

Tempel, Tobias; Renner, Gerolf; Reuner, Gitta

Reliabilität und Konstruktvalidität des "Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte" (EFI L) bei Lehramtsstudierenden und Nicht-Studierenden

Empirische Sonderpädagogik 16 (2024) 3, S. 187-207



Quellenangabe/ Reference:

Tempel, Tobias; Renner, Gerolf; Reuner, Gitta: Reliabilität und Konstruktvalidität des "Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte" (EFI L) bei Lehramtsstudierenden und Nicht-Studierenden - In: Empirische Sonderpädagogik 16 (2024) 3, S. 187-207 - URN: urn:nbn:de:01111-pedocs-322268 - DOI: 10.25656/01:32226; 10.2440/003-0028

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:01111-pedocs-322268>

<https://doi.org/10.25656/01:32226>

in Kooperation mit / in cooperation with:

Pabst Science Publishers <https://www.psychologie-aktuell.com/journale/empirische-sonderpaedagogik.html>

Nutzungsbedingungen

Dieses Dokument steht unter folgender Creative Commons-Lizenz: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.de> - Sie dürfen das Werk bzw. den Inhalt vervielfältigen, verbreiten und öffentlich zugänglich machen sowie Abwandlungen und Bearbeitungen des Werkes bzw. Inhaltes anfertigen, solange Sie den Namen des Autors/Rechteinhabers in der von ihm festgelegten Weise nennen und das Werk bzw. den Inhalt nicht für kommerzielle Zwecke verwenden.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use

This document is published under following Creative Commons-License: <http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.en> - You may copy, distribute and render this document accessible, make adaptations of this work or its contents accessible to the public as long as you attribute the work in the manner specified by the author or licensor. You are not allowed to make commercial use of the work, provided that the work or its contents are not used for commercial purposes.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.



Kontakt / Contact:

peDOCS

DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation
Informationszentrum (IZ) Bildung

E-Mail: pedocs@dipf.de

Internet: www.pedocs.de

Mitglied der


Leibniz-Gemeinschaft

Reliabilität und Konstruktvalidität des „Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte“ (EFI-L) bei Lehramtsstudierenden und Nicht-Studierenden

Tobias Tempel¹, Gerolf Renner¹ & Gitta Reuner²

¹ Pädagogische Hochschule Ludwigsburg

² Ruprecht-Karls-Universität Heidelberg

Zusammenfassung

Ziel der vorliegenden Studie ist eine Erweiterung der psychometrischen Wissensbasis zum „Einstellungsfragebogen zu Inklusion für Lehrkräfte“ (EFI-L). Die Daten wurden im Rahmen einer Studie zu Einstellungen zur Inklusion von Schüler*innen mit Körperbehinderungen erhoben. Untersucht wurden als zentrale Gütekriterien die Reliabilität und faktorielle Validität in drei Teilstichproben: 216 Studierende des Lehramts Sonderpädagogik und 149 Studierende sonstiger Lehramtsstudiengänge bearbeiteten den EFI-L vollständig, bei 157 Berufstätigen wurde eine Kurzform mit den Skalen *Fachliche Förderung* und *Soziale Inklusion* eingesetzt. Außerdem wurden zur Prüfung der Validität auch Zusammenhänge mit der Qualität persönlicher Erfahrungen in inklusiven Settings geprüft und ob sich die gemessenen Einstellungen in den Teilstichproben unterscheiden, wobei für Studierende der Sonderpädagogik die positivsten Einstellungen zu Inklusion erwartet wurden. Die Reliabilitätsschätzungen (interne Konsistenz) ergaben in allen Teilstichproben befriedigende Werte. Konfirmatorische Faktorenanalysen zeigten weder für das 3-faktorielle Modell der Studierenden noch für eine 2-faktorielle Form bei Berufstätigen eine überzeugende Passung. In Gruppenvergleichen fanden sich die höchsten Werte bei Studierenden der Sonderpädagogik. Die erlebte Qualität von persönlichen Erfahrungen mit inklusiven Bildungsangeboten korrelierte positiv mit den Skalen des EFI-L.

Schlagwörter: Inklusion, Einstellungen, Einstellungsmessung, EFI-L, Einstellungsfragebogen zu Inklusion für Lehrkräfte

Reliability and construct validity of the “Questionnaire on Attitudes towards Inclusion for Teachers” (EFI-L) in a sample of pre-service teachers and non-students

Summary

The aim of the present study is to expand the psychometric knowledge base on the „Questionnaire on Attitudes towards Inclusion for Teachers“ (EFI-L). The data were collected in the context of a study on attitudes towards inclusion of students with physical disabilities.

Reliability and factorial validity were investigated as central quality criteria in three subsamples: 216 pre-service teachers in special education and 149 pre-service teachers in other teacher education programs completed the complete EFI-L, and a short form with the scales *Promoting academic competencies* and *Social Inclusion* was used for 157 professionals. Furthermore, in terms of placing the EFI-L in a nomological network, the attitudes measured were expected to be related to the quality of personal experiences in inclusive settings and to differ across the subsamples, with special education students expected to have the most positive attitudes toward inclusion. Reliability estimates (internal consistency) yielded satisfactory values in all subsamples. Confirmatory factor analyses showed no convincing fit for either the 3-factorial model among students and the 2-factorial model among professionals. In group comparisons, the highest values were found among students of special education. The perceived quality of personal experiences with inclusion correlated positively with the scales of the EFI-L.

Keywords: inclusion, attitudes, attitude measurement, EFI-L, Questionnaire on Attitudes towards Inclusion for Teachers

Der verantwortungsvolle Einsatz quantitativer diagnostischer Verfahren setzt voraus, dass zentrale Gütekriterien erfüllt werden. Auch wenn die Maßstäbe an die psychometrische Qualität in Forschungskontexten geringer angesetzt werden können als in der angewandten pädagogischen oder psychologischen Einzelfalldiagnostik, bedarf es einer soliden und umfassenden psychometrischen Wissensbasis, um die Ergebnisse von Befragungen und Testungen interpretieren zu können. Verfahren, die niedrige Reliabilitätswerte aufweisen, erschweren das Aufdecken existierender Effekte und Zusammenhänge. Ob Messinstrumente die theoretisch postulierten Konstrukte adäquat repräsentieren, lässt sich nur durch empirische Studien zur Konstruktvalidität klären. Typischerweise werden solche Daten mehr oder weniger umfangreich von den Erstautor*innen eines Verfahrens erhoben. Angesichts der Stichprobenabhängigkeit psychometrischer Befunde ist jedoch eine Überprüfung an unabhängigen Datensätzen sinnvoll, insbesondere wenn die ursprünglich intendierten Anwendungsgebiete eines Verfahrens erweitert werden. Erst durch den Einsatz eines Verfahrens an unterschiedlichen Stichproben lässt sich ein umfassenderes und verlässlicheres Bild

zeichnen. In diesem Sinne intendiert die vorliegende Arbeit eine Überprüfung der psychometrischen Eigenschaften des „Einstellungsfragebogen zu Inklusion für Lehrkräfte“ (EFI-L; Seifried, 2015; Seifried & Heyl, 2016), eines Verfahrens zur Erfassung expliziter Einstellungen zu Inklusion.

Positive Einstellungen zu einem inklusiven Bildungsangebot für Schüler*innen mit Behinderungen gelten als wichtige Voraussetzung auf dem Weg zu einem inklusiven Schulsystem (Avramidis & Norwich, 2002; De Boer et al., 2011). Die Überprüfung dieser Annahme im Rahmen empirischer Forschungsbemühungen bedarf reliabler und validierter Instrumente zur Einstellungsmessung (Lüke & Grosche, 2018). Mittlerweile liegen mehrere deutschsprachige Verfahren zur Erfassung impliziter und expliziter Einstellungen bei unterschiedlichen Zielgruppen vor (Überblick in Lüke et al., 2021). Die Forschung richtet sich zum einen auf Einstellungen in der Allgemeinbevölkerung (z. B. Jury et al., 2021; Tempel, 2022), zum anderen auf Einstellungen von (angehenden) Lehrkräften, die für den Erfolg inklusiver Bildungsangebote von besonderer Relevanz sind (De Boer et al., 2011). In Entsprechung mit dem allgemeinen sozialpsychologischen ABC-Modell von Einstellungs-

komponenten (Eagly & Chaiken, 1998) enthalten einige Verfahren separate Skalen zur Erfassung der affektiven, behavioralen (d.h. verhaltensbezogenen) und kognitiven (Englisch: *cognitive*) Komponente von Einstellungen gegenüber inklusiven Bildungsangeboten. Während die affektive Komponente emotionale Reaktionen gegenüber dem Einstellungsgegenstand umfasst (z.B. ein diffuses Unbehagen bzgl. inklusiven Unterrichts), betrifft die behaviorale Komponente tatsächliches (oder imaginiertes) Verhalten (z.B. ob man sich für den Besuch einer inklusiven Schulklasse der eigenen Kinder entscheiden würde) und die kognitive Komponente Überzeugungen darüber, was auf den Einstellungsgegenstand zutrefte, was charakteristisch oder typisch für diesen sei (z.B. vermeintliches Wissen darüber, dass Kinder mit Behinderung in einer inklusiven Schulklasse oft gemobbt werden).

