

**Empirische Sonderpädagogik**, 2017, Nr. 3, S. 199-214  
ISSN 1869-4845 (Print) · ISSN 1869-4934 (Internet)

## Dimensionen inklusionsbezogener Fortbildungsmotivation von Sonderpädagoginnen und Sonderpädagogen und Lehrkräften allgemeiner Schulen<sup>1</sup>

*Julia Gorges, Phillip Neumann, Birgit Lütje-Klose & Elke Wild*

*Universität Bielefeld*

### Zusammenfassung

In der vorliegenden Studie wird die konzeptuelle Binnenstruktur der Fortbildungsmotivation von Sonderpädagoginnen und Sonderpädagogen und Lehrkräften allgemeiner Schulen ( $N=287$ ) mit Blick auf eine inklusionsbezogene Fortbildung zur multiprofessionellen Kooperation aus Perspektive der Erwartungs-Wert-Theorie untersucht. Konfirmatorische Faktorenanalysen zeigen eine 4-Komponenten-Struktur des subjektiven Wertes. Teilnahmeförderliche Wertüberzeugungen, die mithilfe von Items mit intrinsischer, utilitaristischer und persönlicher Ausrichtung erfasst wurden, lassen sich nach den Bezugspunkten Inhalt, Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer und Abschluss untergliedern. Eine Kostenkomponente mit monetären und nicht-monetären Anteilen bildet einen eigenständigen Faktor. Der 4-faktorielle subjektive Wert lässt sich weiterhin von einem Bilanzwert abgrenzen, der ein Gesamturteil hinsichtlich der untersuchten Fortbildung reflektiert und primär von inhaltsbezogenen Wertkomponenten sowie der Kostenkomponente des Wertes vorhergesagt wird. Es zeigen sich professionsbezogene Unterschiede sowohl bei der Höhe der Werteinschätzungen als auch bei deren Zusammenspiel zur Bestimmung des Bilanzwertes. Die Diskussion thematisiert theoretische und praktische Implikationen der Befunde.

Schlagwörter: Erwartungs-Wert-Theorie, Inklusion, Lehrerfortbildung, Motivation, multiprofessionelle Kooperation, subjektiver Aufgabenwert

### Dimensions of special education teachers' and general teachers' inclusion-related motivation for further education

#### Abstract

The present study investigates special education and general teachers' ( $N=287$ ) motivation for further education in the context of inclusive education from an expectancy-value perspective. Results indicate a 4-component structure of subjective task value. Value components that have

<sup>1</sup> Wichtige Autorenhinweise: Das diesem Artikel zugrunde liegende Forschungsvorhaben „Bielefelder Längsschnittstudie zum Lernen in inklusiven und exklusiven Förderarrangements“ (BiLieF), Projektleitung Prof. Dr. Wild, Prof. Dr. Lütje-Klose und Prof. Dr. Schwinger, wurde mit Mitteln des Bundesministeriums für Bildung und Forschung unter dem Förderkennzeichen 01JC1101 in der Förderlinie „Chancengerechtigkeit und Teilhabe“ gefördert. Die Verantwortung für den Inhalt dieser Veröffentlichung liegt bei den Autorinnen und Autoren.

been measured using intrinsic, utility, and attainment items may be arranged along the lines of three reference points: content-related, status-as-participant-related, and degree-related. A distinct cost component covers both monetary and non-monetary costs. In addition, an overall construct of balanced value may be distinguished from the value components. Structural equation modeling revealed that content-related value and cost are primary predictors of teachers' balanced value. Differences by profession were revealed with respect to the rating of each value component as well as for their predictive validity regarding the balanced value. The discussion broaches theoretical and practical implications of the findings.

Keywords: expectancy-value-theory, inclusive education, motivation, multi-professional cooperation, subjective task value, teacher further education

Im Zuge der Ratifizierung der UN Behindertenkonvention wird derzeit in Deutschland der Abbau des traditionell ausgebauten Förderschulsystems zugunsten einer vermehrt gemeinsamen Beschulung von Schülerinnen und Schülern mit und ohne sonderpädagogischem Förderbedarf angestrebt. Dieser Umbau impliziert – über alle länderspezifischen Ausgestaltungen hinweg – notwendige Änderungen auf schulorganisationaler und struktureller Ebene, macht aber ausdrücklich auch eine Reform der Lehreraus- und -fortbildung nötig (Amrhein & Badstieber, 2013; Lipowsky, 2014). Vor allem gelten notwendige Kompetenzen zum Umgang mit einer heterogenen Schülerschaft und zur Kooperation in multiprofessionellen Teams – insbesondere zur Zusammenarbeit von Lehrkräften mit allgemeiner und sonderpädagogischer Lehramtsausbildung und unterschiedlicher pädagogischer Sozialisation – als „neue“ Anforderungen an den Lehrerberuf (Lütje-Klose & Urban, 2014). Mit derzeit rund 10% auf die Förderung multiprofessioneller Kooperation abzielender inklusionsbezogenen Fortbildungen (Amrhein & Badstieber, 2013) zeigt sich hier ein noch stark ausbaubedürftiger Fortbildungsbereich.

Aufgrund der gesetzlich verankerten Fortbildungspflicht (Avenarius & Füssel, 2010) beteiligen sich Lehrkräfte in Deutschland regelmäßig an formal-organisierten Fortbildungen (Jäger & Bodensohn, 2007; Richter, Engelbert, Weirich & Pant, 2013). Teilnahme und Lernengagement gelten wiederum als wichtige Vorausset-

zungen für eine erfolgreiche professionelle (Weiter-) Entwicklung (Lipowsky, 2014). Entsprechend wird auch die derzeitige Gestaltung eines inklusiven Schulsystems von zahlreichen Fortbildungsangeboten begleitet (Amrhein & Badstieber, 2013). Weitgehend unklar ist jedoch, nach welchen Gesichtspunkten Lehrkräfte – im Benehmen mit der Schulleitung – aus dem inhaltlich breiten Angebotsspektrum (Richter, 2011) bestimmte Fortbildungen auswählen. Dies wäre für die zukünftige Ausgestaltung von Fortbildungsangeboten hochgradig relevant.

Mit Rückgriff auf das Erwartungs-Wert-Modell nach Wigfield und Eccles (2000; Eccles, 1983) kann die Auswahl und Teilnahme an einer Fortbildung als individuelle Bildungsentscheidung aufgefasst werden. Das Modell hat sich mit Blick auf die Vorhersage von Kurs- und Studienfachwahlen (Eccles, 2005) bewährt und wurde kürzlich auf den Fort- und Weiterbildungskontext übertragen (Gorges, 2015, 2016). Der vorliegende Beitrag fokussiert den subjektiven Wert einer (inklusionsbezogenen) Fortbildung als zentralen Prädiktor von Bildungsentscheidungen und geht zunächst der Frage nach, ob sich durch die Anpassung der Wertkomponente auf den Weiterbildungskontext entstandene Subkomponenten theoretisch und empirisch unterscheiden lassen. Sodann wird geprüft, wie bedeutsam diese jeweils zur Erklärung von interindividuellen Unterschieden in der abschließenden Beurteilung des Wertes einer fiktiven aber realitätsnahen Fortbildung zum hoch-

aktuellen Thema „multiprofessionelle Kooperation in inklusiven Schulen“ sind. Darauf aufbauend wird untersucht, ob sich die Fortbildungsmotivation von Sonderpädagoginnen und Sonderpädagogen und Lehrkräften ohne sonderpädagogische Ausbildung in ihrer Struktur, ihrer Ausprägung und dem Zusammenspiel ihrer Subkomponenten unterscheidet.

