

*Empirische Sonderpädagogik*, 2016, Nr. 1, S. 22-35  
ISSN 1869-4845 (Print) · ISSN 1869-4934 (Internet)

## Konstruktion und Validierung eines Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte (EFI-L)

*Stefanie Seifried & Vera Heyl*

*Pädagogische Hochschule Heidelberg*

### Zusammenfassung

Im vorliegenden Beitrag wird die Konstruktion und Validierung des „Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte“ (EFI-L) dargestellt. Ziel der Studie war es, einen Fragebogen für Lehrkräfte zu erstellen, der sowohl die kognitive als auch die behaviorale sowie die affektive Komponente der Einstellung zu Inklusion abbildet und dabei schüler- sowie lehrerbezogene Einstellungen berücksichtigt. Die Validierung des Instruments wurde an einer Stichprobe von  $n = 652$  Lehrkräften an Grund-, Sonder- und weiterführenden Schulen vorgenommen. Über eine Hauptkomponentenanalyse sowie eine konfirmatorische Faktorenanalyse (Strukturgleichungsmodellierung) konnte eine dreifaktorielle Struktur identifiziert werden, die die beiden schülerbezogenen Faktoren „Fachliche Förderung im inklusiven Unterricht“ und „Soziale Inklusion im Unterricht“ umfasst sowie den lehrerbezogenen Faktor „Persönliche Bereitschaft zu inklusivem Unterricht“. Die Faktoren bilden sowohl kognitive als auch behavioral-affektive Komponenten der Einstellung ab.

Schlüsselwörter: Inklusion, Bildung, Einstellungen, Lehrkräfte

### Construction and Validation of a Questionnaire on Attitudes towards Inclusion for Teachers

#### Abstract

This paper describes the construction and validation of the “Questionnaire on Attitudes towards Inclusion for Teachers”. The study aims to develop a questionnaire for teachers that comprises cognitive, behavioral, as well as affective components of attitudes towards inclusion and at the same time considers student- and teacher-focused attitudes. Validation was conducted based on data from  $n = 652$  primary school, secondary school, and special education teachers. Principal component analysis and confirmatory factor analysis (structural equation modeling) identified a three-dimensional structure involving two student-focused factors, i.e., “Promoting academic competencies in inclusive classrooms” and “Social inclusion in school”, and the teacher-focused factor “Individual readiness for inclusive education”. The factors represent cognitive and behavioral-affective attitude components.

Keywords: Inclusion, education, attitudes, teachers

### *Theoretischer Hintergrund*

Die Bundesrepublik Deutschland hat sich nicht zuletzt mit der Ratifizierung der UN-Behindertenrechtskonvention (UN-BRK) im März 2009 dazu verpflichtet, ein inklusives Bildungssystem zu schaffen, das auch Menschen mit Beeinträchtigungen den gleichberechtigten Zugang zu allgemeinen Schulen und inklusivem Unterricht ermöglicht (United Nations [UN], 2006). Die Anforderungen an ein solches System und an die beteiligten Akteurinnen und Akteure sind hoch. Als einer der maßgeblichen Gelingensfaktoren zur Implementation inklusiver Schulen wird die Einstellung der Handelnden im Bildungssystem angesehen (Ahmmed, Sharma & Duppeler, 2012; Avramidis & Norwich, 2002; Boyle, Topping & Jindal-Snape, 2013; de Boer, 2012). Einstellungen spielen auch in gängigen Kompetenzmodellen von Lehrkräften (Baumert & Kunter, 2013; Darling-Hammond & Bransford, 2005) eine zentrale Rolle. In diesen Modellen werden unter Einstellungen professionelle Werte, Überzeugungen, subjektive Theorien, normative Präferenzen und Ziele verstanden, die die spezifische Handlungskompetenz von Lehrkräften entscheidend mitbestimmen. Insbesondere die Ausprägungen der Berufsmoral, in der sich die individuellen Einstellungen von Lehrkräften manifestieren, sind sowohl für den Umgang mit Heterogenität als auch für die Unterstützungsqualität von Lernumgebungen oder die bevorzugten Referenznormen bei der Leistungsbewertung wegweisend (Baumert & Kunter, 2013). Einstellungen von Lehrkräften können somit als pädagogisch relevante, implizite oder explizite, subjektiv für wahr gehaltene Konzeptionen definiert werden, die die Wahrnehmung der Umwelt und das Handeln in der Interaktion mit Schülerinnen und Schülern grundlegend beeinflussen (Op't Eynde, De Corte & Verschaffel, 2002) und maßgeblich für die Gestaltung der schulischen Lernumgebung sind (Darling-Hammond & Bransford, 2005).

Nach dem Dreikomponentenmodell beinhalten Einstellungen sowohl in der Wahrnehmung von als auch in der Reaktion auf ein Einstellungsobjekt affektive (z.B. Gefühle wie Freude oder Angst), behaviorale (mit dem Einstellungsobjekt verbundene Verhaltensweisen) und kognitive (Meinungen, Überzeugungen) Dimensionen (Ajzen, 2005; Eagly & Chaiken, 1993; Rosenberg & Hovland, 1960). Neben der kognitiven Komponente ist insbesondere der prospektive behaviorale Aspekt der Einstellung, also die konkrete Bereitschaft der Lehrkraft zur Umsetzung von Inklusion, von großer Bedeutung (Bless, 2007; Sermier Dessemonet, Benoit & Bless, 2011; Urton, Wilbert & Hennemann, 2014). Während die kognitive Bewertung von Inklusion oft positiv ist, ist die konkrete, persönliche Bereitschaft zur Umsetzung der selbigen meist deutlich zurückhaltender (Avramidis & Norwich, 2002; Eberl, 2000; Savolainen, Engelbrecht, Nel & Malinen, 2012; Wocken, 2010).

Fichten, Schipper und Cutler (2005) weisen mit ihrer Unterscheidung von selbst- und fremdbezogenen Einstellungen auf eine weitere Differenzierung des Einstellungs-konstrukts hin. Selbstbezogene Einstellungen beziehen sich den Autorinnen und Autoren zufolge auf die eigene Person in einem bestimmten Kontext, während sich fremdbezogene Einstellungen auf andere Personen beziehen. Diese inhaltliche Unterscheidung erscheint bedeutsam, da es empirische Hinweise darauf gibt, dass sich durch Einstellungsänderungsmaßnahmen wie z.B. längerfristigen Kontakt zwar die selbstbezogenen Einstellungen zu Menschen mit Behinderung signifikant positiv verändern, die fremdbezogenen jedoch eher gleich bleiben (Fichten et al., 2005). Selbstbezogene Einstellungen von Lehrkräften zu Inklusion wären dem Konzept entsprechend Gedanken und Gefühle der Lehrkraft zu ihrer eigenen Person im inklusiven Unterricht, also die bereits erwähnte persönliche Bereitschaft sowie die affektive Haltung der Lehrkraft zu Inklusion (im Weiteren auch als lehrerbezogene Einstellungen

bezeichnet). Unter fremdbezogene Einstellungen von Lehrkräften zu Inklusion ließe sich im Wesentlichen die Sichtweise der Lehrkraft auf die Schülerinnen und Schüler im inklusiven Unterricht, auf mögliche Auswirkungen inklusiver Beschulung auf das soziale Klima sowie auf die Förderung aller Schülerinnen und Schüler fassen (im Weiteren auch als schülerbezogene Einstellungen bezeichnet).