Schon kurz nach seiner Publikation fand der EFI-L schnell Akzeptanz in der Forschung und wurde bei Lehramtsstudierenden (Franz et al., 2019; Kunz et al., 2021; Oravec et al., 2022), Lehrkräften (Burda-Zoyke et al., 2023; Krischler et al., 2019), in einer kombinierten Stichprobe von Lehrkräften und Lehramtsstudierenden (Gorges et al., 2020) und in einer teilweise modifizierten Version bei der Befragung von Eltern, Schulleiter*innen, Lehrer*innen und Inklusionsassistent*innen eingesetzt (David et al., 2021). Als Desiderat bei der Entwicklung des EFI-L formulierten die Autor*innen, dass sowohl kognitive als auch verhaltensbezogene Komponenten der Inklusion abgebildet werden sollten, und zwar unter Berücksichtigung von schüler*innenbezogenen (Leistung, soziale Integration) und lehrer*innenbezogenen (persönliche Bereitschaft zum Unterricht in inklusiven Kontexten) Aspekten (Seifried, 2015). Als Ausgangspunkt der Verfahrensentwicklung dienten die „Einstellungen zur Inklusion“ (EZI-D; Kunz et al., 2010) und ein von Eberl (2000; Eberl & Dumke, 2002) entwickelter Fragebogen.

Der EZI-D geht zurück auf den für die Befragung von Eltern von Kindern mit Behinderungen entwickelten Einstellungsfragebogen „Parents Attitudes toward Inclusion“ (PATI; Palmer et al., 1998a; Palmer et al., 1998b). Die 11 Items des PATI wurden drei Faktoren zugeordnet, die als „Quality of Educational Services“, „Mutual Benefits of Inclusion“ und „Child Acceptance and Treatment“ bezeichnet wurden. Für den Einsatz bei Lehrer*innen wurden die Items des PATI von Stanley et al. (2003) umformuliert, eine Überprüfung der psychometrischen Eigenschaften der Lehrerversion fand nicht statt. Eine differenziertere Explikation des Konstrukts „Einstellungen zur Inklusion“ und seiner für die Forschung relevanten Facetten findet sich in den Publikationen zu PATI und TATI nicht. Kunz et al. (2010) fanden in einer gemischten Stichprobe von Schweizer Eltern, Lehrer*innen und Studierenden für eine Schweizer Adaptation des TATI eine 2-faktorielle Struktur mit den Komponenten „Schulische Förderung und Unterstützung“ und „Soziale Integration“. Die Items des EZI-D wurden für den EFI-L sprachlich vereinfacht und an den Sprachgebrauch im deutschen Schulsystem angepasst. Weitere Items, die sich vor allem auf die Bereitschaft von Lehrpersonen zur Umsetzung von Inklusion bezogen, gehen auf Eberl (2000) zurück.

Eine erste Fassung, die 27 Items umfasste, wurde nach Reliabilitätsanalysen sowie exploratorischen und konfirmatorischen Faktorenanalysen (KFA) auf 15 Items reduziert. Die Endfassung des EFI-L umfasst drei Skalen: *Fachliche Förderung im inklusiven Unterricht* (Beispiel: „Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse letztendlich besser gefördert“), *Soziale Inklusion im Unterricht* („Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, dann finden sie dort auch Freundinnen und Freunde“) und *Persönliche Bereitschaft zum inklusiven Unterricht* („Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten“).

Studien, in denen der EFI-L bisher eingesetzt wurde (Burda-Zoyke et al., 2023; David et al., 2021; Franz et al., 2019; Gorges et al., 2019; Krischler et al., 2019; Kunz et al., 2021; Oravec et al., 2022) lieferten weitere Hinweise auf die psychometrischen Eigenschaften des EFI-L. Publiizierte Reliabilitätswerte entsprachen annähernd den Ergebnissen von Seifried und Heyl (2016) und können als befriedigend bewertet werden (Tabelle 1). In einigen Studien wurden auch KFA durchgeführt. Deren Ergebnisse (Tabelle 2) wurden von den Autor*innen als Indiz für die faktorielle Validität des EFI-L bewertet. Da der Fokus dieser Studien nicht auf den psychometrischen Eigenschaften des EFI-L lag, wurden die KFA nur sehr knapp dargestellt. Angaben zu Faktorladungen und nähere Überprüfungen von möglichen Doppelladungen oder korrelierten Residuen liegen nicht vor. Die berichteten Fit-Indizes hätten mit Ausnahme der von Burda-Zoyke et al. (2023) präsentierten Daten allerdings nach gängigen Kriterien (z. B. Hu & Bentler, 1999; Schermelleh-Engel et al., 2003) auch als Hinweis auf eine mangelnde Modellpassung interpretiert werden können. Zur konvergenten Validität berichteten Gorges et al. (2020) überwiegend hohe Korrelationen zwischen Subskalen des EFI-L und einer deutschsprachigen Version der „Sentiments, Attitudes and Concerns about Inclusive Education–Revised“ (SACIE-R; Feyerer et al., 2014) sowie der „Kurzskala zur inklusiven Einstellung und Selbstwirksamkeitserwartung von Lehrpersonen“ (KIESEL; Bosse & Spörer, 2014).

In der vorliegenden Studie untersuchten wir Reliabilität und Validität des EFI-L. Anhand eines Datensatzes, der im Rahmen einer umfassenderen Studie zu Einstellungen zur Inklusion von Schüler*innen mit motorischen und körperlichen Beeinträchtigungen erhoben wurde, ergab sich die Möglichkeit, die psychometrische Wissensbasis zum EFI-L zu erweitern. Hierzu diente insbesondere auch die Prüfung von Hypothesen über theoretisch zu erwartende Gruppenunterschiede zwischen ausgewählten Populationen.

Dabei wurden im Einzelnen betrachtet:

- Die *Reliabilität*. Eine möglichst hohe Messgenauigkeit ist eine elementare Anforderung an jedes psychometrische Verfahren. Auch für Forschungszwecke sollten Reliabilitätswerte von .80 erreicht werden (Nunnally, 1978). Zur Bestimmung der Reliabilität des EFI-L wurde in den vorliegenden Studien als Maß der internen Konsistenz ausschließlich Cronbachs Alpha bestimmt. Zunehmend kritisiert wird, dass die strengen Voraussetzungen für dessen Berechnung oft nicht gegeben sind und alternative Kennwerte – insbesondere MacDonalds Omega – bevorzugt werden sollten (Dunn et al., 2014; McNeish, 2018).
- Die *Konstruktvalidität* (Cronbach & Meehl, 1955; Messick, 1995), die alle Methoden der Testvalidierung umfasst, bei denen aufgrund theoretischer Überlegungen Zusammenhänge zwischen den erfassten Konstrukten und beobachtbaren Variablen formuliert und empirisch überprüft werden. Dabei bezieht sich die *faktorielle Validität* auf die Überprüfung, ob die theoretisch postulierte Struktur eines Verfahrens (hier die drei Skalen des EFI-L) mit den empirisch vorgefundenen Zusammenhängen der Items vereinbar ist. Bei der Neuentwicklung eines Verfahrens werden typischerweise Modifikationen der ersten Versionen aufgrund von Itemanalysen sowie exploratorischen und konfirmatorischen Faktorenanalysen vorgenommen, um ungeeignete Items zu identifizieren und die Skalenbildung zu optimieren. Damit besteht allerdings auch die Gefahr – insbesondere wenn keine Kreuzvalidierungen vorgenommen werden – dass zufallsbedingte und stichprobenabhängige Anpassungen bei künftigen Anwendungen nicht repliziert werden können (MacCallum et al., 1992; Tomarken & Waller, 2003).
- Weiter lassen sich aus vorliegenden empirischen Befunden und theoretischen Überlegungen Erwartungen im Hinblick auf die Zusammenhänge zwischen ei-

Tabelle 1
Deskriptive Statistik und interne Konsistenz (Cronbachs alpha) der EFI-L Skalen in vorliegenden Studien

Studie	Stichprobe	Fachliche Förderung		Soziale Inklusion		Persönliche Bereitschaft	
		M (SD)	α	M (SD)	α	M (SD)	α
Seifried (2015), Seifried und Heyl (2016)	652 Lehrkräfte verschiedener Schultypen (D)	3.07 (1.09)	.90	4.31 (0.87)	.85	3.13 (1.21)	.81
Burda-Zoyke et al. (2023)	662 Lehrkräfte an beruflichen Schulen (D)	2.05 (0.89)	.84	4.23 (0.83)	.84	3.53 (1.04)	.82
Franz et al. (2019)	706 Lehramtsstudierende verschiedener Schultypen (D)	k. A.	.81	k. A.	.79	k. A.	.83
Gorges et al. (2020)	129 Lehrkräfte, 427 Lehramts-studierende verschiedener Schultypen (D)	k. A.	.84	k. A.	.81	k. A.	.88
Krischler et al. (2019)	42 Lehrkräfte (L)	k. A.	.88	k. A.	.87	k. A.	.80
Kunz et al. (2021)	416-420 Lehramtsstudierende (CH)	3.76 (0.76)	.82	4.47 (0.76)	.85	3.89 (0.96)	.83
Oravec et al. (2022)	190 Lehramts-studierende, Fach Musik (D)	3.66 (0.77)	.77	4.46 (0.68)	.78	3.47 (1.00)	.83

Anmerkungen: D = Deutschland, CH = Schweiz, L = Luxemburg, k. A. = keine Angabe.
Werte aus Kunz et al. (2021) beziehen sich auf den ersten Messzeitpunkt einer längsschnitlichen Erhebung.