### **Fortbildungsmotivation von Lehrkräften – Einordnung des Forschungsstandes aus Perspektive der Erwartungs-Wert-Theorie**

Motivationspsychologische Erwartungs-Wert-Modelle führen (Bildungs-) Entscheidungen auf zwei empirisch gut abgesicherte Determinanten zurück: Erfolgserwartung und Valenz der Handlungsalternativen, d.h. deren subjektiven Wert (Gorges, 2015; Wigfield & Eccles, 2000). Das Zusammenspiel von Erfolgserwartung und Wert wurde zumeist als korrelative Verknüpfung modelliert. Über zahlreiche Studien hinweg zeigt vor allem der hier fokussierte Wert eine hohe prädiktive Validität für bildungsbezogenes Wahlverhalten (für den Weiterbildungskontext Gorges, 2015), während die Erfolgserwartung im Kontext schulischen Lernens insbesondere die Leistung vorhersagt (Wigfield & Eccles, 2000).

Bei der Anwendung des Erwartungs-Wert-Modells auf den Weiterbildungskontext erscheint angesichts der großen Anzahl sehr heterogener Bildungsangebote der subjektive Wert einer Handlungsalternative als primärer Prädiktor der Auswahl eines Angebots besonders zentral. Gleichzeitig wurde das Wertkonzept von Eccles (2005) vorrangig unter Berücksichtigung schulischen Lernens von Schülerinnen und Schülern entwickelt. Für eine Übertragung auf den Weiterbildungskontext ist daher eine kritische Überprüfung der Passung der vorliegenden Konzeptualisierung sowie darauf aufbauend ggfs. eine weitere Spezifizierung und/oder Anpassung wünschenswert (Gorges, 2015, 2016).

Eccles (1983, 2005) unterscheidet vier an einschlägige pädagogisch-psychologische Theorien der Lern- und Leistungsmotivation anschlussfähige Subkomponenten von Wert, die sich grundsätzlich auch in Befunden zur Fortbildungsmotivation von Lehrkräften widerspiegeln: Der *intrinsische* Wert bezieht sich auf die (erwartete) Freude bei der Fortbildungsteilnahme und Auseinandersetzung mit den Inhalten (de Wal, den Brok, Hooijer, Martens & von dem Beemt, 2014), der *utilitaristische* Wert verweist auf den Beitrag der Fortbildung für das Erreichen eines Ziels außerhalb der Fortbildung selbst, z.B. der Verbesserung des Unterrichtsalltags (Jäger & Bodensohn, 2007), der *persönliche* Wert repräsentiert den Beitrag der Fortbildung zur eigenen Identität (Kwakman, 2003) und *Kosten* beziehen sich auf teilnahmehinderliche Aspekte, z.B. die zeitliche Belastung (Kwakmann, 2003; OECD, 2014). Letztere wurden von Eccles (1983, 2005) vornehmlich im Sinne von Opportunitätskosten – also das, was eine Person für die Teilnahme aufgeben müsste – sowie erforderlicher Anstrengung und etwaiger psychologischer Kosten (z.B. aufgrund von Prüfungsangst) konzeptualisiert.

Mit Blick auf den Weiterbildungskontext legte Gorges (2016) die von Eccles beschriebenen Dimensionen des subjektiven Wertes bei der Entwicklung eines Kategoriensystems zugrunde, mit dem retrospektiv berichtete Bildungsentscheidungen Erwachsener näher untersucht wurden. Auf Basis von Interviews wurden die deduktiv gewonnenen Kategorien induktiv weiter ausdifferenziert. Konkret ergab sich für die teilnahmeförderlichen Komponenten eine Unterteilung dahingehend, dass sich der Wert auf den Inhalt des Bildungsangebotes, den Status als Teilnehmerin bzw. Teilnehmer oder den dokumentierten Abschluss beziehen konnte. Mithilfe dieser Bezugspunkte wird eine spezifischere theoretische Einordnung insbesondere solcher Befunde zur Fortbildungsmotivation von Lehrkräften möglich, die auf faktoranalytischen Aggregationen individueller Teilnahmegründe beruhen. Der

Faktor „Personal Interest“ (Kao, Wu & Tsai, 2011) bezieht sich z.B. auf den intrinsischen Wert des Inhaltes einer Fortbildung, „Soziale Interaktion“ (Rzejak et al., 2014) auf den Nutzen des Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer zur Kontaktpflege und „Karriereorientierung“ (Rzejak et al., 2014) primär auf den abschlussbezogenen Nutzwert (z.B. in Form eines Zertifikates).

Auch mit Blick auf die Kosten zeigen die Befunde von Gorges (2016), dass Spezifika des Weiterbildungskontextes durch eine Anpassung der Komponente noch besser berücksichtigt werden könnten. Konkret kann neben der zeitlichen auch die finanzielle Belastung einer Fortbildungsteilnahme entgegenstehen (OECD, 2014). Da Opportunitätskosten nicht zuletzt durch die jeweils verfügbaren Alternativhandlungen bestimmt werden, gehen sie nach Gorges (2015) in der Einschätzung der zeitlichen Kosten und der psychologischen Belastung (z.B. durch den Verzicht auf Alternativhandlungen; Grund, Schmid und Fries, 2015) auf. Eine Differenzierung der Wertkomponente in inhalts-, status- und abschlussbezogenen Wert sowie eine auf den Weiterbildungskontext angepasste Ausrichtung der Kosten wurde bislang jedoch noch keiner empirischen Prüfung zugeführt.

Um auf Basis der verschiedenen Wertkomponenten zu einer abschließenden Beurteilung des Bildungsangebotes zu kommen, gehen bisherige Arbeiten davon aus, dass alle Komponenten gleichwertig in eine Cost-Benefit-Analyse (Eccles, 1983) eingehen. Der Gesamtwert einer Handlungsalternative könnte dann z.B. über den Nettowert aus teilnahmeförderlichen und -abträglichen Komponenten repräsentiert werden. Diese – der Bildung einer Verhaltensintention vorgeschaltete – Verrechnung der unterschiedlichen Wertkomponenten wird mit den vorliegenden Wertkomponenten jedoch nicht abgebildet. Die Befunde der genannten Interviewstudie legen zudem nahe, dass einzelne Wertkomponenten jeweils individuell gewichtet in die Entscheidung einfließen (Gorges, 2016). So kann manchmal

der inhaltsbezogene Wert besonders wichtig sein, während in einem anderen Fall vor allem der abschlussbezogene Wert handlungsleitend ist. Entsprechend sollten differenzierte prädiktive Validitäten der einzelnen Wertkomponenten mit Blick auf eine Handlungsalternative hervortreten. Gorges (2016) konzeptualisiert dafür ein subsummierendes theoretisches Konstrukt, welches die individuelle Quintessenz der Cost-Benefit-Analyse repräsentiert: Den sogenannten Bilanzwert, der von den teilnahmeförderlichen bzw. -abträglichen Wertkomponenten entsprechend positiv bzw. negativ beeinflusst werden sollte. Der Bilanzwert kann dabei weitgehend unabhängig von einer konkreten Teilnahmesituation und weiteren relevanten Faktoren wie z.B. der wahrgenommenen Verhaltenskontrolle (Ajzen, 1991) beurteilt werden.

