social Psychology*, 28(1), 23–35. [https://doi.org/10.1002/\(SICI\)1099-0992\(199801/02\)28:1<23::AID-EJSP843>3.0.CO;2-Z](https://doi.org/10.1002/(SICI)1099-0992(199801/02)28:1<23::AID-EJSP843>3.0.CO;2-Z)
- Wickham, H., Miller, E. & Smith, D. (2022). *haven: Import and Export SPSS, Stata and SAS Files*. R Package. Version 2.5.1. <https://cran.r-project.org/package=haven>
- Yada, A., Leskinen, M., Savolainen, H. & Schwab, S. (2022). Meta-analysis of the relationship between teachers' self-efficacy and attitudes toward inclusive education. *Teaching and Teacher Education*, 109. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2021.103521>

Das Verbundprojekt PARTI wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung (BMBF) unter den Förderkennzeichen 01NV1733A und 01NV1733B gefördert.

Korrespondenzadresse

Prof. Dr. Timo Lücke
Karl-Franzens-Universität Graz
Umwelt-, Regional- und
Bildungswissenschaftliche Fakultät
Merangasse 70/II
A-8010 Graz
E-Mail: timo.lueke@uni-graz.at