Tabelle 2
Modell-Fit der konfirmatorischen Faktorenanalysen des EFI-L in vorliegenden Studien

Studie	χ²/df	TLI	CFI	RMSEA [90%-KI]
Seifried und Heyl (2016)	4.6	.93	.94	.07
Gorges et al. (2020)	3.23	k. A.	.94	.064 [.055 - .072]
Burda-Zoyke et al. (2023)	1.62	k. A.	.99	.031
Oravec et al. (2022) ^a	2.09	k. A.	.90	.076

Anmerkungen: CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; KI = Konfidenzintervall; TLI = Tucker-Lewis Index
^a Werte nach „Einbezug einer Kovariation“ (Oravec et al., 2002, S. 106).

nem Messinstrument und weiteren Variablen ableiten (nomologisches Netz; Cronbach & Meehl, 1955; Hartig et al., 2020). In unserer Stichprobe sind dies zum einen im Sinne der *known groups validity* (Davidson, 2014) Hypothesen zum Vergleich der EFI-L Skalenwerte zwischen Studierenden der Sonderpädagogik und Studierenden von Lehrämtern ohne sonderpädagogischen Bezug sowie Berufstätigen. Unter Bezug auf Ergebnisse der allgemeinen (Ajzen, 2005; Böhner & Dickel, 2011) und der inklusionsbezogenen Einstellungsforschung (Greve, 2021) wurde aufgrund der anzunehmenden Unterschiede im Ausmaß der Auseinandersetzung mit den Themen Behinderung und inklusiver Beschulung (etwa im Rahmen von universitären Lehrveranstaltungen oder durch Erfahrungen während Schulpraktika) erwartet, dass Studierende der Sonderpädagogik die positivsten Einstellungen äußern würden. In mehreren Studien konnte bereits belegt werden, dass Erfahrungen mit Menschen mit einer Behinderung und inklusivem Unterricht positiv mit Einstellungen gegenüber diesem assoziiert waren (z. B. De Boer et al., 2011; Bosse & Spörer, 2014; Gebhardt et al., 2011; Hellmich et al., 2016). Im Vergleich mit Lehrkräften und Studierenden ohne sonderpädagogischen Hintergrund fanden sich positivere Einstellungen von (angehenden) Sonderpädagog*innen z. B. bei Feyerer et al. (2014), Miesera et al. (2019), Takala und Sirkko (2022) sowie Trumpa et al. (2014). Spezielle Lehrangebote zu Inklusion und Behinderung, wie sie besonders in den Studienordnungen sonderpädagogischer Lehramtsstudiengänge verankert sind, stehen in einem positiven Zusammenhang mit Einstellungen zu Inklusion (zum Überblick vgl. Lautenbach & Heyder, 2019; Pit-ten Cate et al., 2018). Damit ist eine hinreichende Grundlage gegeben, um davon auszugehen, dass in einer Stichprobe von Studierenden der Sonderpädagogik die Skalenwerte des EFI-L höher ausfal-

len sollten als bei Vergleichsgruppen mit einer typischerweise geringeren Auseinandersetzung mit dem Thema Inklusion.

- Ein weiterer wichtiger Einflussfaktor auf Einstellungen sind konkrete Erfahrungen mit dem Einstellungsobjekt. Die Einstellung wird dabei geprägt von den während der Begegnung mit dem Einstellungsobjekt erlebten Emotionen und verarbeiteten Informationen. Wiederholte Erfahrung erhöht die Familiarität mit dem Einstellungsobjekt, was wiederum zu positiveren Einstellungen führen kann (Olson & Kendrick, 2008). Direkte Erfahrung beeinflusst die Zugänglichkeit und Stabilität von Einstellungen (Glasman & Albarraçin, 2006) sowie die Konsistenz von Einstellungen und Verhalten (Fazio & Zanna, 1981). Neben einer eher intellektuellen Auseinandersetzung wie sie im Rahmen eines Universitätsstudiums typisch ist, mögen insbesondere persönliche Erfahrungen mit inklusivem Unterricht daher einen maßgeblichen Einfluss auf Einstellungen diesem gegenüber ausüben. Im Kontext Inklusion zeigen einzelne Studien allerdings, dass eine sonderpädagogische Ausbildung und Erfahrung mit Schüler*innen mit Behinderung allein nicht notwendigerweise positive Einstellungen zur Inklusion sichern. So fanden Schwab und Seifert (2015) keinen Unterschied zwischen Lehramtsstudierenden, die in ihrer eigenen Schulzeit inklusiv beschult wurden und solchen ohne Inklusionserfahrungen. Schon Allport (1954) hat in seiner auf soziale Gruppen bezogenen Kontakthypothese darauf hingewiesen, dass nicht Kontakt per se Einstellungen und Vorurteile positiv beeinflusst, sondern dass hierfür bestimmte Rahmenbedingungen gegeben sein müssen. Woll (2017) berichtet, dass nur positive Vorerfahrungen mit Menschen mit Behinderung proinklusive Einstellungen fördern (vgl. Kunz et al., 2021). Weber und Greiner (2019) fanden einen Zusammenhang zwischen positiven Erfahrungen während eines

Praktikums in einem inklusivem Setting und Einstellungen zu Inklusion. Wenn sich nun Effekte der Erfahrungsqualität bei inklusivem Unterricht auf die Beantwortung eines Einstellungsfragebogens ergeben, so können diese Effekte als Beleg dessen Validität gewertet werden.

Für die Realisierung eines inklusiven Schulsystems sind nicht nur Einstellungen von Lehrkräften bedeutsam. Sowohl Entscheidungen auf der politischen Ebene als auch die Implementation inklusiver Bildungsangebote an Regelschulen werden von Einstellungen in der Allgemeinbevölkerung beeinflusst. Um diese zu erfassen, liegt bisher nur die „Professionsunabhängige Einstellungsskala zum Inklusiven Schulsystem“ (PREIS; Lüke & Grosche, 2018; Schulze et al., 2019) vor. Die inhaltliche Betrachtung der Items des EFI-L lässt vermuten, dass sich der Einsatz der Skalen *Fachliche Förderung* und *Soziale Inklusion* nicht auf (angehende) Lehrer*innen beschränken muss. Der vorliegende Datensatz eröffnete die Möglichkeit, die Reliabilität und faktorielle Validität des EFI-L auch bei Personen aus der Allgemeinbevölkerung zu untersuchen.

Methoden

Stichprobe und Design

Im Rahmen einer querschnittlichen Fragebogenstudie, die sich mit dem Zusammenhang von explizit geäußerten Einstellungen gegenüber Menschen mit Körperbehinderungen, Einstellungen gegenüber schulischer Inklusion und inklusionsrelevanten Handlungstendenzen bei Lehramtsstudierenden befasste, wurden die Daten der studentischen Teilnehmer*innen an der Pädagogischen Hochschule Ludwigsburg und an der Universität Heidelberg erhoben, die weiteren Teilnehmer*innen wurden von Studierenden des Lehramts Sonderpädagogik an der PH Ludwigsburg in einem seminarbegleitenden Forschungsprojekt rekrutiert.

Es nahmen 573 Personen (162 männlich, 406 weiblich, 4 divers) im Alter von 14 bis 88 Jahren teil ($M = 28.7$, $SD = 12.6$, $Mdn = 24.0$), darunter 216 Studierende der Sonderpädagogik, 149 Studierende sonstiger Lehramtsstudiengänge und 157 Berufstätige (darunter 42 aus sozialen und 104 aus nicht-sozialen Berufen; in 11 Fällen ließen die Angaben keinen entsprechenden Rückschluss zu). Eine heterogene Restgruppe von 51 Teilnehmer*innen, die keiner dieser Gruppen zugeordnet werden konnten (z. B. Rentner*innen, Arbeitssuchende, Auszubildende) wurde in der Datenauswertung nicht berücksichtigt.

Erhebungsinstrumente

Die Studierenden bearbeiteten den EFI-L in der Standardform (Seifried & Heyl, 2016). Aus inhaltlichen Gründen war die Skala *Persönliche Bereitschaft* für Nicht-Studierende ungeeignet. Ersatzweise kamen zwei modifizierte Items zum Einsatz („Lehrer*innen sollten dazu bereit sein, in einer inklusiven Klasse zu unterrichten“, „Unterricht in einer inklusiven Klasse ist für Lehrer*innen belastend“), die sich an Items des EFI-L anlehnten. Die weiteren Skalen und die Instruktions blieben unverändert. Die Antworten wurden auf 6-stufigen Likert-Skalen mit einem Wertebereich von 1 bis 6 gegeben. Hohe Werte kennzeichnen eine positive Einstellung zu inklusivem Unterricht. Skalenwerte wurden als Mittelwert der jeweiligen Items berechnet. Verwendet wurde die Standardinstruktion des EFI-L (Seifried, 2015), die allgemeine Einführung in den Fragebogen und die weiteren erhobenen Variablen machten deutlich, dass sich die Studie besonders auf Schüler*innen mit Körperbehinderungen bezog.

Außerdem wurde nach Erfahrungen mit inklusiven Schulsettings gefragt („Haben Sie schon einmal eigene Erfahrungen in einem inklusiven Schulsetting gemacht?“). Angeboten wurden acht Kategorien, die mögliche Erfahrungsfelder von Schüler*innen, Eltern und Lehramtsstudierenden abdecken:

„Als Schüler*in einer Grundschule“, „Als Schüler*in einer weiterführenden Schule“, „Im Bundesfreiwilligendienst, FSJ oder ähnlichem“, „Im Rahmen eines Praktikums“, „Im Beruf (einschl. Nebentätigkeit)“, „Als Mutter/Vater eines Schülers/einer Schülerin mit Behinderung“, „Als Mutter/Vater eines Schülers/einer Schülerin ohne Behinderung“ sowie „Sonstige Erfahrungen“, die in einem freien Eingabefeld beschrieben werden konnten. Falls eine entsprechende Erfahrung vorlag, wurde diese auf einer 6-stufigen Skala (kodiert im Wertebereich 1 bis 6) mit den Polen „sehr negativ“ und „sehr positiv“ bewertet.