Die Ausprägung und Vorhersagekraft spezifischer Komponenten der Fortbildungsmotivation sollten grundsätzlich in Abhängigkeit von personellen wie Kontextfaktoren variieren (Kyndt & Baert, 2013, für Lehrkräfte Richter et al., 2013). Mit Blick auf motivationsrelevante Kontextfaktoren bei Lehrkräften steht zu vermuten, dass durch den Beamtenstatus und die flachen Hierarchien an deutschen Schulen (Cramer, 2014) zwei häufig genannte Komponenten des subjektiven Aufgabenwertes bei berufsbezogenen Fortbildungen, nämlich die Sicherung des Arbeitsplatzes und der berufliche Aufstieg (BMBF, 2014), für die Fortbildungsmotivation weniger relevant sind (Richter, Kleinknecht & Gröschner, 2016). Demgegenüber zeigen Befunde zur Berufswahl von Lehrkräften, dass häufig persönlichen Interessen nachgegangen wird und der soziale Kontakt als ein wichtiger Bestandteil des Berufes erachtet wird (Kunter & Pohlmann, 2015). Mit Blick auf das hier vorgelegte, akut relevante und explizit sozial angelegte Angebot sollten inhalts- und statusbezogene Komponenten zur Fortbildungsmotivation beitragen, während eine abschlussbezogene Komponente mangels offizieller Anerkennung des Angebots weniger

relevant sein dürfte (Rzejak et al., 2014). Schließlich wird der Lehrerberuf mit hohen psychologischen Belastungen und Zeitdruck allein durch die Kernaufgabe Unterrichten verbunden (Rothland, 2007), während Fortbildungsbesuche und außerunterrichtliche Tätigkeiten wie Kooperationen im Kollegium eher als zusätzlich und zugleich zweitrangig wahrgenommen werden (Boecker & Drahm, 2016). Dies könnte dazu führen, dass die Bereitschaft, Zeit und Anstrengung für eine Fortbildung aufzuwenden, für die im Gegenzug keine Freistellung zu erwarten ist, eher gering ausfällt und die Kostenkomponente damit einen bedeutsamen teilnahmeabträglichen Beitrag zum Bilanzwert leistet.

### ***Ist Fortbildungsmotivation professionsspezifisch?***

Aufgrund des Bedarfs an unterschiedlicher Expertise für das Gelingen Gemeinsamen Lernens (Lütje-Klose & Urban, 2014) darf angenommen werden, dass die Befähigung der Lehrkräfte für die Etablierung multiprofessioneller Kooperationen durch Fort- und Weiterbildung zu einer für alle beteiligten Akteure erfolgreichen Gestaltung des Gemeinsamen Lernens beitragen kann. Gleichzeitig könnten unterschiedliche Rollen, Aufgaben und berufliche Sozialisierungen dazu beitragen, dass die Motivation zur Fortbildungsteilnahme zu diesem Thema unterschiedlich stark ausgeprägt, unterschiedlich begründet und/oder mit unterschiedlichen – motivationalen – Fazits versehen werden. Empirische Hinweise auf professionsspezifische Unterschiede der prädiktiven Validitäten der Wertkomponenten hinsichtlich des Bilanzwertes würden daher auch die Annahme distinkter Wertkomponenten stützen.

Im Einklang mit der Annahme, dass durch die in Deutschland verbreitete schulförmige Lehrerbildung professionsspezifische Perspektiven auf Fortbildungen entwickelt werden könnten, weisen Befunde von Richter et al. (2013) auf schul-

förmige Teilnahmemuster hin. Im Zuge der Ausweitung inklusiver Beschulung und der damit verknüpften Bedeutung gelingender multiprofessioneller Kooperation (Lütje-Klose & Urban, 2014) werden jedoch sowohl Lehrkräfte mit sonderpädagogischem Ausbildungs- und Erfahrungshintergrund (sonderpädagogische Lehrkräfte [SpL]) als auch Lehrkräfte allgemeiner Schulen (LaS), deren Ausbildung und bisherige Berufstätigkeit häufig andere Herangehensweisen an Unterricht und andere berufliche Prioritäten bedingen (Terhart, 2008; Moser, 2014), in gemeinsamen Fortbildungen adressiert (Amrhein & Badstieber, 2013). Dabei sehen sich SpL häufig einem grundlegenden Wechsel ihrer Arbeitsbedingungen und einer veränderten Rolle als Teil des Kollegiums an allgemeinen Schulen gegenüber (Reiser, 1998; Heinrich, Arndt & Werning, 2014). LaS begegnen neuen Kolleginnen und Kollegen mit einem divergierenden Ausbildungs- und Erfahrungshintergrund, mit denen sie zukünftig kooperieren sollen. So zeigen empirische Studien, dass zwischen SpL und LaS unterschiedliche Ansichten über die Ausgestaltung und Gelingensbedingungen multiprofessioneller Kooperation – dem Thema der hier betrachteten Fortbildung – bestehen (können) (Gebhard et al., 2014; Lütje-Klose & Neumann, 2015). LaS müssen sich zudem mit neuen unterrichtlichen Anforderungen auseinandersetzen. Letztlich müssen also beide Professionen ihr Repertoire beruflichen Handelns anpassen und erweitern.

Vor diesem Hintergrund ist zunächst anzunehmen, dass LaS und SpL vor allem die Inhalte der Fortbildung für ihr zukünftiges Handeln als bedeutsam erachten. Gleichwohl scheinen LaS Inklusion in der Breite noch skeptisch (FORSA, 2015) und teils auch ablehnend (Serke et al., 2015) gegenüberzustehen. Da sich LaS in ihrem Schulalltag bereits sehr durch die Inklusion von Kindern mit Förderbedarf belastet sehen und sich die skizzierte Fortbildung eher indirekt auf den inklusiven Unterricht als unmittelbare Herausforderung richtet, sollten

LaS die Kosten der – als zusätzliche Anforderung empfundenen – Fortbildungsteilnahme stärker gewichten als SpL, denen die Bedeutung multiprofessioneller Kooperationen – auch für die Unterrichtsgestaltung – bekannt sein sollte. Demgegenüber kann bei SpL der Bedarf vermutet werden, dass eine gemeinsame Fortbildung dazu genutzt wird, sich in ihre neue Rolle als Teil eines multiprofessionellen Kollegiums einzufinden und entsprechend neben dem Wert der Inhalte auch dem Status als Teilnehmerin bzw. Teilnehmer – gemeinsam und auf Augenhöhe mit LaS (Lütje-Klose & Neumann, 2015) – besondere Bedeutung beimessen.