### **Verfahren zur Erfassung von Einstellungen von Lehrkräften zu Inklusion**

Auch wenn der Bedeutung der Einstellung von Lehrkräften zu Inklusion eine herausragende Rolle zugeschrieben wird, existieren bislang nur wenige geeignete Testinstrumente zur Einstellungserhebung, die sowohl formal als auch inhaltlich überzeugen (Bryer, Grimbeek, Beamish & Stanley, 2004; Cullen, Gregory & Noto, 2010; Kunz, Luder & Moretti, 2010; Sze, 2009). Viele Verfahren wurden an geringen Stichprobengrößen validiert und/oder weisen lediglich überblicksartige (z.B. explorative Faktorenanalyse, Cronbachs Alpha) oder keine statistischen Überprüfungen der Testgültigkeit und Reliabilitäten auf (z.B. „Teacher Attitudes Toward Inclusion“ TATI, Stanley, Grimbeek, Bryer & Beamish, 2003, N = 17; „Teacher Attitudes Toward Inclusion Scale“ TATIS, Cullen et al., 2010, N = 35; Einstellungen zur Integration EZI-D, Kunz et al., 2010, N = 110; „My Thinking About Inclusion“ MTAI, Stoiber, Gettinger & Goetz, 1998, N = 128).

Viele Instrumente fokussieren lediglich Teilbereiche des Einstellungskonstrukts. So existieren Fragebögen, die sich auf die Befürchtungen von Lehrkräften zu Inklusion beziehen (z.B. „Concerns about Integrated Education“ CIE, Sharma & Desai, 2002, N = 484), die die Bereitschaft von Lehrkräften zu Inklusion in Abhängigkeit von der Behinderungsform untersuchen (z.B. „Attitudes Toward Inclusive Education Scale“ ATIES, Wilczenski, 1995, N = 445; „Te-

acher Integration Attitudes Questionnaire“ TIAQ, Sideridis & Chandler, 1997, N = 110) oder die die Einstellung zu schülerbezogenen Aspekten von Inklusion erheben (TATI, Stanley et al., 2003; EZI-D, Kunz et al., 2010). Im angloamerikanischen Sprachraum wurde von Palmer und Kollegen das Instrument „Parent Attitudes Toward Inclusion“ (PATI) zur Befragung von Eltern entwickelt, das an einer US-amerikanischen (N = 460) und an einer australischen (N = 27) Stichprobe getestet wurde (Palmer, Borthwick-Duffy & Widaman, 1998; Palmer, Borthwick-Duffy, Widaman & Best, 1998; Palmer, Fuller, Arora & Nelson, 2001). Der Fragebogen wurde in einer Follow-up Studie von Stanley et al. (2003) für die Befragung von Lehrkräften modifiziert und als „Teacher Attitudes Toward Inclusion“ (TATI, N = 17) veröffentlicht. Beide Instrumente umfassen je 11 kognitiv basierte Items, die die drei Bereiche *Qualität der schulischen Förderung, soziale Akzeptanz und Selbstakzeptanz* und *Vorteile für das integrierte Kind und die Klasse* umfassen. Kunz et al. (2010) haben die englischsprachigen Instrumente für die Verwendung in der Schweiz sprachlich angepasst. Die getrennten Fragebögen für Lehrkräfte „Einstellungen zur Integration“ (EZI-D Lehrpersonen, ursprünglich TATI) und für Eltern (EZI-D Eltern, ursprünglich PATI) blieben erhalten. Aufgrund einer explorativen faktorenanalytischen Untersuchung (N = 672 Lehrkräfte, Eltern und Lehramtsstudierende) erschien den Autoren eine Aufteilung in eine zweifaktorielle Struktur sinnvoller. Die insgesamt elf Items verteilen sich im EZI-D auf die Dimensionen *Schulische Förderung und Unterstützung* (sieben Items) und *Soziale Integration* (vier Items).

De Boer, Timmerman, Pijl und Minnaert (2012) haben mit dem „Attitude Survey Towards Inclusive Education“ (ASIE) ein Testinstrument entwickelt, das alle drei Einstellungskomponenten (affektiv, behavioral und kognitiv) empirisch abzubilden versucht. Das Instrument wurde an Grundschullehrkräften (N = 45) sowie Eltern

(N = 420) evaluiert. Auch nach mehreren Überarbeitungsschritten konnte die dreifaktoriell angelegte Struktur nicht bestätigt werden, die Daten sprechen vielmehr für eine eindimensionale Lösung. Affektive, behaviorale und kognitive Komponenten der Einstellungen zu Inklusion scheinen somit zwar theoretisch bedeutsam zu sein, aber zu eng zusammenzuhängen, um empirisch voneinander abgrenzbar zu sein.

Darüber hinaus finden sich Instrumente, die an Stichproben von Lehramtsstudierenden entwickelt wurden und neben der Einstellung zu Inklusion auch Selbstwirksamkeitserwartungen im inklusiven Unterricht erfassen, beispielsweise der Fragebogen von Kopp (2009) sowie ein aktuelles Instrument, das zum Zeitpunkt der Durchführung der vorliegenden Studie noch nicht verfügbar war („Kurzskalen zur inklusiven Einstellung und Selbstwirksamkeit von Lehrpersonen“ KIESEL, Bosse & Spörer, 2014). Kopp (2009) untersuchte die Einstellung von Studierenden des Lehramtes an Grundschulen und konzipierte hierfür ein Instrument, das die inklusiven Überzeugungen der Studierenden anhand von drei sowie die Selbstwirksamkeit anhand von vier Faktoren sehr umfangreich, aber wenig ökonomisch erfasst. Auch die zum Teil eher wenig zufriedenstellenden Reliabilitäten der Faktoren und mehrere Doppelladungen lassen den Fragebogen noch nicht ausgereift erscheinen.

### **Ziele und Hypothesen**

Reliable Instrumente für Lehrkräfte, die inhaltlich sowohl schülerbezogene Einstellungen (Einschätzung der Möglichkeiten leistungsbezogener Förderung in inklusiven Settings, Einschätzung der Auswirkung auf das soziale Miteinander) als auch lehrerbezogene Einstellungen (Bereitschaft zur Umsetzung und emotionales Erleben von Inklusion) erheben und neben der kognitiven Komponente auch die behaviorale sowie die affektive Komponente des Einstellungs-konstrukts fokussieren, fehlen bislang (Bos-

se & Spörer, 2014; de Boer, Pijl & Minnaert, 2011).