Datenanalyse

Zur Datenanalyse wurde SPSS 28 eingesetzt. Als Reliabilitätsschätzungen wurden Cronbachs Alpha (α) und McDonalds Omega (ω) bestimmt. Unterschiede zwischen Reliabilitätswerten wurden mittels der von Diedenhofen und Musch (2016) beschriebenen Prozedur auf statistische Signifikanz geprüft.

Validität. Gruppenvergleiche erfolgten mit *t*-Tests für unabhängige Stichproben und univariaten Varianzanalysen. Als Maß der Effektstärke wurden das partielle Eta-Quadrat (η^2) und Cohens *d* genutzt. Effektstärken werden als klein ($\eta^2 > .01$; $d > .20$; $r > .10$), mittel ($\eta^2 > .06$; $d > .50$; $r > .30$) und groß ($\eta^2 > .14$; $d > .80$; $r > .50$) klassifiziert (Bühner & Ziegler, 2017). KFA nach der Maximum-Likelihood-Methode wurden mit AMOS 28 (Arbuckle, 2021) durchgeführt. Der Modell-Fit wurde mit dem χ^2 -Test, dem Tucker Lewis Index (TLI), dem Comparative Fit Index (CFI) und dem Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) beurteilt. Als Cut-off-Werte wurden festgelegt: TLI $\geq .95$; CFI $\geq .95$, RSMEA $\leq .06$ (vgl. Hu & Bentler, 1999; Schermelleh-Engel et al., 2003). Als Indikator für diskriminative Validität der Skalen wurde die Durchschnittlich Extrahierte Varianz (DEV) berechnet. Die DEV sollte einen Wert von mindestens 0.5 erreichen und höher ausfallen als die quadrierten Interkor-

relationen der latenten Faktoren (Fornell & Larcker, 1981). Schließlich wurde die Konstruktreliabilität (Jöreskogs rho) nach der bei Hair et al. (2014) angegebenen Formel berechnet. Neben getrennten KFA für die drei Teilstichproben wurde die konfigurale, metrische und skalare Messinvarianz (Kline, 2016; Schwab & Helm, 2015) überprüft. Die Überprüfung der Messinvarianz ist ein Standardvorgehen, wenn ein Verfahren bei unterschiedlichen Gruppen eingesetzt werden soll. Zur Beurteilung bedeutsamer Unterschiede zwischen einem weniger restriktiven und einem restriktiveren Modell werden χ^2 -Differenztests sowie Veränderungen des CFI (Δ CFI) und des RMSEA (Δ RMSEA) betrachtet (vgl. Chen, 2007; Putnick & Bornstein, 2016). Die Annahme der Messinvarianz wird zurückgewiesen, wenn der CFI um mehr als 0.01 Einheiten niedriger ausfällt und der RMSEA um mehr als 0.015 Einheiten steigt.

Bei den durchgehend rechtssteil verteilten Bewertungen der Inklusionserfahrungen wurden als deskriptive Statistiken neben Mittelwerten und Standardabweichungen der Median sowie das untere und obere Quartil ermittelt. Spearman-Rangkorrelationen zwischen EFI-L Skalen und Inklusionserfahrungen wurden nur berechnet, wenn mindestens 30 Werte je Kategorie vorlagen.

Ergebnisse

Die getrennt für Studierende der Sonderpädagogik, Studierende sonstiger Lehrämter und Berufstätige berechneten Reliabilitätswerte fielen befriedigend aus, bei hoher Übereinstimmung zwischen Cronbachs α (Tabelle 3) und McDonalds ω (alle Differenzen $< .01$; auf eine vollständige Darstellung der ω -Koeffizienten wird daher verzichtet). Die Werte liegen für *Fachliche Förderung* in allen drei Gruppen und für *Soziale Inklusion* in den beiden Studiengruppen signifikant niedriger als in der Originalveröffentlichung. Die modifizierte Skala *Persönliche Bereitschaft* für Berufstätige

tige war nicht reliabel ($\alpha = .47$) und wurde in weiteren Analysen nicht berücksichtigt. Detaillierte Itemstatistiken sind in Tabelle 4 ersichtlich. Die Skalenmittelwerte lagen mindestens leicht oberhalb des Skalenmittelpunktes (> 3.5), mit den höchsten Werten für *Soziale Inklusion*, gefolgt von *Persönlicher Bereitschaft* bei den Studierenden der Sonderpädagogik und *Fachlicher Förderung* bei

Studierenden sonstiger Lehrämter (Tabelle 5). In Varianzanalysen mit Messwiederholung waren diese Unterschiede zwischen den Skalen signifikant für die Studierenden der Sonderpädagogik, $F(2, 414) = 37.57, p < .001, \eta_p^2 = .15$, die Studierenden sonstiger Lehrämter, $F(2, 290) = 55.29, p < .001, \eta_p^2 = .28$, und Berufstätige, $F(1, 146) = 62.81, p = .002, \eta_p^2 = .30$. Die KFA ergab für das 3-faktorielle Mo-

Tabelle 3
Skalenparameter des EFI-L

Skalen & Kennwerte	Lehramt Sonderpädagogik	Sonstige Lehrämter	Berufstätige
<i>Fachliche Förderung</i>			
M (SD)	4.02 (0.73)	3.83 (0.87)	3.64 (0.80)
Cronbachs Alpha	.79	.81	.83
Spannweite der r_{it}	.32 - .64	.41 - .65	.51 - .69
<i>Soziale Inklusion</i>			
M (SD)	4.44 (0.70)	4.37 (0.74)	4.18 (0.73)
Cronbachs Alpha	.76	.77	.82
Spannweite der r_{it}	.46 - .64	.52 - .63	.51 - .70
<i>Persönliche Bereitschaft</i>			
M (SD)	4.37 (0.88)	3.61 (0.96)	
Cronbachs Alpha	.82	.77	
Spannweite der r_{it}	.59 - .65	.42 - .60	

Anmerkung: r_{it} = part-whole korrigierte Trennschärfe.

Tabelle 4
Itemstatistiken des EFI-L

Item	Studierende Sonderpädagogik				Studierende sonstige Lehrämter				Berufstätige		
	M	SD	r_{it}		M	SD	r_{it}		M	SD	r_{it}
<i>Fachliche Förderung</i>											
(1) Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse letztendlich besser gefördert.	3.76	0.94	0.64		3.87	1.26	0.65		3.73	1.18	0.62
(4) In einer inklusiven Klasse können sowohl die Kinder mit Beeinträchtigungen als auch die Kinder ohne Beeinträchtigungen entsprechend gefördert werden.	4.66	1.06	0.64		4.26	1.23	0.63		4.15	1.15	0.67

(6) Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, bekommen sie letztendlich nicht die spezielle Unterstützung, die sie brauchen. (rekodiert)	3.83	1.05	0.59		3.57	1.21	0.61		3.63	1.12	0.51
(8) Die Qualität des Unterrichts wird besser, wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen dabei sind und miteinbezogen werden.	4.25	0.94	0.45		3.74	1.15	0.54		3.59	1.17	0.54
(9) Kinder mit besonderen Bedürfnissen werden in einer inklusiven Schulklasse gleich gut unterstützt wie in einer Sonderschulklasse.	3.30	1.07	0.63		3.07	1.12	0.64		3.32	1.07	0.69
(10) Kinder mit besonderen Bedürfnissen können in einer inklusiven Schulklasse Bedeutsameres lernen als in einer Sonderschulklasse.	4.30	1.22	0.32		4.43	1.26	0.41		3.59	1.07	0.56
<i>Soziale Inklusion</i>											
(2) Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse von den anderen Kindern schlecht behandelt werden. (rekodiert)	4.38	0.88	0.64		4.10	0.98	0.62		3.99	0.98	0.70
(3) Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden sich in einer inklusiven Schulklasse allein und ausgeschlossen fühlen. (rekodiert)	4.27	0.89	0.60		4.17	0.94	0.52		4.07	0.96	0.66
(7) Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, dann finden sie dort auch Freundinnen und Freunde.	4.91	0.84	0.46		5.02	0.96	0.52		4.77	0.76	0.51
(11) Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse von den anderen Kindern gut behandelt werden.	4.18	0.66	0.56		4.20	0.99	0.62		3.95	0.89	0.68
<i>Persönliche Bereitschaft</i>											
(5) Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten.	4.61	1.25	0.59		4.01	1.41	0.55				
(12) Der Unterricht in einer inklusiven Klasse macht mir Angst. (rekodiert)	4.66	1.14	0.65		4.12	1.36	0.60				
(13) Aufgrund meiner bisherigen Ausbildung (einschließlich Fortbildung) fühle ich mich qualifiziert, eine inklusive Klasse zu übernehmen.	3.63	1.26	0.61		2.46	1.20	0.53				
(14) Für den Unterricht in einer inklusiven Klasse fühle ich mich prinzipiell nicht kompetent. (rekodiert)	4.35	1.10	0.59		3.48	1.40	0.42				
(15) Ich empfinde den Unterricht in einer inklusiven Klasse für mich als zu belastend. (rekodiert)	4.61	0.99	0.62		3.95	1.28	0.60				

Anmerkung: r_{it} = part-whole korrigierte Trennschärfe. Die negativ formulierten Items wurden rekodiert, sodass die Mittelwerte gleichsinnig zu den positiv formulierten Items zu interpretieren sind, d.h. höhere Werte repräsentieren eine positivere Einstellung gegenüber Inklusion.