### **Fragestellung und Hypothesen**

Aus Perspektive der Erwartungs-Wert-Theorie bildet der subjektive Wert eine zentrale Komponente der Motivation, an einer Fortbildung teilzunehmen oder ihr fernzubleiben (Eccles, 2005; Gorges, 2015). Der subjektive Wert besteht aus mehreren Subkomponenten, die – so die Annahme – differenziell zu einem übergreifenden Bilanzwert beitragen. Dieser Bilanzwert wiederum wird als proximaler Prädiktor der Fortbildungsteilnahme verstanden. Die vorliegende Studie zielt darauf ab, drei theoretisch ableitbare Hypothesen mit Blick auf eine vorgegebene Fortbildung zu prüfen.

(1) *Struktur des subjektiven Wertes.* Der Wert, den Lehrkräfte einer spezifischen Fortbildung zumessen, kann mehrdimensional mit einer inhalts-, status- und abschlussbezogenen Wertkomponente sowie einer Kostenkomponente abgebildet werden.

(2) *Vorhersage des Bilanzwertes.* Es wurde erwartet, dass die teilnahmeförderlichen (inhalts-, status- und abschlussbezogener Wert) bzw. teilnahmeabträglichen (Kosten) Wertkomponenten einen spezifischen positiven bzw. negativen Beitrag zu einem übergreifenden Bilanzwert leisten.

(3) *Professionsbezogene Unterschiede.* Vor dem Hintergrund der weitgehend separaten Ausbildung von SpL und LaS und der aktuellen Entwicklungen hin zu einem in-

klusiven Schulsystem wurde erwartet, dass für LaS der Bilanzwert primär vom inhaltsbezogenen Wert sowie den Kosten abhängt, während für SpL neben dem Inhalt auch der statusbezogene Wert eine hohe prädiktive Validität hinsichtlich des Bilanzwertes aufweist. Weiterhin wurden Unterschiede in der Höhe der Wertkomponenten explorativ geprüft.

## **Methode**

### **Stichprobe**

Die Daten stammen aus der dritten (t3, Ende Klasse 4) und vierten (t4, Anfang Klasse 5) Erhebungswelle der „Bielefelder Längsschnittstudie zum Lernen in inklusiven und exklusiven Lernarrangements“ (BiLieF) (Wild, Lütje-Klose, Schwinger, Gorges & Neumann, 2017). In der BiLieF wurden Kinder mit sonderpädagogischem Förderbedarf im Förderschwerpunkt Lernen an 167 (t3) bzw. 128 (t4) Schulen befragt und ihre Kompetenzen standardisiert erfasst. Parallel dazu wurden zu t3 und t4 alle Lehrkräfte der teilnehmenden Schulen per Email und Aushang eingeladen, an einer Online-Befragung teilzunehmen. Bei einer Teilnahme an beiden Befragungen wurden nur Antworten von t3 berücksichtigt. Von den 335 Respondenten der Online-Befragungen machten 287 Personen Angaben zur Fortbildungsmotivation (Alter:  $M = 45.48$ ,  $SD = 10.51$ ; 84% weiblich). SpL ( $n = 151$ ) waren überwiegend an Förderschulen ( $n = 90$ ) gefolgt von Grundschulen ( $n = 37$ ) tätig, LaS ( $n = 136$ ) überwiegend an Grundschulen ( $n = 92$ ) und weiterführenden Schulen ( $n = 39$ ). Die Substichproben sind vergleichbar hinsichtlich Alter, Geschlechterverteilung und Berufserfahrung.

### **Durchführung**

Die Befragung erfolgte mithilfe der Software EFS/Unipark und dauerte ca. 30 Minuten. Sie umfasste Angaben zur Person, zur Un-

terrichtsgestaltung und zum Arbeitsumfeld. Zur Erfassung der Fortbildungsmotivation wurde den Lehrkräften die Beschreibung einer fiktiven, aber realitätsnahen Fortbildung vorgelegt, auf die sie sich bei der Bearbeitung der Items beziehen sollten. Bei der skizzierten Fortbildung handelte es sich um eine interdisziplinäre Veranstaltung zum derzeit aktuellen Thema Kooperation in multiprofessionellen Teams. Die fiktive Maßnahme weist keine Anerkennung durch eine offizielle Stelle auf. Durch die Vorgabe der Veranstaltung beziehen sich die Antworten der Lehrkräfte einheitlich auf eine bestimmte Fortbildung und die Ergebnisse sind (auch) mit Blick auf einen bestimmten Fortbildungsinhalt interpretierbar.

### Instrumente

Der *subjektive Wert* wurde mit neun Items zu teilnahmeförderlichen Wertkomponenten und vier Items zu Kosten erfasst. Die Antworten wurden jeweils auf einer Skala von eins (trifft überhaupt nicht zu) bis sechs (trifft voll und ganz zu) gegeben. Die Formulierungen der neun teilnahmeförderlichen Items orientieren sich an vorliegenden englischsprachigen Items (Battle & Wigfield, 2003; Gaspard et al., 2015). Sie decken intrinsische, utilitaristische und persönliche Aspekte ab, enthalten darüber hinaus jedoch einen expliziten Bezug auf Inhalt („Ich fände es sehr reizvoll, mich mit den Fortbildungsinhalten zu beschäftigen.“, „Die in der Fortbildung zu erwerbenden Kenntnisse und Kompetenzen wären für die Erreichung meiner Ziele sehr nützlich.“, „Ich wäre von mir enttäuscht, wenn ich mich nicht mit den Fortbildungsinhalten auseinandersetzen würde.“), Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer („Schon allein zu den Fortbildungsteilnehmer/innen zu zählen, fände ich schön.“, „Als Fortbildungsteilnehmer/in hätte ich Vorteile in anderen Bereichen.“, „Teilnehmer/in dieser Fortbildung zu sein, hätte für mich einen großen persönlichen Wert.“) oder Abschluss („Ich würde den Moment genießen,

in dem ich den Abschluss der Fortbildung in der Tasche habe.“, „Das zu erwerbende Zertifikat wäre für mich von großem Nutzen.“, „Es wäre mir persönlich sehr wichtig, in dieser Fortbildung ein Zertifikat zu erwerben.“, Gorges, 2016). Um die Kostenkomponente unabhängig von teilnahmeförderlichen Komponenten zu erfassen, wurden Items eingesetzt, die eindimensional ausschließlich mit Bezug auf Kosten – d.h. nicht bilanzierend – formuliert wurden. So wurde statt der Formulierung „[...] really requires more effort than I'm willing to put into it“ (Battle & Wigfield, 2003) die Items „Es würde mich viel Zeit kosten, die Anforderungen der Fortbildung zu erfüllen.“, „Die Teilnahme an der Fortbildung wäre sehr teuer.“, „Es wäre sehr anstrengend, an der Fortbildung teilzunehmen.“ und „Es würde mich belasten, an der Fortbildung teilzunehmen.“ gewählt (Gorges, 2016). Die interne Konsistenz aller resultierenden Skalen fällt ausreichend bis gut aus (Inhalt:  $\alpha = .67$ ; Status:  $\alpha = .70$ ; Abschluss:  $\alpha = .82$ ; Kosten:  $\alpha = .78$ ).