Um dieses Forschungsdesiderat zu bearbeiten, werden in der vorliegenden Studie eingeführte Skalen zur Einstellungserhebung weiterentwickelt und ergänzt. Zentrales Ziel dabei ist, ein geeignetes Messinstrument zur Befragung von Lehrkräften zu entwickeln, das strengen Gütekriterien genügt, inhaltlich sowohl schüler- als auch lehrerbezogene Faktoren umfasst und zur Erfassung des globalen Konstrukts der Einstellung sowohl kognitive als auch verhaltensnahe und affektive Komponenten enthält. Als Ausgangspunkt dient aufgrund seiner überzeugenden Reliabilität ( $\alpha = .85$ ) der Fragebogen EZI-D für Lehrpersonen (Kunz et al., 2010). Der EZI-D enthält ausschließlich Items zu schülerbezogenen Einstellungen, die als Meinungen und Überzeugungen formuliert sind (kognitive Einstellungskomponente) und die sich überwiegend auf mögliche Auswirkungen einer inklusiven Beschulung auf Schülerinnen und Schüler mit Beeinträchtigungen beziehen. Diese sollen ergänzt werden um Items, die sich auf die Lehrperson im inklusiven Unterricht beziehen (lehrerbezogene Einstellungen) und verhaltens- oder affektbezogen formuliert sind, sowie um Items, die sich auf mögliche Auswirkungen von Inklusion auf *alle* Schülerinnen und Schüler beziehen.

Vor dem Hintergrund der dargestellten Befunde geht die vorliegende Studie davon aus, dass eine empirische Abgrenzung von Einstellungsdimensionen auf der Grundlage inhaltlicher Dimensionen wie Einstellungen zu sozialer vs. unterrichtsbezogener Inklusion (vgl. Kunz et al., 2010; Stanley et al., 2003) oder selbst- vs. fremdbezogene Einstellungen leichter gelingen könnte als auf der Grundlage der theoretisch postulierten affektiven, behavioralen und kognitiven Einstellungskomponenten (vgl. Ajzen, 2005; de Boer et al., 2012). Aus dieser grundsätzlichen Überlegung heraus resultieren die folgenden drei Hypothesen: (1) Den Ausführungen von Fichten et al. (2005) folgend lassen sich schülerbezogene und lehrerbe-

zogene Faktoren voneinander abgrenzen. (2) Die zweifaktorielle Struktur der schülerbezogenen, kognitiv basierten Einstellungen des EZI-D (*Schulische Förderung und Unterstützung und Soziale Integration*) lässt sich replizieren. (3) Es lässt sich ein lehrerbezogener Faktor identifizieren, der die affektive und die behaviorale Einstellungskomponente umfasst.

## Methoden

### Stichprobe

Die Studie richtete sich an Lehrkräfte an allgemeinbildenden Schulen in öffentlicher Trägerschaft in den Schulamtsbezirken Mannheim und Heidelberg. Um gewährleisten zu können, dass in der Stichprobe vergleichbar große Teilgruppen berücksichtigt werden, wurden in jeder Schulart gleich viele Fragebögen verteilt, so wurden bei Schularten mit kleineren Kollegien mehr Schulen in die Befragung einbezogen (sog. oversampling). In den zufällig ausgewählten Schulen wurde jeweils eine Vollerhebung angestrebt.

Durch den Ausschluss aller Fälle, bei denen mehr als 50% der Daten fehlten, wurden insgesamt 2.1% der Fälle nicht in die Analysen einbezogen. Somit mussten 14 der ursprünglich 666 Fälle (Rücklaufquote 40.6%) entfernt werden. Die bereinigte

Stichprobe umfasst insgesamt 652 Lehrkräfte an 71 allgemeinbildenden Schulen in öffentlicher Trägerschaft in den Schulamtsbezirken Mannheim und Heidelberg. Die detaillierte Aufschlüsselung nach Schulart und Stadt ist Tabelle 1 zu entnehmen.

Die Befragten waren zum Zeitpunkt der Erhebung durchschnittlich 43 bis 44 Jahre alt, wobei sich zwischen den Schularten keine signifikanten Unterschiede finden ( $F_{2,651} = .70$ ;  $p = .496$ ). Etwa 90 bis 95 Prozent der befragten Lehrkräfte an Grund- und Sonderschulen sind weiblich; ein signifikant höherer Anteil als bei Lehrkräften an weiterführenden Schulen (69.0%;  $\chi^2_{2,651} = 55.32$ ;  $p < .001$ ).

Bezogen auf die Gesamtzahl von 2693 beschäftigten Lehrkräften in den Schulamtsbezirken Mannheim und Heidelberg in den Schuljahren 2011/12 und 2012/13 (Statistisches Landesamt Baden-Württemberg, 2015) sind die Daten von insgesamt 24.2% der Gesamtpopulation an Lehrkräften (18.5% in Mannheim und 39.8% in Heidelberg) in die Studie eingeflossen.

Für die anonymisierte Erhebung wurde eine paper-and-pencil-Befragung konzipiert, deren Entwicklung und Validierung im Folgenden näher ausgeführt wird.

### Instrumente

Der Fragebogen EZI-D für Lehrkräfte (Kunz et al., 2010) diente als Grundlage für die Er-

Tabelle 1: Stichprobe

Einbezogene Schularten	Mannheim		Heidelberg		Lehrkräfte gesamt		
	Schulen (n)	Lehrkräfte (n)	Schulen (n)	Lehrkräfte (n)	(n)	Alter (M, SD)	weiblich (%)
Sonderschulen	6	75	4	45	120	43.56 (11.13)	89.83%
Grundschulen	12	88	17	98	186	44.22 (11.60)	94.02%
Weiterführende Schule	19	203	13	143	346	44.93 (11.86)	69.03%
<b>Gesamt</b>	<b>37</b>	<b>366</b>	<b>34</b>	<b>286</b>	<b>652</b>	<b>44.48 (11.65)</b>	<b>80.03%</b>

fassung kognitiv basierter schülerbezogener Einstellungen. Die Items aus dem EZI-D wurden an den deutschen Sprachgebrauch und Schulkontext angepasst (z.B. Sonderschulklasse statt Kleinklasse). Ferner wurden alle Aspekte, die sich auf integrative Settings beziehen, im Hinblick auf Inklusion umformuliert (z.B. inklusive Schulklasse statt Regelklasse). In diesem Zusammenhang wurden auch zeitliche Aspekte des gemeinsamen Unterrichts ausgeklammert (z.B. „Je mehr Zeit Kinder mit besonderen pädagogischen Bedürfnissen in einer Regelklasse verbringen, desto ...“), da in inklusiven anders als in integrativen Klassen alle Kinder weitestgehend gemeinsam unterrichtet werden sollen. Ferner sollten die Items für Lehrkräfte und Eltern gleichermaßen einsetzbar sein, sodass sie in ihrer Länge gekürzt und so prägnant und einfach wie möglich formuliert wurden. Tabelle 2 können alle Items entnommen werden, die im Fragebogen enthalten waren. In der linken Spalte sind die ursprünglichen Formulierungen der Original-Items dargestellt, der rechten Spalte ist die überarbeitete Version zu entnehmen.