Tabelle 5

Interkorrelationen der EFI-L Skalen bei Lehramtsstudierenden

Skala	Fachliche Förderung	Soziale Inklusion	Pers. Bereitschaft zu inklusivem Unterricht
Fachliche Förderung	---	.60**	.57**
Soziale Inklusion	.61**	---	.46**
Pers. Bereitschaft	.46**	.28**	---

Anmerkung: ** = $p < .01$
Werte oberhalb der Diagonale für Studierende der Sonderpädagogik, Werte unterhalb der Diagonale für Studierende sonstiger Lehrämter.

Tabelle 6

Modell-Fit der konfirmatorischen Faktorenanalysen

Teilstichprobe	$\chi^2(df)$	χ^2/df	TLI	CFI	RMSEA [90%-KI]
Lehramt Sonderpädagogik	223.71(87)	2.57	.84	.88	.085 [.072, .099]
Sonstige Lehrämter	197.11(87)	2.27	.80	.86	.092 [.075, .109]
Berufstätige (2 Faktoren)	79.87(34)	2.35	.86	.91	.093 [.067, .120]

Anmerkungen: TLI = Tucker-Lewis Index; CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; KI = Konfidenzintervall.

Tabelle 7

Konfirmatorische Faktorenanalysen: Konstruktreliabilität (rho) und Durchschnittlich Extrahierte Varianz der EFI-L Skalen

Teilstichprobe	Fachl. Förderung		Soziale Inklusion		Pers. Bereitschaft	
	rho	DEV	rho	DEV	rho	DEV
Studierende Lehramt Sonderpädagogik	.80	.41	.77	.46	.82	.48
Studierende, sonstige Lehrämter	.82	.43	.77	.46	.76	.40
Berufstätige	.82	.43	.81	.53	---	---

Anmerkungen: rho = Jöreskog rho (Konstruktreliabilität); DEV = Durchschnittlich Extrahierte Varianz.

dell in den Teilstichproben Lehramt Sonderpädagogik ($\chi^2(87) = 211.10, p < .001$) und Sonstige Lehrämter ($\chi^2(87) = 196.57, p < .001$) sowie für das 2-faktorielle Modell bei den Berufstätigen ($\chi^2(34) = 84.85, p < .001$) keine überzeugende Passung (Tabelle 6). Die Werte für die DEV und die Konstruktreliabilität sind in Tabelle 7 dargestellt. Das Fornell-Larcker-Kriterium wurde nur für Soziale Inklusion in der Gruppe der Berufstätigen erfüllt (zu Ladungen der Items und Interkorrelationen der latenten Faktoren s. Abb. 1-3). Auffällig sind niedrige Faktorla-

dungen des Items 10 bei den Studierenden, die gemeinsame Varianz mit dem latenten Faktor Fachliche Förderung beträgt 9% (Sonderpädagogik) und 12% (sonstige Lehrämter). Die Invarianzprüfung der dreifaktoriellen Struktur bei den beiden Studierenden- und der zweifaktoriellen Struktur bei allen drei Teilstichproben zeigte beim Vergleich des konfiguralen und des metrischen Modells zwar einen signifikanten χ^2 -Differenztest, die Cut-off-Werte für ΔCFI und $\Delta RMSEA$ wurden jedoch nicht über-

Abbildung 1
Konfirmatorische Faktorenanalyse des EFI-L: Dreifaktorielles Modell in der Teilstichprobe der Studierenden des Lehramts Sonderpädagogik. Rekodierte Items sind mit dem Zusatz „r“ gekennzeichnet.

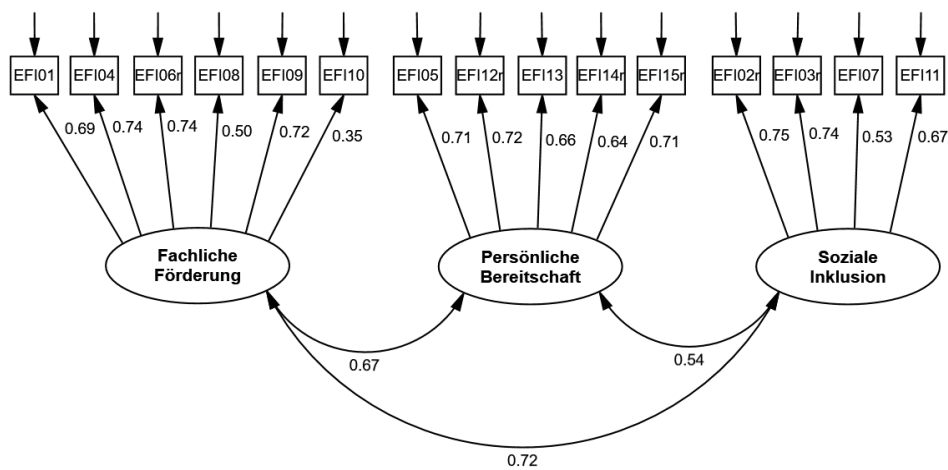


Abbildung 2
Konfirmatorische Faktorenanalyse des EFI-L: Dreifaktorielles Modell in der Teilstichprobe der Studierenden sonstiger Lehrämter. Rekodierte Items sind mit dem Zusatz „r“ gekennzeichnet.

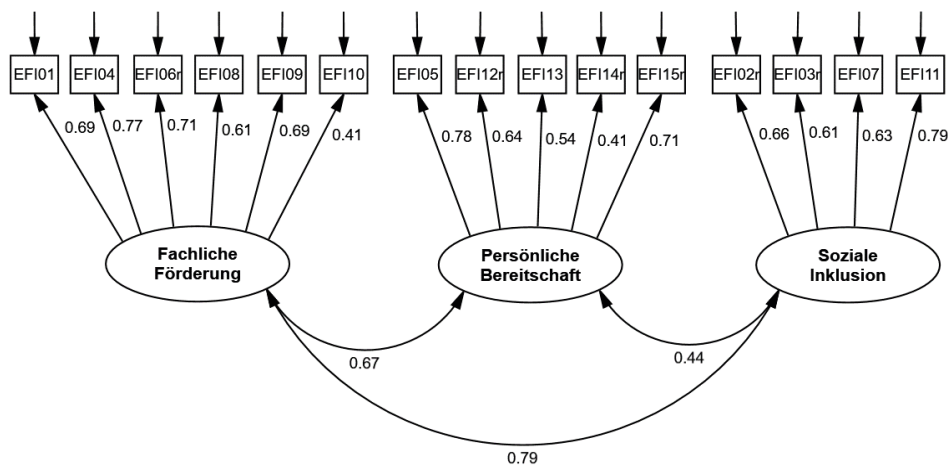
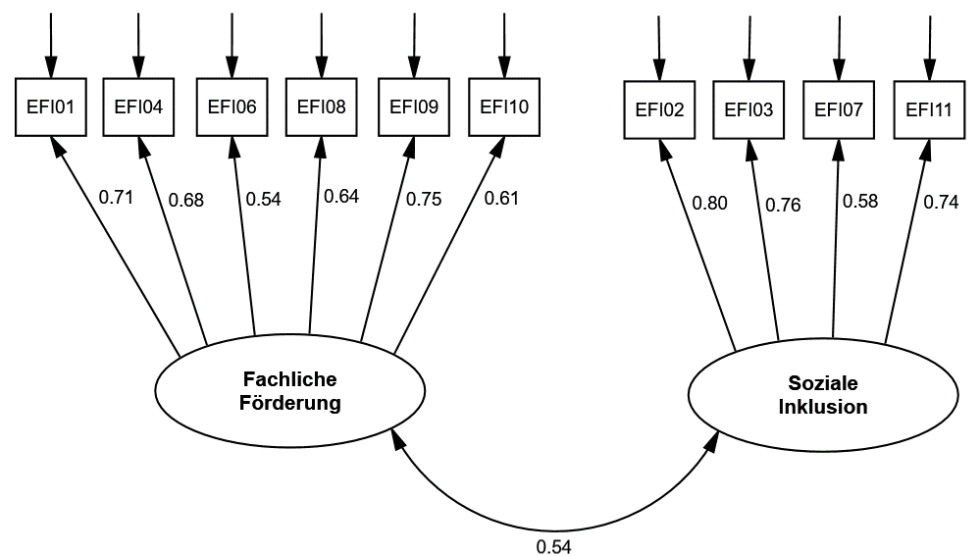


Abbildung 3

Konfirmatorische Faktorenanalyse des EFI-L: Zweifaktorielles Modell des EFI-L in der Teilstichprobe der Berufstätigen. Rekodierte Items sind mit dem Zusatz „r“ gekennzeichnet.



schritten (Tabelle 8). Für das skalare Modell zeigten χ^2 -Differenztest und ΔCFI eine schlechtere Passung.

Sofern Erfahrungen mit inklusiven Schulen vorlagen, lagen diese ausnahmslos im positiven Bereich. Bei geringer bis mittlerer Effektstärke waren 16 von 18 Korrelationen mit dem EFI-L signifikant (Tabelle 9).

Tabelle 8
Prüfungen der Messinvarianz des EFL-L

Studierende der Sonderpädagogik und Studierende sonstiger Lehrämter (3-Faktoren)									
Modell	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2$	df	Δdf	p	CFI	ΔCFI	RMSEA [90%-KI]	$\Delta RMSEA$
Konfigural	420.86		174			0.873		0.063 [0.055, 0.070]	
Metrisch	446.81	25.95	186	12	0.011	0.865	-0.008	0.062 [0.055, 0.070]	-0.001
Skalar	580.47	133.66	201	15	< 0.001	0.804	-0.061	0.072 [0.065, 0.079]	0.010
Studierende der Sonderpädagogik, Studierende sonstiger Lehrämter und Berufstätige (2-Faktoren)									
Modell	$\chi^2(df)$	$\Delta\chi^2$	df	Δdf	p	CFI	ΔCFI	RMSEA	$\Delta RMSEA$
Konfigural	292.58		102			0.892		0.060 [0.052, 0.068]	
Metrisch	325.30	32.72	118	16	0.008	0.882	-0.010	0.058 [0.051, 0.066]	-0.002
Skalar	489.85	164.55	138	20	< 0.001	0.800	-0.082	0.070 [0.063, 0.077]	0.012

Anmerkungen: CFI = Comparative Fit Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation; KI = Konfidenzintervall.