Der *Bilanzwert* wurde mit fünf neu entwickelten Items („Für die Fortbildung würde es sich bestimmt lohnen, den erforderlichen Aufwand zu investieren.“, „Unterm Strich wäre die Fortbildung den Aufwand nicht wert.“, „Alles in allem würde es sich lohnen, die Fortbildung zu besuchen.“, „Ich habe bessere Dinge zu tun, als diese Fortbildung zu besuchen.“, „Die Fortbildung würde mir nichts bringen.“) auf der zuvor genannten Antwortskala erfasst und zeigte eine gute interne Konsistenz ( $\alpha = .89$ ). Zur Validierung der Bilanzwertskala wurde der Teilstichprobe von t4 ( $n = 90$ ; Alter:  $M = 44.5$ ,  $SD = 9.98$ ; 80% weiblich; 54% SpL; 93% der LaS an Schulen der Sekundarstufe) zusätzlich das Item „Ich würde die beschriebene Fortbildung gerne besuchen.“ vorgelegt. Die Korrelation des Skalenmittelwertes mit diesem Item fiel erwartungsgemäß hoch aus ( $r = .79$ ;  $p < .05$ ).

## Statistische Analysen

### Struktur des subjektiven Aufgabenwertes.

Zunächst wurde die Struktur des fortbildungsbezogenen subjektiven Wertes sowie die Abgrenzbarkeit des Bilanzwertes mittels konfirmatorischer Faktorenanalysen untersucht. Mit diesem Verfahren wird geprüft, ob eine a-priori festgelegte Datenstruktur – hier die Gruppierung von Items in spezifische, unterscheidbare Faktoren – von den Daten gestützt wird (diskriminante Validität; Weiber & Mühlhaus, 2014). Als Ausgangsmodell wurde ein 1-Faktor-Modell spezifiziert, in dem alle Items auf einen latenten Faktor laden. Anschließend wurden der Bilanzwert (2-Faktor-Modell) und schließlich die Wertkomponenten nach den Bezugspunkten Inhalt, Status und Abschluss (5-Faktor-Modell) getrennt modelliert. In letzterem Modell wurde die Itemparallelität der teilnahmeförderlichen Wertkomponenten durch die Zulassung von Residualkorrelationen (z.B. aller intrinsischen Items) explizit berücksichtigt (Marsh, Byrne & Craven, 1992). Die Annahme diskriminanter Validität wird gestützt, wenn ein 5-Faktor-Modell am besten zu den Daten passt.

**Vorhersage des Bilanzwertes.** Um zu prüfen, inwiefern die Wertkomponenten einen differentiellen Beitrag zum Bilanzwert leisten, wurde ein Strukturgleichungsmodell mit Bilanzwert als abhängige Variable und den vier Wertkomponenten als Prädiktoren modelliert. Anders als bei der Berechnung einer multiplen Regression können Korrelationen zwischen den (Residualkorrelationen der) Prädiktoren eines Strukturgleichungsmodells mitmodelliert werden. Marsh, Dowson, Pietsch und Walker (2004) weisen jedoch darauf hin, dass mit einer hohen Multikollinearität der Prädiktoren einhergehende Probleme hiermit nicht automatisch beseitigt werden. Vielmehr können die Ergebnisse durch hohe Standardfehler verzerrt sein und die prädiktive Validität bei zwei stark zusammenhängenden Prädiktoren z.B. nur einem davon zugeschrieben werden, obwohl bei separater

Betrachtung beide eine prädiktive Validität aufweisen. Um angemessene Schätzungen der Pfadgewichte zu erhalten, empfehlen Marsh et al. (2004), die Pfade ähnlich starker und hoch korrelierter Prädiktoren gleichzusetzen. Die Korrelationen der Prädiktoren bleiben davon unberührt, jedoch ergibt sich mit Blick auf die standardisierten Pfadgewichte eine bessere Schätzung. Diese Empfehlung wurde in der vorliegenden Studie umgesetzt.

**Vergleich der Professionen.** Um die Vergleichbarkeit der Messinstrumente über die Professionen hinweg sicherzustellen, wurde zunächst das Messmodell auf Messinvarianz untersucht. Hierbei wurde auf Basis eines Mehrgruppen-Strukturgleichungsmodells zur Vorhersage des Bilanzwertes geprüft, ob sich die Passung des Ausgangsmodells signifikant verschlechtert, wenn ausgehend von der gleichen Faktorenstruktur (konfigurale Messinvarianz) zunächst die Itemladungen (metrische Messinvarianz) und später auch die Intercepts, d.h. die Achsenabschnitte der Items (skalare Messinvarianz), über die Gruppen (=Professionen) hinweg gleichgesetzt werden (Weiber & Mühlhaus, 2014). Für die Überprüfung von Mittelwertsunterschieden ist eine skalare Messinvarianz erforderlich; für die Überprüfung differentieller Pfadgewichte ist eine metrische Messinvarianz ausreichend. Ebenfalls mithilfe des Mehrgruppen-Strukturgleichungsmodells wurde sodann überprüft, ob die Gleichsetzung der latenten Mittelwerte einerseits oder der Pfadgewichte andererseits zu signifikanten Veränderungen des Modelfits führten. Sollte dies der Fall sein, weisen LaS und SpL signifikant unterschiedlich ausgeprägte Einschätzungen der Wertkomponenten und/oder differentielle prädiktive Validitäten der Wertkomponenten mit Blick auf den Bilanzwert auf.

**Anpassung der Modelle an die Daten und Modellvergleiche.** Alle Modelle wurden in R 3.3.4 (R-Core Team, 2015) mithilfe des lavaan Paketes 0.5 (Rosseel, 2012) spezifiziert und mit dem robusten Maximum Likelihood Algorithmus (MLR) an die Daten

angepasst. Fehlende Werte (0-1.4% je Variable) wurden modellbasiert geschätzt. Um ein latentes Konstrukt gut abzubilden, sollten alle Indikatoren eine substantielle ( $> .30$ ) und statistisch signifikante Faktorladung ( $p < .05$ ) aufweisen (Kline, 1994). Der  $\chi^2$ -Wert repräsentiert die Abweichung der Daten vom Modell und wurde auf Signifikanz ( $p < .05$ ) geprüft. Da dieser Wert jedoch bei größeren Stichproben übersensitiv reagiert, wurde zusätzlich der Modellfit anhand des *Comparative Fit Index* (CFI; akzeptabel  $> .90$ ), des *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; akzeptabel  $< .08$ ) und des *Standardized Root Mean Square Residual* (SRMR; akzeptabel  $< .08$ ) beurteilt (Schermelleh-Engel, Moosbrugger & Müller, 2003). Zur Prüfung der statistischen Signifikanz von Modellunterschieden wurde der  $\chi^2$ -Differenzentest herangezogen.