Ergänzende Items zu im EZI-D nicht enthaltenen lehrerbezogenen Einstellungen, die verhaltens- oder affektbezogen formuliert sind, sowie zu möglichen Auswirkungen von Inklusion auf alle Schülerinnen und Schüler, fanden sich bei Eberl (2000). Sie wurden als Aussagen formuliert und auf inklusive Settings bezogen in das Testinstrument aufgenommen (z.B. „Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten“; „In einer inklusiven Klasse können sowohl die Kinder mit Beeinträchtigungen als auch die Kinder ohne Beeinträchtigungen ihren Möglichkeiten entsprechend gefördert werden.“).

Die ausgewählten Items laden in der ursprünglichen Version auf unterschiedlichen Faktoren. Ob sich im zu entwickelnden Testinstrumentarium eine eindimensionale Struktur herstellen lässt, muss untersucht werden. Alle Items sind 6-stufig likertskaliert. Die Pole reichen von 1 = „stimme

ganz und gar nicht zu“ bis 6 = „stimme voll und ganz zu“. Darüber hinaus wurden Alter und Geschlecht erfasst.

Weitere Skalen und Fragebereiche des Fragebogens sind nicht Gegenstand der vorliegenden Analysen und werden daher nicht dargestellt.

### *Auswertungsmethoden*

Um das entwickelte Instrumentarium auf dessen grundsätzliche Eignung hin zu überprüfen, wurde eine Pilotstudie mit  $N = 45$  Lehramtsstudierenden der Pädagogischen Hochschule Heidelberg durchgeführt. Am Instrument wurden daraufhin kleinere sprachliche Änderungen vorgenommen, die insbesondere auf eine bessere Verständlichkeit abzielen.

Die Daten der Hauptstudie wurden mit SPSS Statistics 22 und AMOS 22 (IBM) ausgewertet. Um eine saubere Auswertung der Fragebogendaten gewährleisten zu können und gravierende Verzerrungen und Verfälschungen statistischer Prozeduren durch fehlende Werte (Missings) zu vermeiden (Graham, 2012; Wirtz, 2004), wurden alle Fälle, bei denen mehr als 50% der Daten fehlten, aus den Analysen ausgeschlossen (Graham, 2012). Als führende State-of-the-Art-Methode zum Umgang mit fehlenden Werten wurde die Multiple Imputation angewendet (Marchenko & Reiter, 2009; Rubin, 2004; Schafer & Graham, 2002). Mittels der Markov-Chain-Monte-Carlo (MCMC)-Methode (Schunk, 2008; Schafer, 1999) wurden für die betreffenden Variablen, die im Durchschnitt etwa 4% fehlende Werte enthielten (Range: 2.6%-6.9%), jeweils zehn Imputationen anhand von 200 Iterationen (Rubin, 2004) erstellt und die Werte zu einem kombinierten Datensatz zusammengefasst. Mit dem vollständig imputierten Datensatz wurde für eine erste exploratorische Orientierung eine Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation gerechnet, die eine Einfachstruktur durch eine möglichst hohe Trennschärfe der einzelnen Faktoren ermöglicht.

Um die Messfehlervarianzen im Messmodell abschätzen und die konvergente und diskriminante Validität des latenten Konstrukts, auf dem das Messinstrument aufbaut, überprüfen zu können, wurde im nächsten Schritt eine konfirmatorische Faktorenanalyse gerechnet. Eine Konstruktvalidierung anhand konstruktnaher und konstruktferner Messverfahren wurde nicht vorgenommen. Da für die konfirmatorische Faktorenanalyse keine imputierten Datensätze verwendet werden können, wurden die fehlenden Werte mit dem in AMOS 22 implementierten Full-Information-Maximum-Likelihood (FIML)-Schätzalgorithmus berechnet. Als Maße zur Betrachtung der globalen Güte des Modells wurden neben dem normierten Chi-Quadrat-Wert, der so gering wie möglich sein sollte, aber höchstens zwischen 2 und 5 liegen darf (Weiber & Mühlhaus, 2014), auch folgende alternative Indices mit entsprechenden Cut-off-Werten genutzt (Hair, Black, Babin & Anderson, 2014; Ullmann, 2014): Für ein akzeptables Modell sollten der CFI (Comparative Fit Index), der TLI (Tucker Lewis Index) und der AGFI (Adjusted Goodness of Fit Index) Werte  $\geq .9$ , und der RMSEA (Root Mean Square Error of approximation) sowie der SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) Werte  $\leq .08$  erreichen. Wegen der hohen Störanfälligkeit des normierten Chi-Quadrat-Wertes bei größeren Stichproben wurde ferner das Hoelter-Kriterium betrachtet. Dieses gibt die kritische Stichprobengröße an, bei der das betrachtete Modell gerade noch akzeptiert werden kann.

Der Fokus der Analyse lag auf der Identifizierung der bestmöglichen Modellspezifikation. Um zu entscheiden, ob die Datenstruktur am besten über ein einfaktorielles oder ein mehrfaktorielles Modell abgebildet werden kann, wurden zusätzlich zu den bereits genannten Fitmaßen die Informationskriterien AIC (Akaike Information Criterion), BIC (Bayes Information Criterion) und CAIC (Consistent Akaike Information Criterion) genutzt, die neben der Modellanpassung auch die Anzahl der Parameter des Modells

und die Stichprobengröße einbeziehen. Es sollte die Modellalternative gewählt werden, bei der die drei Informationskriterien die geringsten Werte annehmen (Hair et al., 2014; Kline, 2011; Urban & Mayerl, 2014; Weiber & Mühlhaus, 2014).

Zur Überprüfung des Messmodells wurden für alle Faktoren Cronbachs Alpha und für alle Items die Inter-Item-Korrelationen sowie die Korrigierten-Item-Skala-Korrelationen (Trennschärfen) berechnet. Für reliable Messinstrumente sollte Cronbachs Alpha  $\geq .7$ , die Inter-Item-Korrelation  $\geq .3$  und die Korrigierte-Item-Skala-Korrelation  $\geq .5$  betragen (Weiber & Mühlhaus, 2014).

Zur Überprüfung der diskriminanten Validität wurden des Weiteren die jeweiligen Faktorreliabilitäten betrachtet und die durchschnittliche, je Faktor extrahierte Varianz (DEV) berechnet. Diese sollte  $\geq .5$  betragen (Fornell-Larcker-Kriterium; Fornell & Larcker, 1981).

## Ergebnisse

Mit einem KMO-Wert von .92 ist die Gesamtheit der Variablen sehr gut für die Anwendung einer Faktorenanalyse geeignet (Kaiser-Meyer-Olkin-Kriterium; Kaiser & Rice, 1974), was auch mit  $p < .001$  über den Bartlett-Test auf Sphärizität bestätigt wird. Die Extraktion liefert nach dem Kaiser-Kriterium drei Faktoren, die insgesamt 64.4% der Varianz der Ausgangsvariablen aufklären. Eine detaillierte Darstellung der Items und der Faktorenladungen ist Tabelle 2 zu entnehmen.