Tabelle 9
Qualität von Erfahrungen mit Inklusion: Deskriptive Statistiken und Spearman-Rangkorrelationen mit EFL-L Skalen

Kontext	Mittelwert (SD)	Median	Q ₁	Q ₃	Fachliche Förderung	Soziale Inklusion	Pers. Bereitschaft
Als Schüler*in einer Grundschule (n = 60)	4.52 (1.21)	5.0	4.0	5.0	.38** n = 57	.42** n = 60	.25 n = 47
Als Schüler*in einer weiterführenden Schule (n = 67)	4.52 (1.17)	5.0	4.0	5.0	.43** n = 65	.31* n = 67	.37* n = 42
Im Bundesfreiwilligendienst, FSJ o. ä. (n = 120)	4.99 (1.16)	5.0	4.0	6.0	.20* n = 117	.15 n = 120	.34** n = 105
Im Rahmen eines Praktikums (n = 223)	4.75 (1.14)	5.0	4.0	6.0	.26** n = 220	.28** n = 221	.38** n = 196
Im Beruf (einschl. Nebentätigkeit) (n = 133)	4.68 (1.22)	5.0	4.0	6.0	.30** n = 128	.30** n = 133	.36** n = 89
Sonstige Erfahrungen (n = 57)	4.96 (1.00)	5.0	4.0	6.0	.36** n = 56	.30* n = 57	.44** n = 38

Anmerkungen: Q₁ = Erstes Quartil, Q₃ = Drittes Quartil, * = p < .05, ** = p < .01.

Diskussion

Beim EFI-L handelt es sich um ein ökonomisches Verfahren zur Erfassung von Einstellungen zur Inklusion, das bald nach seiner Entwicklung in verschiedenen Forschungskontexten Anwendung gefunden hat. Die vorliegende Studie liefert weitere Ergebnisse zur Reliabilität und Validität des Verfahrens. Erstmals wurden psychometrische Eigenschaften des Verfahrens auch an einer Stichprobe von Berufstätigen ohne Bezug zu einer Lehrtätigkeit überprüft.

Die Reliabilität der Skalen fiel für Studierende annähernd vergleichbar mit den Werten vorliegender Studien aus und kann in der Gesamtschau aller vorliegenden Befunde als noch geeignet für Forschungszwecke bezeichnet werden. Der Einsatz des EFI-L bei Berufstätigen ergab für die Skalen *Fachliche Förderung* und *Soziale Inklusion* ebenfalls befriedigende Reliabilitätswerte. Die zusätzliche Berechnung von McDonalds Omega zeigte eine sehr hohe Übereinstimmung mit dem üblicherweise verwendeten Cronbachs Alpha.

Die dreifaktorielle Struktur des Verfahrens ließ sich bei beiden Teilstichproben der Lehramtsstudierenden nicht überzeugend bestätigen. Fit-Indizes verfehlten die festgelegten Kriterien, die diskriminative Validität der Items konnte überwiegend nicht aufgezeigt werden. Da Seifried und Heyl (2016) die Skalenbildung nach einer Itemselektion auf Basis von explorativen und konfirmatorischen Faktorenanalysen sowie einer Itemanalyse vornahmen, überrascht eine weniger günstigere Passung in einem unabhängigen Datensatz nicht (vgl. Gäde et al., 2020). Die Struktur mit nur zwei Faktoren zeigte in den drei Teilstichproben zwar konfigurale und metrische Invarianz (die allgemeine Struktur des EFI-L und die Höhe der Faktorladungen können demnach auch bei Berufstätigen als äquivalent angesehen werden), wies aber ebenso wie die vollständige Struktur des EFI-L generell keine gute Modellpassung auf.

Auf Basis der hier angelegten Kriterien hätte schon in den meisten der bereits vorliegenden Studien die faktorielle Validität bezweifelt werden können. Insofern unterscheiden sich unsere Befunde nur graduell von vorliegenden Daten. Modifikationsindizes hätten zahlreiche Anpassungen (korrelierte Fehler, Mehrfachladungen) des KFA-Modells nahegelegt, fielen in den Teilstichproben allerdings uneinheitlich aus. Auf die Präsentation modifizierter Modelle mit besseren Fit-Werten wurde hier bewusst verzichtet, da sie einer theoretischen Begründung ermangeln, aufgrund von Zufallsschwankungen zu Überschätzungen der Modellgüte führen können und sich oft als nicht stabil erweisen (Brown & Moore, 2012; Tomarken & Waller, 2003).

Möglicherweise lassen einige Itemformulierungen des EFI-L unterschiedliche Interpretationen zu. So könnten Studierende die Aussage „Kinder mit besonderen Bedürfnissen können in einer inklusiven Schulklasse Bedeutsameres lernen als in einer Sonderschulklasse“ (Item 10) auch auf soziales und nicht nur auf fachbezogenes Lernen beziehen. Die Skalen weisen auch eine gewisse inhaltliche Heterogenität auf. So umfasst *Fachliche Förderung* sowohl Items, die sich ausschließlich auf Schüler*innen mit Behinderungen beziehen, als auch Items, die positive Effekte für alle Schüler*innen ansprechen – Aspekte, die durchaus unterschiedlich bewertet werden können. *Persönliche Bereitschaft* thematisiert sowohl emotionale Reaktionen als auch Bewertungen der eigenen Kompetenz.

Die Instruktion des EFI-L fordert zwar dazu auf, beim Ausfüllen eine allgemeine Einschätzung abzugeben, unabhängig von der Situation an einer bestimmten Schule. Beim Abruf von einstellungsrelevanten Informationen dürften Befragte jedoch trotzdem auf die ihnen unmittelbar zugänglichen Gedächtnisinhalte zugreifen (vgl. Schwarz, 2008), zu denen auch moderierende Randbedingungen gehören (vgl. Greve & Hauenschild, 2017), die im EFI-L nicht berücksichtigt werden. Gewisse Inkonsistenzen in

der Faktorenstruktur können sich auch ergeben, wenn die Befragten unterschiedliche Inklusionskonzepte zu Grunde legen (vgl. Krischler et al., 2019). Konfigurale und metrische Messinvarianz konnten außerdem nicht zurückgewiesen werden.

Ergänzend zu den zentralen psychometrischen Themen der Reliabilität und faktoriellen Validität wurden Erwartungen zur Ausprägung der mit dem EFI-L gemessenen Einstellungen in den Teilstichproben und zum Zusammenhang mit der Qualität von Inklusionserfahrungen formuliert. Diese Daten allein können zwar nicht als deutliche Evidenz für die Validität des EFI-L gewertet werden, zeigen aber, dass sich die Testwerte des EFI-L entsprechend den eingangs dargestellten theoretischen Überlegungen und bekannten empirischen Befunde verhalten.

Die Gruppenvergleiche zeigten die erwarteten Tendenzen. Bei Studierenden der Sonderpädagogik fanden sich die positivsten Einstellungen. Am deutlichsten ausgeprägt waren die Unterschiede für *Persönliche Bereitschaft* (großer Effekt im Vergleich zu Studierenden sonstiger Lehrämter). Dies könnte Ausdruck von allgemeineren positiven Einstellungen zu Menschen mit Behinderung und deren Recht auf Inklusion sein, die schon bei der Studienwahl wirksam waren, aber auch darauf verweisen, dass die ausführliche Thematisierung von Behinderntenrechten und Inklusion in Studiengängen der Sonderpädagogik Einstellungen positiv beeinflusst. Bezieht man die Ergebnisse weiterer Studien mit ein, fällt auf, dass die bisher niedrigsten Werte auf den Skalen *Fachliche Förderung* bei bereits berufstätigen Lehrkräften an allgemeinbildenden (Seifried & Heyl, 2016) und beruflichen (Burda-Zoyke et al., 2023) Schulen gefunden wurden. Dies könnte eine berufliche Sozialisation widerspiegeln, die noch durch eine geringe Beachtung der Inklusionsthematik gekennzeichnet war, aber auch Skepsis gegenüber real existierenden inklusiven Bildungssettings und die Begrenztheit eigener spezifischer Kompetenzen ausdrücken. In allen

bisher befragten Gruppen zeigen sich die höchsten Skalenwerte für *Soziale Inklusion*. Positive Effekte von Inklusion werden vor allem im Hinblick auf soziale Erfahrungen der Schüler*innen gesehen, während fachliche Aspekte etwas skeptischer beurteilt werden.

Die Korrelationen der EFI-L-Skalen mit verschiedenen Erfahrungen in inklusiven Settings können als weiteres Indiz für die Konstruktvalidität interpretiert werden. Positive persönliche Erfahrungen in der Vergangenheit gingen mit positiveren Einstellungen auf allen drei Skalen einher. Es handelt sich um kleine Effekte, was angesichts der Vielzahl von Faktoren, die explizite Einstellungen beeinflussen können (Olson & Kendrick, 2008), nicht überrascht. Dieser Befund könnte auch nahelegen, bei der Forschung zu Einstellungen gegenüber Inklusion künftig – insbesondere bei pädagogischen Fachkräften – ein stärkeres Augenmerk auf die konkreten Inklusionserfahrungen der Befragten zu richten.