## Ergebnisse

### Deskriptive Befunde

Mittelwerte und Standardabweichungen der Gesamtstichprobe, der SpL und der LaS wiesen augenscheinlich systematische Unterschiede auf. So bewerteten LaS den inhaltsbezogenen Wert ( $M(SD)_{\text{Gesamt}} = 3.70(.97)$ ;  $M(SD)_{\text{LaS}} = 3.87(.95)$ ;  $M(SD)_{\text{SpL}} = 3.55(.96)$ ), den statusbezogenen Wert ( $M(SD)_{\text{Gesamt}} = 3.68(1.01)$ ;  $M(SD)_{\text{LaS}} = 3.87(.98)$ ;  $M(SD)_{\text{SpL}} = 3.51(1.00)$ ) und den abschlussbezogenen Wert ( $M(SD)_{\text{Gesamt}} = 2.58(1.12)$ ;  $M(SD)_{\text{LaS}} = 2.64(1.16)$ ;  $M(SD)_{\text{SpL}} = 2.53(1.10)$ ) aber auch die Kosten ( $M(SD)_{\text{Gesamt}} = 2.80(1.09)$ ;  $M(SD)_{\text{LaS}} = 2.92(1.13)$ ;  $M(SD)_{\text{SpL}} = 2.71(1.05)$ ) höher als SpL. Insgesamt wurde das vorgelegte fiktive Fortbildungsangebot positiv bewertet ( $M(SD)_{\text{Gesamt}} = 4.11(1.03)$ ;  $M(SD)_{\text{LaS}} = 4.21(.95)$ ;  $M(SD)_{\text{SpL}} = 4.01(1.08)$ ).

### Struktur des Wertes

Der Modellfit des 1-Faktor-Modells ( $\chi^2(153) = 826.81$ ;  $p < .05$ ; CFI = .62; RMSEA =

.13; SRMR = .12) und des 2-Faktor-Modells ( $\chi^2(134) = 798.03$ ;  $p < .05$ ; CFI = .64; RMSEA = .13; SRMR = .12) war nicht akzeptabel. Demgegenüber zeigte wie erwartet nur das vollständig ausdifferenzierte 5-Faktor-Modell eine akzeptable Anpassung an die Daten ( $\chi^2(116) = 248.79$ ;  $p < .05$ ; CFI = .93; RMSEA = .06; SRMR = .07). Alle Faktorladungen waren signifikant ( $p < .05$ ) und substantiell (siehe Abb. 1). Zwei der Residualkorrelationen wurden signifikant ( $r > .16$ ). Die bivariaten Korrelationen aller Wertkomponenten mit dem Bilanzwert fielen signifikant und hoch sowie erwartungsgemäß für teilnahmeförderliche Wertkomponenten positiv sowie für die teilnahmehinderlichen Kosten negativ aus. Die Interkorrelation der Faktoren wies auf eine überwiegend gute Unterscheidung der postulierten Wertkomponenten hin, zeigte jedoch auch eine hohe Korrelation zwischen inhaltsbezogenem und statusbezogenem Wert sowie zwischen inhaltsbezogenem Wert und Bilanzwert. Zur weitergehenden Überprüfung der diskriminanten Validität wurden daher post-hoc zwei weitere Modelle spezifiziert, bei denen die Items der jeweiligen Konstrukte auf einen gemeinsamen Faktor laden. Diese Modelle passten jedoch signifikant schlechter zu den Daten (Inhalts- und statusbezogener Wert:  $\chi^2(120) = 279.02$ ;  $p < .05$ ; CFI = .91; RMSEA = .08; SRMR = .07;  $\chi^2$ -Differenzentest:  $\Delta \chi^2(df) = 30.23(4)$ ,  $p < .05$ ; Inhaltsbezogener Wert und Bilanzwert:  $\chi^2(120) = 288.44$ ;  $p < .05$ ; CFI = .91; RMSEA = .08; SRMR = .07;  $\chi^2$ -Differenzentest:  $\Delta \chi^2(df) = 39.65(4)$ ,  $p < .05$ ).

### Vorhersage des Bilanzwertes

Das unrestringierte Strukturgleichungsmodell zur Untersuchung der prädiktiven Validitäten der Wertkomponenten hinsichtlich des Bilanzwertes zeigte einen akzeptablen Fit ( $\chi^2(116) = 248.79$ ;  $p < .05$ ; CFI = .93; RMSEA = .06; SRMR = .07). Das Modell mit restringierten Pfadgewichten – der Gleichsetzung der Pfadgewichte des in-

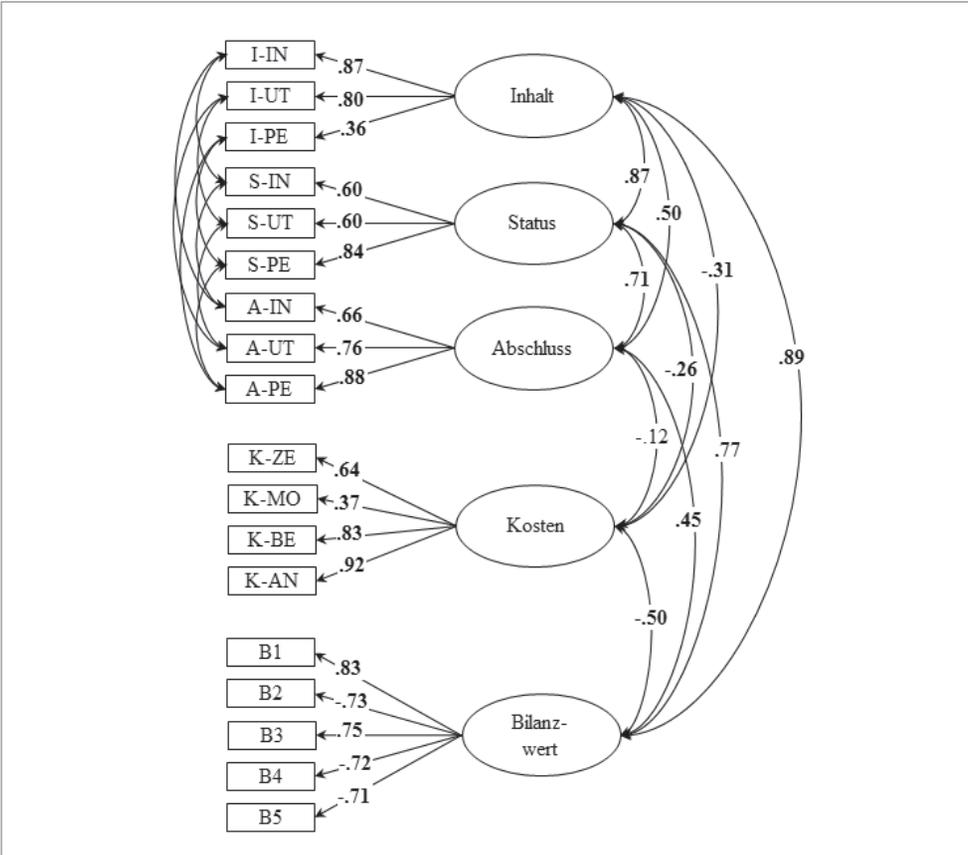


Abbildung 1: Ergebnisse der konfirmatorischen Faktoranalyse des 5-Faktor-Modells

I = inhaltsbezogen, S = statusbezogen, A = abschlussbezogen, IN = intrinsisch, UT = utilitaristisch, PE = persönlich, K = Kosten, MO = monetär, ZE = zeitlich, AN = Anstrengung, BE = psychologische Belastung, B = Bilanzwert (Items durchnummeriert); fett gedruckte Koeffizienten sind signifikant ( $p < .05$ ).