Von den insgesamt 19 Items, die sich auf die drei Faktoren verteilt haben, musste aufgrund von niedrigen Werten innerhalb der Korrigierten-Item-Skala-Korrelation (KISK = .35) ein Item (EI21: „Der Unterricht in einer inklusiven Klasse bedeutet eine Umstellung meiner unterrichtlichen Arbeit.“) eliminiert werden. Die Korrigierte-Item-Skala-Korrelation der übrigen 18 Items liegt bei  $\geq .6$  und kann somit als gut bezeichnet werden. Die Inter-Item-Korrelation

Tabelle 2: Ergebnisse der explorativen Faktorenanalyse

		<b>Faktor 1</b>	<b>Faktor 2</b>	<b>Faktor 3</b>
E101	Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse letztendlich besser gefördert.*	<b>.792</b>	.156	.203
E106	Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, hat das auch Vorteile für die anderen Kinder, so dass mögliche Schwierigkeiten mehr als aufgewogen werden.*	<b>.645</b>	.228	.380
E107	In einer inklusiven Klasse können sowohl die Kinder mit Beeinträchtigungen als auch die Kinder ohne Beeinträchtigungen ihren Möglichkeiten entsprechend gefördert werden.**	<b>.733</b>	.355	.265
E110	Es ist in der inklusiven Schulklasse möglich, die meisten Unterrichtsstunden und Materialien anzupassen, um Kindern mit besonderen Bedürfnissen gerecht zu werden.*	<b>.604</b>	.467	.145
E112	Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, bekommen sie letztendlich nicht die spezielle Unterstützung, die sie brauchen.* (recodiert)	<b>.694</b>	.309	.164
E115	Die Qualität des Unterrichts wird besser, wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen dabei sind und miteinbezogen werden.*	<b>.674</b>	.326	.185
E116	Kinder mit besonderen Bedürfnissen werden in einer inklusiven Schulklasse gleich gut unterstützt wie in einer Sonderschulklasse.*	<b>.796</b>	.236	.144
E117	Kinder mit besonderen Bedürfnissen können in einer inklusiven Schulklasse Bedeutsameres lernen als in einer Sonderschulklasse.*	<b>.720</b>	.024	.187
E109	Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten.**	.387	<b>.647</b>	.191
E121	Der Unterricht in einer inklusiven Klasse bedeutet eine Umstellung meiner unterrichtlichen Arbeit.** (recodiert)	.045	<b>.567</b>	-.099
E123	Der Unterricht in einer inklusiven Klasse macht mir Angst.** (recodiert)	.122	<b>.718</b>	.166
E124	Aufgrund meiner bisherigen Ausbildung (einschließlich Fortbildung) fühle ich mich qualifiziert, eine inklusive Klasse zu übernehmen.**	.233	<b>.737</b>	.046
E125	Für den Unterricht in einer inklusiven Klasse fühle ich mich prinzipiell nicht kompetent.** (recodiert)	.260	<b>.698</b>	.168
E126	Ich empfinde den Unterricht in einer inklusiven Klasse für mich als zu belastend.** (recodiert)	.371	<b>.666</b>	.197
E102	Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse von den anderen Kindern schlecht behandelt werden.* (recodiert)	.049	.137	<b>.819</b>
E104	Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden sich in einer inklusiven Schulklasse allein und ausgeschlossen fühlen.* (recodiert)	.306	.084	<b>.733</b>
E108	Die Veränderungen hinsichtlich des sozialen Klimas durch die Inklusion von Kindern mit besonderen Bedürfnissen schätze ich positiv ein.**	.465	.130	<b>.543</b>
E113	Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, dann finden sie dort auch Freundinnen und Freunde.*	.213	.006	<b>.649</b>
E119	Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden in einer inklusiven Schulklasse von den anderen Kindern gut behandelt werden.*	.189	.089	<b>.793</b>

Anmerkungen. Die Ladungen der zu einem Faktor gehörigen Items sind fett gedruckt. Die grau hinterlegten Items wurden aufgrund von weiteren Analysen ausgeschlossen. \*Adaptiertes Item der EZI-D-Skala (Kunz et al., 2010); \*\* Adaptiertes Item aus der Untersuchung von Eberl (2000)



nimmt bei allen Items Werte zwischen .3 und .5 an und kann ebenfalls als gut betrachtet werden.

Es konnten drei Items (EI06: „Wenn Kinder mit besonderen Bedürfnissen in einer inklusiven Schulklasse sind, hat das auch Vorteile für die anderen Kinder, so dass mögliche Schwierigkeiten mehr als aufgewogen werden.“, EI08: „Die Veränderungen hinsichtlich des sozialen Klimas durch die Inklusion von Kindern mit besonderen Bedürfnissen schätze ich positiv ein.“, EI10: „Es ist in der inklusiven Schulklasse möglich, die meisten Unterrichtsstunden und Materialien anzupassen, um Kindern mit besonderen Bedürfnissen gerecht zu werden.“) identifiziert werden, die auf mehreren Faktoren hohe Ladungen aufwiesen. Die anschließende konfirmatorische faktoranalytische Modellierung der 18 Items sollte Aufschluss darüber geben, ob ein modifiziertes Modell, das diese drei Items ausschließt, eine bessere Anpassung an die empirische Datenstruktur aufweist als das Ursprungsmodell mit 18 Items.

Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse der konfirmatorischen Faktorenanalyse. Insgesamt wurden sechs Modellspezifikationen gegen-

einander getestet. Die drei Ursprungsmodelle enthalten jeweils alle 18 Items, die modifizierten Modelle schließen die Items EI06, EI08 und EI10 aus. Sowohl das Ursprungs- als auch das modifizierte Modell wurden jeweils mit einer einfaktoriellen, einer zweifaktoriellen und einer dreifaktoriellen Version getestet. Die zweifaktorielle Version vereinigt alle schülerbezogenen und alle lehrerbezogenen Items auf je einem Faktor. Im Unterschied dazu modelliert die dreifaktorielle Version alle schülerbezogenen Items, die sich auf die schulische Leistung und die Möglichkeiten einer adäquaten Förderung von Kindern mit und ohne Behinderungen beziehen, auf einem Faktor, alle schülerbezogenen Items, die sich auf das soziale Miteinander beziehen, auf einem weiteren (vgl. Hypothese 2) sowie die lehrerbezogenen Items auf einem dritten (vgl. Hypothese 3). Da die Ursprungs- und die modifizierten Modelle keine geschachtelten Modellspezifikationen darstellen, werden zum Vergleich der Modelle neben den inferenzstatistischen Gütekriterien (normierter  $\chi^2$ -Wert, RMSEA), den absoluten Fitmaßen (SRMR), den Goodness-of-Fit-Maßen (AGFI) und den inkrementellen Fitmaßen (CFI und TLI) auch

Tabelle 3: Übersicht zu den Fit-Werten der unterschiedlichen Modellalternativen

	Cmin/DF	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	AGFI	AIC	BIC	CAIC
Ursprungsmodell, 1 Faktor	11.49	.75	.78	.13	.09	.67	1623.725	1785.007	1821.007
Ursprungsmodell, 2 Faktoren	9.13	.81	.83	.11	.08	.74	1297.983	1463.744	1500.744
Ursprungsmodell, 3 Faktoren	5.8	.89	.90	.09	.06	.85	874.168	1012.890	1051.890
Modifiz. Modell, 1 Faktor	13.89	.73	.77	.14	.09	.67	1310.066	1444.467	1474.467
Modifiz. Modell, 2 Faktoren	10.05	.81	.84	.12	.08	.77	956.142	1095.024	1126.024
<b>Modifiz. Modell, 3 Faktoren</b>	<b>4.6</b>	<b>.93</b>	<b>.94</b>	<b>.07</b>	<b>.05</b>	<b>.90</b>	<b>496.336</b>	<b>614.178</b>	<b>647.178</b>

Anmerkungen. Cmin/DF: Chi-Quadrat-Wert dividiert durch Anzahl der Freiheitsgrade; TLI: Tucker Lewis Index; CFI: Comparative Fit Index; RMSEA: Root Mean Square Error of approximation; SRMR: Standardized Root Mean Square Residual; AGFI: Adjusted Goodness of Fit Index; AIC: Akaike information criterion; BIC: Bayes Information Criterion; CAIC: Consistent Akaike Information Criterion.

die Informationskriterien AIC, BIC und CAIC genutzt.