Bei dieser Studie sind verschiedene Limitationen zu beachten. Es handelt sich um eine Gelegenheitsstichprobe, die keine Repräsentativität beanspruchen kann. Inwieweit Selektionseffekte die Ergebnisse beeinflussen haben, kann anhand der erhobenen Daten nicht geklärt werden. Außerdem ist zu berücksichtigen, dass die Erhebung im Kontext einer Befragung zu Einstellungen gegenüber Menschen mit Körperbehinderung erfolgte. Es könnte daher sein, dass die Fragen des EFI-L zumindest zum Teil spezifisch auf die Inklusion von Schüler*innen mit Körperbehinderung bezogen wurden. Die Auswirkungen lassen sich nur schwer einschätzen. Einerseits zeigen Studienergebnisse, dass Einstellungen zur Inklusion von Schüler*innen mit Körperbehinderungen eher positiv ausfallen (Avramidis & Norwich, 2002; De Boer et al., 2011), andererseits weisen viele Schüler*innen mit körperlichen und motorischen Beeinträchtigungen auch zusätzliche kognitive Einschränkungen oder Mehrfachbehinderungen auf, was zumindest den Studierenden

des Lehramts Sonderpädagogik bewusst sein dürfte und einen gegenteiligen Effekt erwarten ließe. Darüber hinaus könnte die für Berufstätige vorgenommene Reduktion des EFI-L auf zwei Skalen auch Antworten zu solchen Items, die selbst nicht verändert wurden, beeinflusst haben. Die Daten zum Zusammenhang zwischen Erfahrungen mit Inklusion und den Skalen des EFI-L basieren auf kleineren Stichproben, die getrennte Analysen für die drei Teilstichproben nicht zuließen. Nicht erfragt wurde die möglicherweise relevante Intensität der Inklusionserfahrungen (Dauer, Art der persönlichen Involviertheit).

Bei den in dieser querschnittlichen Studie verwendeten Reliabilitätskennwerten handelt es sich um Maße der internen Konsistenz. Die Forschungslücke hinsichtlich der Retest-Reliabilität des EFI-L konnte daher nicht geschlossen werden. Wird der EFI-L als Maß von stabilen Einstellungen – und nicht als Ausdruck ad-hoc konstruierter und kontextsensitiver Bewertungen – verstanden, wären Daten zur Stabilität der Messwerte von besonderer Bedeutung.

Bis heute fehlen Daten zum Zusammenhang zwischen den Skalen des EFI-L und der Verhaltenskomponente von Einstellungen. Gerade bei Fachkräften kann vermutet werden, dass Handlungsbereitschaften in konkreten (sonder-)pädagogischen Entscheidungskontexten (z. B. Feststellungsverfahren) stark von situativen und regionalen Faktoren (Barrierefreiheit von Schulen, personelle Ausstattung, vorhandene sonderpädagogische Expertise u. a. m.) beeinflusst werden. Die Frage bei künftigen Studien wäre dann nicht allein, welche allgemeinen Einstellungen zur Inklusion bestehen, sondern wie eine inklusive Beschulung auf dem Hintergrund der jeweils vorhandenen Ressourcen bewertet wird.

Literatur

- Ajzen, I. (2005). *Attitudes, personality and behavior* (2. ed.). Open University Press.
- Allport, G. W. (1954). *The nature of prejudice*. Addison-Wesley.
- Arbuckle, J. L. (2021). *Amos (Version 28.0.0) [Computer software]*. IBM SPSS. Chicago.
- Avramidis, E. & Norwich, B. (2002). Teachers' attitudes towards integration / inclusion: A review of the literature. *European Journal of Special Needs Education*, 17(2), 129–147. <https://doi.org/10.1080/08856250210129056>
- Bohner, G. & Dickel, N. (2011). Attitudes and attitude change. *Annual Review of Psychology*, 62, 391–417. <https://doi.org/10.1146/annurev.psych.121208.131609>
- Bosse, S. & Spörer, N. (2014). Erfassung der Einstellung und der Selbstwirksamkeit von Lehramtsstudierenden zum inklusiven Unterricht. *Empirische Sonderpädagogik*, 4, 279–299. <https://doi.org/10.25656/01:10019>
- Brown, T. A. & Moore, M. T. (2012). Confirmatory factor analysis. In R. H. Hoyle (Hrsg.), *Handbook of structural equation modeling*. Guilford Press.
- Bühner, M. & Ziegler, M. (2017). *Statistik für Psychologen und Sozialwissenschaftler* (2., aktualisierte und erweiterte Auflage). Pearson.
- Burda-Zoyke, A., Jahn, R. W., Driebe, T. & Götzl, M. (2023). Einflussfaktoren auf inklusionsbezogene Einstellungen von Lehrkräften an berufsbildenden Schulen. Ergebnisse einer empirischen Studie in deutschen Bundesländern. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 26(1), 55–82. <https://doi.org/10.1007/s11618-022-01135-7>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cronbach, L. J. & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin*, 52(4), 281–302. <https://doi.org/10.1037/h0040957>
- David, A., Rosenberger, A., Rudolph, U. & Uhlig, S. (2021). *Wissenschaftliche Begleitung der Vorhaben zum Inklusionsassistenten. Endbericht*. Universitätsverlag der Technischen Universität Chemnitz. <http://nbn-resolving.de/urn:nbn:de:bsz:ch1-qucosa2-760321>

- Davidson, M. (2014). Known-groups validity. In A. C. Michalos (Hrsg.), *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (S. 3481–3482). Springer.
- 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/10.1080/13603110903030089>
- Diedenhofen, B. & Musch, J. (2016). Cocron: A web interface and R package for the statistical comparison of cronbach's alpha coefficients. *International Journal of Internet Science*, 11(1), 51–60.
- Dunn, T. J., Baguley, T. & Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Eberl, D. (2000). *Gemeinsamer Unterricht von behinderten und nichtbehinderten Schülern in der Beurteilung von Schulleitern und Lehrern: Eine Untersuchung an Grund- und Sonderschulen in Nordrhein-Westfalen*. Wehle.
- Eberl, D. & Dumke, D. (2002). Bereitschaft von Grundschullehrern zum gemeinsamen Unterricht von behinderten und nichtbehinderten Schülern. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 49(1), 71–83.
- Fazio, R. H. & Zanna, M. P. (1981). Direct experience and attitude-behavior consistency. *Advances in Experimental Social Psychology*, 14, 161–202. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(08\)60372-X](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(08)60372-X)
- Feyerer, E., Dlugosch, A., Prammer-Semmler, E., Reibnegger, H., Niedermair, C. & Hecht, P. (2014). *Einstellungen und Kompetenzen von LehramtstudentInnen und LehrerInnen für die Umsetzung inklusiver Bildung: Forschungsprojekt BMUKK-20.040/0011-I/7/2011. Endbericht, April 2014*. http://www.bzib.at/fileadmin/Daten_PHOOE/Inklusive_Paedagogik_neu/BIZB/Downloads-Dokumente/Forschungsprojekt_Einstellungen_und_Kompetenzen_von_LehramtstudentInnen_und_LehrerInnen_fuer_die_Umsetzung_inklusive_Bildung.pdf
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50. <https://doi.org/10.1177/002224378101800104>
- Franz, E.-K., Heyl, V., Wacker, A. & Dörfler, T. (2019). Konstruktvalidierung eines Tests zur Erfassung von adaptiver Handlungskompetenz in heterogenen Gruppen. *Journal for Educational Research Online*, 11(2), 116–146. <https://www.waxmann.com/artikelART102950>
- Gäde, J. C., Schermelleh-Engel, K. & Brandt, H. (2020). Konfirmatorische Faktorenanalyse. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (3. Aufl., S. 615–658). Springer.
- Gebhardt, M., Schwab, S., Reicher, H., Ellmeier, B., Gmeiner, S., Rossmann, P. & Gasteiger Klicpera, B. (2011). Einstellungen von LehrerInnen zur schulischen Integration von Kindern mit einem sonderpädagogischen Förderbedarf in Österreich. *Empirische Sonderpädagogik*, 3, 275–290. <https://doi.org/10.25656/01:9328>
- Glasman, L. R. & Albarracín, D. (2006). Forming attitudes that predict future behavior: A meta-analysis of the attitude-behavior relation. *Psychological Bulletin*, 132(5), 778–822. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.132.5.778>
- Gorges, J., Grumbach, J., Micheel, S. A. & Neumann, P. (2020). Erfassung von Einstellungen zu Inklusion mit SACIE, EFI-L und KIESEL. *Diagnostica*, 66(4), 235–245. <https://doi.org/10.1026/0012-1924/a000253>
- Greve, W. (2021). Einstellung von Lehrenden als Gelingensbedingung für schulische Inklusion? Probleme und Potenziale eines komplexen Konstruktes. In C. Mähler & M. Hasselhorn (Hrsg.), *Tests und Trends der pädagogisch-psychologischen Diagnostik: Band 18. Inklusion: Chancen und Herausforderungen* (1. Auflage, S. 47–61). Hogrefe.
- Greve, W. & Hauenschild, K. (2017). Einstellungen zu Inklusion in der Schule – ein Schlüssel zum Gelingen einer tiefgreifenden Reform. *Diskurs*, 12(3), 313–328. <https://doi.org/10.3224/diskurs.v12i3.04>
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2014). *Multivariate data analysis* (7th edition). Pearson.
- Hartig, J., Frey, A. & Jude, N. (2020). Validität von Testwertinterpretationen. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (3. Aufl., S. 529–545). Springer.