Tabelle 1: Pfadgewichte zwischen den abhängigen und unabhängigen Variablen der Strukturgleichungsmodelle (SGMe)

| Pfad                   | SGM 1    |              |         | SGM 2    |              |         | LaS     | SpL     |
|------------------------|----------|--------------|---------|----------|--------------|---------|---------|---------|
|                        | <i>B</i> | <i>SE(B)</i> | $\beta$ | <i>B</i> | <i>SE(B)</i> | $\beta$ | $\beta$ | $\beta$ |
| <b>Bilanzwert</b>      |          |              |         |          |              |         |         |         |
| < - inhaltsbez. Wert   | .75      | .21          | .84     | .46      | .05          | .52     | .47     | .49     |
| < - statusbez. Wert    | -.05     | .34          | -.04    | .46      | .05          | .38     | .36     | .38     |
| < - abschlussbez. Wert | .04      | .13          | .04     | -.14     | .08          | -.12    | -.24    | .02     |
| < - Kosten             | -.28     | .06          | -.25    | -.28     | .06          | -.26    | -.41    | -.17    |

Anmerkungen: AV = abhängige Variable; UV = unabhängige Variable, SGM 1 = Strukturgleichungsmodell zur Vorhersage des Bilanzwertes durch den inhalts-, status- und abschlussbezogenen Wert sowie Kosten; SGM 2 = SGM 1 mit Gleichsetzung der Regressionspfade zwischen inhalts- und statusbezogenem Wert; LaS = Lehrkräfte allgemeiner Schulen, SpL = Sonderpädagogische Lehrkräfte; *B* = unstandardisiertes Pfadgewicht, *SE(B)* = Standardfehler des Pfadgewichtes *B*,  $\beta$  standardisiertes Pfadgewicht; signifikante Pfadgewichte ( $p < .05$ ) sind fett gedruckt; weitere Beschreibung der Modelle s. Text.

halts- und statusbezogenen Wertes ( $\chi^2(117) = 251.85; p < .05; CFI = .93; RMSEA = .06; SRMR = .07$ ) – wies erwartungsgemäß deutlich kleinere Standardfehler auf als das frei geschätzte Modell (vgl. Tab. 2). Inhalts- und statusbezogener Wert zeigen eine starke Vorhersagekraft; der Effekt der Kosten ist signifikant bei moderater Höhe.

### Vergleich von SpL und LaS

Zur Untersuchung professionsbezogener Unterschiede der Faktormittelwerte sowie der prädiktiven Validität der Wertkomponenten hinsichtlich des Bilanzwertes wurde zunächst das Vorliegen von Messinvarianz auf Basis des Strukturgleichungsmodells überprüft (Hypothese 3). Ein Vergleich des unrestringierten Mehrgruppenmodells ( $\chi^2(234) = 412.12; p < .05; CFI = .91; RMSEA = .08; SRMR = .08$ ) mit einem Mehrgruppenmodell, bei dem die Faktorladungen über die Professionen hinweg gleichgesetzt wurden, ergab keine signifikante Änderung der Passung ( $\Delta\chi^2(13) = 7.66, p = .86$ ). Ebenfalls keine signifikante Änderung ergab die weitergehende Gleichsetzung der Intercepts ( $\Delta\chi^2(13) = 11.85, p = .54$ ). Es darf daher angenommen werden, dass die Messinstrumente skalare Messinvarianz über die Professionen hinweg aufweisen und Vergleiche der Beziehungen der latenten Variablen untereinander sowie der latenten Mittelwerte valide durchgeführt werden können.

Mittelwertunterschiede zwischen den Professionen wurden durch Gleichsetzung der latenten Mittelwerte über die Gruppen hinweg geprüft. Hierbei ergab sich eine signifikante Verschlechterung des Modelfits ( $\Delta\chi^2(5) = 8.71, p < .05$ ). LaS wiesen demnach – zumindest bei einigen Wertkomponenten – signifikant höher ausgeprägte Einschätzungen des Wertes der Fortbildung auf. Mittelwertsunterschiede im Modell sind näher beschrieben, indem die latenten Mittelwerte der ersten Gruppe auf 0 fixiert und die Mittelwerte der anderen Gruppen in Relation dazu angegeben werden. Hier-

bei zeigte sich, dass der inhaltsbezogene Wert von LaS signifikant höher eingeschätzt wurde als von SpL ( $\beta = .33, p < .05$ ); der Unterschied für den Bilanzwert verfehlte die Signifikanzgrenze nur knapp ( $\beta = .19, p = .06$ ).

Die Untersuchung professionsbezogener Unterschiede der prädiktiven Validitäten der Wertkomponenten mit Blick auf den Bilanzwert erfolgte über einen Vergleich der Mehrgruppenmodelle bei Gleichsetzung der Pfadgewichte des inhalts- und statusbezogenen Wertes innerhalb der Gruppe bei Restriktionen skalarer Messinvarianz mit einem Modell, bei dem zusätzlich alle Pfadgewichte über die Gruppen hinweg gleichgesetzt wurden. Hierbei ergab sich durch die Gleichsetzung eine signifikante Verschlechterung des Modelfits ( $\Delta\chi^2(2) = 8.71, p < .05$ ), d.h. es lagen signifikante professionsbezogene Unterschiede der Pfadgewichte vor (vgl. Tab. 2). Die größten Differenzen zeigten sich erwartungsgemäß für die Kostenkomponente (-.41 bei LaS vs. -.17 bei SpL). Mit Blick auf die teilnahmeförderlichen Wertkomponenten zeigt sich entgegen der Erwartungen, dass SpL den statusbezogenen Wert ähnlich bedeutsam sehen wie LaS. Der abschlussbezogene Wert zeigte nur für LaS einen signifikanten jedoch negativen Effekt.

### Diskussion

Mit der vorliegenden Studie wurde unter Rückgriff auf das Erwartungs-Wert-Modell von Wigfield und Eccles (Wigfield & Eccles, 2000) sowie dessen Anpassung für den Weiterbildungskontext durch Gorges (2015, 2016) die Frage adressiert, welche Struktur der fortbildungsbezogene Wert von Lehrkräften bezogen auf eine vorgegebene Fortbildung zum Thema multiprofessionelle Kooperation aufweist, ob sich ein subsummierender Bilanzwert durch die einzelnen Wertkomponenten differentiell vorhersagen lässt und ob sich Sonderpädagoginnen und Sonderpädagogen (SpL) und Lehrkräfte all-

gemeiner Schulen (LaS) mit Blick auf die Höhe und die Bedeutung der Wertkomponenten für die Einschätzung des Bilanzwertes unterscheiden. Die Ergebnisse stützen das postulierte abgrenzbare Konstrukt des Bilanzwertes sowie die erwartete Faktorenstruktur mit vier Wertkomponenten, die im Sinne einer inhaltsbezogenen, statusbezogenen, abschlussbezogenen und Kostenkomponente (Gorges, 2016) unterteilt werden können. Die vorgenannten Komponenten weisen jeweils eine differentielle prädiktive Validität hinsichtlich des Bilanzwertes auf. Schließlich zeigen sich professionsspezifische Unterschiede zwischen SpL und LaS, die jedoch nicht durchgehend den Erwartungen entsprechen.