Es zeigt sich, dass das modifizierte dreifaktorielle Modell mit 15 Items die beste Anpassung an die empirische Datengrundlage aufweist (Abbildung 1). Der normierte  $\chi^2$ -Wert des modifizierten dreifaktoriellen Modells liegt mit 4.6 im akzeptablen Bereich (Weiber & Mühlhaus, 2014). Das Hoelter-Kriterium nimmt einen Wert von 197 an. Bei einer Stichprobengröße von  $N = 652$  ist daher der etwas schlechtere  $\chi^2$ -Wert erklärbar. Die weiteren Maße zur Abschätzung der globalen Güte liegen mit Werten von  $> .9$  im guten bis sehr guten Bereich. Auch der RMSEA-Wert von .07 liegt im akzeptablen Bereich (Hair et al., 2014; Ullmann, 2014).

Zur Überprüfung der konvergenten Validität wurden die jeweiligen Faktorreliabilitäten betrachtet und die durchschnittliche, je Faktor extrahierte Varianz (DEV) berechnet. Diese sollte  $\geq .5$  betragen (Fornell & Larcker, 1981). Für die drei Faktoren ergibt sich eine durchschnittlich extrahierte Varianz von .62 für Faktor 1, .60 für Faktor 2 und .59 für Faktor 3 und ist ebenfalls sehr zufriedenstellend. Die Faktorreliabilitäten liegen mit .9 für den ersten, .84 für den zweiten und .82 für den dritten Faktor in einem sehr guten Bereich.

Die Überprüfung der Diskriminanzvalidität über das Fornell-Larcker-Kriterium

(DEV eines Faktors soll höher sein als jede quadrierte Korrelation mit einem anderen Faktor) ergab, dass dieses erfüllt ist. Die jeweilig höchste quadrierte Interkorrelation mit den beiden anderen Faktoren beträgt für Faktor 1  $r^2 = .59$ , für Faktor 2  $r^2 = .58$  und für Faktor 3:  $r^2 = .34$ . Die diskriminante Validität des Einstellungsfragebogens zu Inklusion für Lehrkräfte (EFI-L) ist somit gegeben.

Faktor 1 (Cronbachs Alpha = .90), der in Anlehnung an Kunz et al. (2010) als *Fachliche Förderung im inklusiven Unterricht* benannt wird, umfasst sechs Items (Beispielitem: „Kinder mit besonderen Bedürfnissen werden in einer inklusiven Schulklasse gleich gut unterstützt wie in einer Sonderschulklasse“). Die Items EI01, EI12R, EI15, EI16 und EI17 stammen aus dem EZI-D-Fragebogen, Item EI07 aus der Studie von Eberl (2000). Auf dem zweiten Faktor (Cronbachs Alpha = .85) gelang es, fünf Items zu vereinigen (EI09, EI23R, EI24, EI25R, EI26R), die in Eberls Studie (2000) unterschiedlichen Faktoren zugeordnet waren. Dieser Faktor 2 wird mit *Persönliche Bereitschaft zu inklusivem Unterricht* überschrieben (Beispielitem: „Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten“). Auf dem Faktor 3 *Soziale Inklusion im Unterricht* (Cronbachs Alpha = .81) (Beispielitem: „Kinder mit besonderen Bedürfnissen würden sich in einer inklusiven Schulklasse

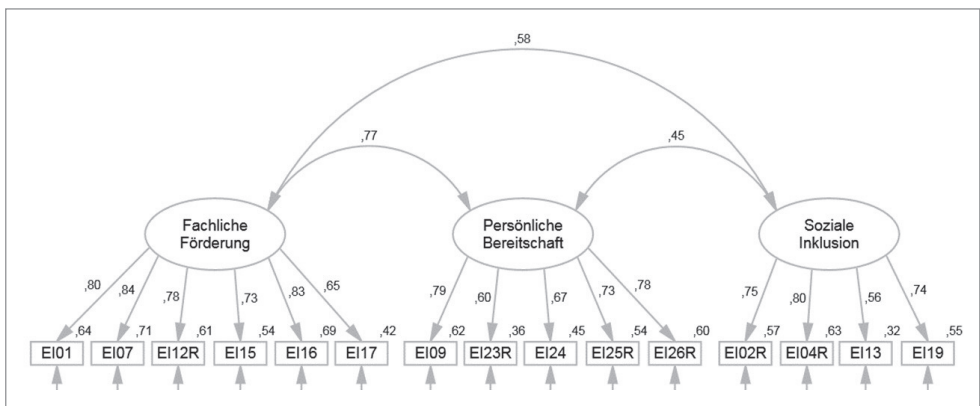


Abbildung 1: Endgültiges Modell des EFI-L-Fragebogens (Modifiziertes Modell, 3 Faktoren)

allein und ausgeschlossen fühlen“) laden vier Items, die dem EZI-D entnommen wurden.

## Diskussion

Die Validierung des vorgestellten Einstellungsfragebogens zu Inklusion EFI-L zeigt, dass es gelungen ist, ein Messinstrument zu entwickeln, das sowohl inhaltlichen als auch formalen Ansprüchen genügt. Das Instrument umfasst auf Konstruktebene sowohl kognitive Zuschreibungen und Überzeugungen, als auch verhaltensbezogene und affektive Dispositionen, die mit dem Einstellungsobjekt inklusiver Unterricht zusammenhängen. Darüber hinaus werden neben fremdbezogenen Einstellungen, die sich auf die Schülerinnen und Schüler in der Inklusion beziehen, auch die selbstbezogenen Einstellungen der Lehrkräfte zu ihrer Bereitschaft und ihrer affektiven Haltung zu inklusivem Unterricht erhoben. Während Faktor 1 die Auswirkungen der Inklusion auf die schulische Leistung und die Möglichkeiten einer adäquaten Förderung von Kindern mit und ohne Behinderungen in den Blick nimmt, bezieht sich Faktor 2 auf die persönliche Bereitschaft zu inklusivem Unterricht. Hier stehen insbesondere emotional-motivationale Aspekte und die Kompetenzeinschätzung der Lehrkräfte für den Unterricht in einer inklusiven Klasse im Vordergrund. Der dritte Faktor vereinigt Items zur Einschätzung der Möglichkeiten des sozialen Miteinanders in inklusiven Settings.