- Hellmich, F., Görel, G. & Schwab, S. (2016). Einstellungen und Motivation von Lehramtsstudентinnen und -studenten in Bezug auf den inklusiven Unterricht in der Grundschule. Ein Vergleich zwischen Deutschland und Österreich. *Empirische Sonderpädagogik*, 8(1), 67–85. <https://doi.org/10.25656/01:11855>
- Hu, L. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Jury, M., Khamzina, K., Perrin, A.-L., Serour, N. & Guichardaz, E. (2021). What does the French public think about inclusive education? *Journal of Intellectual & Developmental Disability*, 46(4), 362–369. <https://doi.org/10.3109/13668250.2020.1863773>
- Kline, R. B. (2016). *Principles and practice of structural equation modeling* (4th ed.). Guilford.
- Krischler, M., Powell, J. J. W. & Pit-ten Cate, I. M. (2019). What is meant by inclusion? On the effects of different definitions on attitudes toward inclusive education. *European Journal of Special Needs Education*, 34(5), 632–648. <https://doi.org/10.1080/08856257.2019.1580837>
- Kunz, A., Luder, R. & Kassiss, W. (2021). Beliefs and attitudes toward inclusion of student teachers and their contact with people with disabilities. *Frontiers in Education*, 6, Artikel 650236. <https://doi.org/10.3389/educ.2021.650236>
- Kunz, A., Luder, R. & Moretti, M. (2010). Die Messung von Einstellungen zur Integration (EZI). *Empirische Sonderpädagogik*, 2(3), 83–94. <https://doi.org/10.25656/01:9350>
- Lautenbach, F. & Heyder, A. (2019). Changing attitudes to inclusion in preservice teacher education: A systematic review. *Educational Research*, 61(2), 231–253. <https://doi.org/10.1080/00131881.2019.1596035>
- Lüke, T. & Grosche, M. (2018). Konstruktion und Validierung der Professionsunabhängigen Einstellungsskala zum Inklusiven Schulsystem (PREIS). *Empirische Sonderpädagogik*, 10(1), 3–20. <https://doi.org/10.6084/m9.figshare.2245630>
- Lüke, T., Przibilla, B., Steiner, T. M., Patzelt, M. & Krämer, P. (2021). *Instrumente zur Messung von Einstellungen zu Inklusion*. <https://osf.io/zcb9h>
- MacCallum, R. C., Roznowski, M. & Necowitz, L. B. (1992). Model modifications in covariance structure analysis: The problem of capitalization on chance. *Psychological Bulletin*, 111(3), 490–504. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.111.3.490>
- McNeish, D. (2018). Thanks coefficient alpha, we'll take it from here. *Psychological Methods*, 23(3), 412–433. <https://doi.org/10.1037/met0000144>
- Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment. *American Psychologist*, 50, 741–749. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.50.9.741>
- Miesera, S., DeVries, J. M., Jungjohann, J. & Gebhardt, M. (2019). Correlation between attitudes, concerns, self-efficacy and teaching intentions in inclusive education evidence from German pre-service teachers using international scales. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 19(2), 103–114. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12432>
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory* (2nd ed.). McGraw-Hill.
- Olson, M. A. & Kendrick, R. V. (2008). Origins of attitudes. In W. D. Crano & R. Prislin (Hrsg.), *Attitudes and attitude change* (S. 111–130). Psychology Press.
- Oravec, L., Köb, S. & Boer, D. (2022). Einstellungen Musiklehramtsstudierender gegenüber schulischer Inklusion.: Eine Fragebogen-Studie. In M. Göllner, J. Knigge, A. Niessen & V. Weidner (Hrsg.), *43. Jahresband des Arbeitskreises Musikpädagogische Forschung* (S. 99–121). Waxmann Verlag GmbH. <https://doi.org/10.31244/9783830996125.07>
- Palmer, D. S., Borthwick-Duffy, S. A. & Widaman, K. F. (1998a). Influences on parent perceptions of inclusive practices for their children with mental retardation. *American Journal on Mental Retardation*, 103(3), 272–287. [https://doi.org/10.1352/0895-8017\(1998\)103%3C0272:iop-poi%3E2.0.co;2](https://doi.org/10.1352/0895-8017(1998)103%3C0272:iop-poi%3E2.0.co;2)
- Palmer, D. S., Borthwick-Duffy, S. A. & Widaman, K. F. (1998b). Parent perceptions of inclusive practices for their children with significant cognitive disabilities. *Exceptional Children*, 64(2), 271–282. <https://doi.org/10.1177/001440299806400209>
- Pit-ten Cate, I. M., Markova, M., Krischler, M. & Krolak-Schwerdt, S. (2018). Promoting inclusive education: The role of teachers' competence and attitudes. *Insights into Learning Disabilities*, 15(1), 49–63.

- Putnick, D. L. & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Scherelleh-Engel, K., Moosbrugger, H. & Müller, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: Tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*, 8, 23–74. <https://doi.org/10.23668/psycharchives.12784>
- Schulze, S., Lüke, T., Schröter, A., Krause, K. & Kuhl, J. (2019). Replikationsstudie zur Testgüte der Professionsunabhängigen Einstellungsskala zum Inklusiven Schulsystem – ein Beitrag zur Validierung. *Unterrichtswissenschaft*, 47(2), 201–219. <https://doi.org/10.1007/s42010-018-00034-3>
- Schwab, S. & Helm, C. (2015). Überprüfung von Messinvarianz mittels CFA und DIF-Analysen. *Empirische Sonderpädagogik*, 7(3), 175–193. <https://doi.org/10.25656/01:11380>
- Schwab, S. & Seifert, S. (2015). Einstellungen von Lehramtsstudierenden und Pädagogikstudierenden zur schulischen Inklusion – Ergebnisse einer quantitativen Untersuchung. *Zeitschrift für Bildungsforschung*, 5(1), 73–87. <https://doi.org/10.1007/s35834-014-0107-7>
- Schwarz, N. (2008). Attitude measurement. In W. D. Crano & R. Prislin (Hrsg.), *Attitudes and attitude change* (S. 41–60). Psychology Press.
- Seifried, S. (2015). *Einstellungen von Lehrkräften zu Inklusion und deren Bedeutung für den schulischen Implementierungsprozess – Entwicklung, Validierung und strukturgleichungsanalytische Modellierung der Skala EFI-L* [Dissertation]. Pädagogische Hochschule Heidelberg, Heidelberg.
- Seifried, S. & Heyl, V. (2016). Konstruktion und Validierung eines Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte (EFI-L). *Empirische Sonderpädagogik*, 8(1), 22–35. <https://doi.org/10.25656/01:11852>
- 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 (Hrsg.), *Reimagining practice: Researching change* (S. 62–69). School of Cognition, Language, and Special Education, Griffith University. <https://research-repository.griffith.edu.au/handle/10072/1694>
- Takala, M. & Sirkko, R. (2022). Pre-service teachers' attitudes towards inclusion in Finland. *Support for Learning*, 37(3), 377–398. <https://doi.org/10.1111/1467-9604.12415>
- Tempel, T. (2022). Asking about inclusion: Question order and social desirability influence measures of attitudes towards inclusive education. *European Journal of Special Needs Education*, Advance online publication. <https://doi.org/10.1080/08856257.2023.2162666>
- Tomarken, A. J. & Waller, N. G. (2003). Potential problems with “well fitting” models. *Journal of Abnormal Psychology*, 112(4), 578–598. <https://doi.org/10.1037/0021-843X.112.4.578>
- Trumpa, S., Janz, F., Heyl, V. & Seifried, S. (2014). Einstellungen zu Inklusion bei Lehrkräften und Eltern – Eine schulartspezifische Analyse. *Zeitschrift für Bildungsforschung*, 4(3), 241–256. <https://doi.org/10.1007/s35834-014-0103-y>
- Weber, K. E. & Greiner, F. (2019). Development of pre-service teachers' self-efficacy beliefs and attitudes towards inclusive education through first teaching experiences. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 19(S1), 73–84. <https://doi.org/10.1111/1471-3802.12479>
- Woll, A. (2017). *Kontaktbedingungen zwischen Menschen mit und ohne Behinderung als Prädiktoren von Einstellungen zu Inklusion* [Dissertation]. Pädagogische Hochschule Heidelberg, Heidelberg.

Autorinnen- und Autorenhinweis

 Tobias Tempel
<https://orcid.org/0000-0002-9680-1237>

 Gerolf Renner
<https://orcid.org/0000-0002-6161-7317>

 Gitta Reuner
<https://orcid.org/0000-0003-2533-0666>

Korrespondenzadresse:
Prof. Dr. Tobias Tempel
PH Ludwigsburg, Reuteallee 46
D-71634 Ludwigsburg
tobias.tempel@ph-ludwigsburg.de

Erstmals eingereicht: 08.02.2023
Überarbeitung eingereicht: 30.05.2024
Angenommen: 05.08.2024

Offene Daten	Datenfiles können unter renner@ph-ludwigsburg.de angefragt werden.
Offener Code	Syntax der verwendeten Analysen unter renner@ph-ludwigsburg.de angefragt werden.
Offene Materialien	Die verwendeten Fragebogen können Syntax der verwendeten Analysen unter renner@ph-ludwigsburg.de angefragt werden.
Präregistrierung	keine Angabe
Votum Ethikkommission	Ethikkommission der Universität Heidelberg
Finanzielle und weitere sachliche Unterstützung	Die Studie wurde in Höhe von € 891,50 gefördert von PH Ludwigsburg.
Autorenschaft	Konzeption der Studie: GeR, TT, GiR; Datenerhebung: GeR, TT, GiR; Datenanalyse: GeR;Manuskript verfasst von GeR; Manuskript kommentiert und bearbeitet: GiR, TT.