Wie erwartet, laden Items zu schüler- und lehrerbezogenen Einstellungen auf unterschiedlichen Faktoren. Die Faktoren- und Itemstruktur, die sich für die schülerbezogene, kognitive Komponente identifizieren ließen, bestätigen die Ergebnisse von Stanley et al. (2003) und Kunz et al. (2010), die in ihren Studien eine in weiten Teilen ähnliche Zusammenstellung und Aufteilung der Items auf die beiden Faktoren vorgeschlagen haben. Hinsichtlich der lehrerbezogenen Einstellungen gelang es, behaviorale

und affektive Items, die in der Studie von Eberl (2000) auf unterschiedlichen und wenig prägnanten Faktoren geladen haben, auf einem Faktor zu vereinen, der eine hohe inhaltliche Aussagekraft aufweist. Das Instrument deckt somit wesentliche inhaltlich relevante Bereiche ab, um Einstellungen zu inklusivem Unterricht adäquat erheben zu können.

Der Faktor der selbstbezogenen Einstellungen von Lehrkräften zu Inklusion weist mit Items wie „Für den Unterricht in einer inklusiven Klasse fühle ich mich prinzipiell nicht kompetent.“ eine gewisse inhaltliche Nähe zur bereichsspezifischen Selbstwirksamkeit auf, d.h. zur Kompetenzüberzeugung, inklusiv unterrichten zu können (vgl. das Instrument KIESEL, Bosse & Spörer, 2014). Da jedoch die Items des KIESEL der Intention des Instruments entsprechend ausschließlich als kognitive Kompetenzüberzeugungen formuliert sind (z.B.: „Ich bin in der Lage, einen Schüler zu beruhigen, der stört.“), stellt der lehrerbezogene Faktor des EFI-L mit der Berücksichtigung der Verhaltensbereitschaft zu Inklusion (z.B.: Ich kann mir vorstellen, im kommenden Schuljahr in einer inklusiven Klasse zu unterrichten“) sowie der affektiven Reaktionen auf den Einstellungsgegenstand (z.B.: Der Unterricht in einer inklusiven Klasse macht mir Angst.“) eine sinnvolle Ergänzung dar.

Kritisch anzumerken ist, dass durch das Design des Fragebogens zwar die kognitive Komponente des Einstellungskonstrukts mit vielen Items abgedeckt wurde, die affektive und die behaviorale Dimensionen jedoch mit vergleichsweise wenigen. Bei Hinzunahme weiterer und zudem positiv formulierter Items aus beiden Bereichen wäre es vielleicht möglich gewesen, einen affektiven und einen behavioralen Faktor der lehrerbezogenen Einstellungen zu Inklusion zu extrahieren. Des Weiteren sind die Items des zweiten Faktors stärker auf Lehrkräfte zugeschnitten, die (noch) nicht inklusiv unterrichten. Die Formulierung der Items könnte so angepasst werden, dass sowohl Lehrkräfte, die noch nicht in inklusiven Set-

tings arbeiten, als auch solche, die bereits in der Inklusion tätig sind, gleichermaßen erfasst werden können. Auch sollte die Konstruktvalidität durch eine Validierung anhand anderer Einstellungsfragebögen weiter überprüft werden. Ferner muss berücksichtigt werden, dass die Teilnahme an der Studie freiwillig war und somit trotz einer Rücklaufquote von 40.6% eine Selektivität der Stichprobe nicht ausgeschlossen werden kann. Auch können die Ergebnisse aufgrund der föderalen Bildungsstruktur nicht ohne weiteres auf den bundesdeutschen Raum übertragen werden. Zu beachten ist weiterhin, dass die hier dargestellten Analysen auf den Selbstauskünften der Befragten gründen. Inwiefern sich in diesen subjektiven Aussagen eine personenübergreifende, durch das Thema Inklusion ausgelöste soziale Erwünschtheit widerspiegelt, lässt sich mit den vorliegenden Daten nicht klären.

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass mit EFI-L ein reliables deutschsprachiges Instrument zur Einstellungserhebung bei Lehrkräften vorliegt, das durch die Verwendung statistischer State-of-the-Art-Methoden eingehend auf seine Konstruktvalidität überprüft wurde. Die Größe der Stichprobe (N = 652), an der die Validierung vorgenommen wurde, ermöglicht belastbare Aussagen zur Güte des Messinstruments.

## Literaturverzeichnis

- Ahmed, M., Sharma, U. & Deppeler, J. (2012). Variables affecting teachers' attitudes towards inclusive education in Bangladesh. *Journal of Research in Special Educational Needs*, 12 (3), 132-140. doi: 10.1111/j.1471-3802.2011.01226.x
- Ajzen, I. (2005). *Attitudes, Personality and Behavior*. Berkshire, England: Open University Press.
- 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.
- Baumert, J. & Kunter, M. (2013). Professionelle Kompetenz von Lehrkräften. In I. Gogolin, H. Kuper, H.-H. Krüger & J. Baumert (Hrsg.), *Stichwort: Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* (S. 277-337). Wiesbaden: Springer Fachmedien.
- Bless, G. (2007). *Zur Wirksamkeit der Integration. Forschungsüberblick, praktische Umsetzung einer integrativen Schulform, Untersuchungen zum Lernfortschritt*. Wien: Haupt.
- Bosse, S. & Spörer, N. (2014). Erfassung der Einstellung und der Selbstwirksamkeit von Lehramtsstudierenden zum inklusiven Unterricht. *Empirische Sonderpädagogik*, 4, 279-299.
- Boyle, C., Topping, K. & Jindal-Snape, D. (2013). Teachers' attitudes towards inclusion in high schools. *Teachers and Teaching: theory and practice*, 19 (5), 527-542.
- Bryer, F., Grimbeek, P., Beamish, W. & Stanley, A. (2004). How to use the Parental Attitudes to Inclusion scale as a teacher tool to improve parent-teacher communication. *Issues In Educational Research*, 14, 105-120.
- Cullen, J., Gregory, J. L. & Noto, L. A. (2010). The Teacher Attitudes Toward Inclusion Scale (TATIS). Paper presented at the Annual Meeting of the Eastern Educational Research Association. Online verfügbar unter: <http://eric.ed.gov/?id=ED509930> [22.03.2015]
- Darling-Hammond, L. & Bransford, J. (2005). *Preparing teachers for a changing world. What teachers should learn and be able to do*. San Francisco: Jossey-Bass.
- de Boer, A. A. (2012). *Inclusion: a matter of attitudes? A study on those directly involved in the primary education of students with special educational needs and their social participation*. Dissertation. Online verfügbar unter: <http://irs.ub.rug.nl/ppn/342090267> [22.03.2015]
- 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.
- de Boer, A. A., Timmerman, M. E., 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, 573–589.
- Eagly, A. H. & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Fort Worth, TX: Harcourt Brace Jovanovich.
- 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*. Witterschlick/Bonn: Wehle.
- Fichten, C. S., Schipper, F. & Cutler, N. (2005). Does volunteering with children affect attitudes toward adults with disabilities? A prospective study of unequal contact. *Rehabilitation Psychology*, 50 (2), 164–173.
- Fornell, C. & Larcker, D. F. (1981). Evaluating Structural Equation Models with Unobservable Variables and Measurement Error. *Journal of Marketing Research*, 18 (1), 39–50.
- Graham, J. W. (2012). *Missing data. Analysis and design*. New York, Heidelberg, London: Springer.
- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J. & Anderson, R. E. (2014). Structural Equations Modeling Overview. In dies. (Hrsg.), *Multivariate Data Analysis* (S. 541–597). Essex: Pearson.
- Heyl, V., Janz, F., Trumpa, S. & Seifried, S. (2011). *Fragebogen Einstellungsforschung zu Inklusion*. Unveröffentlicht.
- Kaiser, H. F. & Rice, J. (1974). Little Jiffy, Mark IV. *Educational and Psychological Measurement*, 34 (1), 111–117.
- Kline, R. B. (2011). *Principles and Practice of Structural Equation Modeling*. New York: Guilford Press.
- Kopp, B. (2009). Inklusive Überzeugung und Selbstwirksamkeit im Umgang mit Heterogenität. Wie denken Studierende des Lehramts für Grundschulen? *Empirische Sonderpädagogik*, 1, 5–25.
- Kunz, A., Luder, R. & Moretti, M. (2010). Die Messung von Einstellungen zur Integration (EZI). *Empirische Sonderpädagogik*, 3, 83–94.
- Marchenko, Y.V. & Reiter, J. (2009). Improved degrees of freedom for multivariate significance tests obtained from multiply-imputed, small sample data. *The Stata Journal*, 9, 388 - 397.
- Op't Eynde, P., De Corte, E. & Verschaffel, L. (2002). Framing students' mathematics-related beliefs: A quest for conceptual clarity and a comprehensive categorization. In G. Leder, E. Pehkonen & G. Törner (Hrsg.), *Beliefs – a hidden variable in mathematics education?* (S. 13–38). Dordrecht.
- Palmer, D. S., Borthwick-Duffy, S. A. & Widaman, K. (1998). Parent perceptions of inclusive practices for their children with significant cognitive disabilities. *Exceptional Children*, 64, 271–282.
- Palmer, D. S., Borthwick-Duffy, S. A., Widaman, K. & Best, S. J. (1998). Influences on parent perceptions of inclusive practices for their children with mental retardation. *American Journal on Mental Retardation*, 103, 272–287.
- Palmer, D. S., Fuller, K., Arora, T. & Nelson, M. (2001). Taking sides: Parents' views on inclusion for their children with severe disabilities. *Exceptional Children*, 67, 467–484.
- Rosenberg, M. J. & Hovland, C. I. (1960). Cognitive, affective and behavioral components of attitudes. In C. I. Hovland & M. J. Rosenberg (Hrsg.), *Attitude organization and change* (S. 1–14). New Haven, CT: Yale University Press.
- Rubin, D. B. (2004). *Multiple Imputation for nonresponse in surveys*. New York: John Wiley & Sons.
- Savolainen, H., Engelbrecht, P., Nel, M. & Malinen, O.-P. (2012). Understanding teachers' attitudes and self-efficacy in inclusive education: implications for pre-service and in-service teacher education. *Eu-*

- ropean Journal of Special Needs Education, 27 (1), 51-68.
- Schafer, J. L. (1999). Multiple imputation: a primer. *Statistical Methods in Medical Research*, 8 (1), 3-15.
- Schafer, J. L. & Graham, J.W. (2002). Missing data. Our view of the state of the art. *Psychological Methods*, 7(2), 147-177.
- Schunk, D. (2008). A Markov chain Monte Carlo algorithm for multiple imputation in large surveys. *Advances in Statistical Analysis*, 92 (1), 101-114.
- Sermier Dessemontet, R., Benoit, V. & Bless, G. (2011). Schulische Integration von Kindern mit einer geistigen Behinderung. Untersuchung der Entwicklung der Schulleistungen und der adaptiven Fähigkeiten, der Wirkung auf die Lernentwicklung der Mitschüler sowie der Lehrereinstellungen zur Integration. *Empirische Sonderpädagogik*, 4, 291-307.
- Sharma, U. & Desai, I. (2002). Measuring concerns about integrated education in India. *Asia and Pacific Journal on Disability*, 5 (1), 2-14.
- Sideridis, G. D. & Chandler, J. P. (1997). Assessment of teacher attitudes toward inclusion of students with disabilities: A confirmatory factor analysis. *Adapted Physical Activity Quarterly*, 14 (1), 51-64.
- 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). Nathan, Qld: Griffith University.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg. Struktur- und Regionaldatenbank im Bereich Bildung und Kultur. Online verfügbar unter: <http://www.statistik.baden-wuerttemberg.de/SRDB/home.asp?H=BildungKultur&U=03&T=13013155&E=KR> [27.03.2015].
- Stoiber, K. C., Gettinger, M. & Goetz, D. (1998). Exploring factors influencing parents' and early childhood practitioners' beliefs about inclusion. *Early Childhood Research Quarterly*, 13 (1), 107-124.
- Sze, S. (2009). A literature review: Pre-service teachers' attitudes toward students with disabilities. *Education*, 130 (1), 53-56.
- Ullmann, J. B. (2014). Structural Equation Modeling. In B. G. Tabachnick & L. S. Fidell (Hrsg.), *Using Multivariate Statistics* (S. 709-811). London: Pearson.
- United Nations [UN] (2006). *Convention on the Rights of Persons with Disabilities. Resolution 61/106*. Online verfügbar unter: <http://www.un.org/disabilities/default.asp?id=61> [22.03.2015]
- Urban, D. & Mayerl, J. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung*. Wiesbaden: Springer VS.
- Urton, K., Wilbert, J. & Hennemann, T. (2014). Der Zusammenhang zwischen der Einstellung zur Integration und der Selbstwirksamkeit von Schulleitungen und deren Kollegien. *Empirische Sonderpädagogik*, 1, 3-16.
- Weiber, R. & Mühlhaus, D. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung*. Heidelberg: Springer.
- Wilczenski, F. L. (1995). Development of a Scale to Measure Attitudes toward Inclusive Education. *Educational and Psychological Measurement*, 55 (2), 291-299.
- Wirtz, M. (2004). Über das Problem fehlender Werte: Wie der Einfluss fehlender Informationen auf Analyseergebnisse entdeckt und reduziert werden kann. *Die Rehabilitation. Zeitschrift für Praxis und Forschung in der Rehabilitation*, 43 (2), 109-115.
- Wocken, H. (2010). Über Widersacher der Inklusion und ihre Gegenreden. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 23, 1-8.

### **Dr. Stefanie Seifried**

Pädagogische Hochschule Heidelberg  
 Institut für Sonderpädagogik  
 Keplerstraße 87  
 69120 Heidelberg  
 seifried@ph-heidelberg.de

Erstmalig eingereicht: 30.03.2015

Überarbeitung eingereicht: 13.07.2015

Angenommen: 17.08.2015