### *Struktur des Wertes*

Im Einklang mit faktoranalytischen Studien (Kao et al., 2011; Rzejak et al., 2014) stützen die Befunde der vorliegenden Studie die Annahme von Gorges (2016), wonach im Fort- und Weiterbildungskontext eine explizite Bezugnahme auf bestimmte Aspekte einer Fortbildung – konkret den Inhalt, den Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer und den Abschluss – zu unterscheidbaren Faktoren führt, die perspektivisch in das etablierte Erwartungs-Wert-Modell von Wigfield und Eccles (2000) eingebunden werden könnten. Inhalts-, status- und abschlussbezogener Wert weisen dabei signifikante und teilweise auch hohe Interkorrelationen auf, jedoch legen die Befunde der vorliegenden Studie, zumindest für die zugrunde gelegte Stichprobe, eine gute diskriminante Validität der Faktoren nahe. Zukünftig wäre es wünschenswert, beide Ordnungsmerkmale, d.h. sowohl unterschiedliche Motive als auch Bezugspunkte, zu verknüpfen und damit eine simultane Berücksichtigung zu ermöglichen. Zur Integration der Bezugspunkte in das beschriebene Eccles-Modell schlägt Gorges (2016) eine matrixartige Verknüpfung vor, bei der insgesamt neun teilnahmeförderliche Wertkomponenten unterschieden werden (z.B. in-

trinsisch-inhaltsbezogen). Für eine solch differenzierte Erfassung wären die Entwicklung und der Einsatz einer umfangreicheren Skala erforderlich, bei der jede Wertkomponente durch mindestens drei Items abgebildet wird.

Die Konzeptualisierung des von Gorges (2016) vorgeschlagenen Bilanzwertes als eigenständiges Konstrukt hat sich in der vorliegenden Studie bewährt. Der Bilanzwert lässt sich faktoranalytisch von den vier Wertkomponenten trennen und durch diese differentiell vorhersagen. Mithilfe des Bilanzwertes könnten individuelle Gewichtungen der Wertkomponenten zukünftig näher untersucht werden. Das subsumierende Konstrukt kann somit dazu beitragen, die Informationsverarbeitung im Vorfeld einer Bildungsentscheidung näher zu beleuchten. Gegenüber der Erfassung einer Verhaltensintention könnte der Bilanzwert insofern vorteilhaft sein, als er auch in hypothetischen Situationen – z.B. wenn eine Person überhaupt nicht an einer Fortbildung teilnehmen möchte oder die Fortbildung nicht zugänglich ist – plausibel erfragt werden kann. Eine weitergehende Prüfung seiner Validität sowie Untersuchungen der Zusammenhänge zwischen Wertkomponenten, Bilanzwert und Verhaltensintention stehen jedoch noch aus.

### *Vorhersage des Bilanzwertes*

Mit Blick auf die Vorhersage des Bilanzwertes zu der vorgelegten Fortbildung konnte erwartungsgemäß ein differentielles Befundmuster aufgedeckt werden, das im Einklang mit Rzejak et al. (2014) auf eine hohe Bedeutung der Fortbildungsinhalte sowie des Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer für die Fortbildungsmotivation von Lehrkräften hindeutet, während Kosten den Wert einer Fortbildung erwartungsgemäß zu schmälern scheinen. Zukünftig könnten Untersuchungen der Struktur der Fortbildungsmotivation sowie der Mechanismen der relativen Gewichtung einzelner Wertkomponenten innerhalb dieses theoretischen Rahmens de-

tailliertere Einblicke in die Fortbildungsmotivation (nicht nur) von Lehrkräften ermöglichen. Neben der Ausweitung der Skala zur differenzierten Erfassung der Wertkomponenten verspricht insbesondere ein Austausch der vorgelegten Fortbildung näheren Aufschluss darüber, von welchen Aspekten eines Fortbildungsangebotes die Motivation zur Teilnahme beeinflusst wird. Darüber hinaus könnten weitere personale und kontextuelle Faktoren systematisch berücksichtigt werden, z.B. durch den Vergleich weiterer Berufsgruppen, nach Geschlecht oder Altersgruppe.

### *Professionsbezogene Unterschiede*

Bei der Betrachtung der Gemeinsamkeiten und Unterschiede des fortbildungsbezogenen Wertes bei SpL und LaS zeigt sich, dass LaS der beschriebenen Fortbildung einen höheren inhaltsbezogenen Wert bescheinigen als SpL. Interessant ist dabei der negative Effekt des abschlussbezogenen Wertes auf den Bilanzwert bei LaS. Dies könnte bedeuten, dass LaS mit zertifizierten Fortbildungen eher formalisierte und möglicherweise von der Leitungsebene aus forcierten Fortbildungen assoziieren und dies der Attraktivität der Fortbildung daher eher abträglich ist. Eventuell fungiert auch die Anerkennung des Abschlusses in Verbindung mit einer Freistellung für den Fortbildungsbesuch als Moderator des Effektes der abschlussbezogenen Wertkomponente, was wiederum mit der im Vergleich zu SpL starken Relevanz der Kosten assoziiert sein könnte. Die Diskrepanz in der „Investitionsbereitschaft“ erscheint vor dem Hintergrund der hohen Relevanz *gemeinsamer* Fortbildungsteilnahmen (Harazd & Drossel, 2011) problematisch.

### *Praktische Implikationen*

Mit Blick auf die Praxis der Konzeption und Kommunikation von Lehrerfortbildungen zur multiprofessionellen Kooperation bestätigen die Befunde der vorliegenden Studie

zunächst einmal, was auch andere Studien gezeigt haben: Vor allem der Inhalt einer Fortbildung ist relevant. Ein zu erwerbender formaler Abschluss, z.B. in Form einer Teilnahmebescheinigung, erscheint demgegenüber weniger wichtig. Auch bescheinigen die Befunde dem Status als Teilnehmerin oder Teilnehmer eine wichtige Rolle (s. auch Rzejak et al., 2014).

Bislang noch wenig untersucht sind demgegenüber professionsspezifische Unterschiede der Fortbildungsmotivation. Hier weisen die Befunde darauf hin, dass eine kooperationsbezogene Fortbildung im Kontext Inklusion vor allem für LaS niedrigschwellig gestaltet sein sollte, während SpL möglicherweise eher bereit sind, die Kosten der Fortbildung wie Anstrengung und Zeitaufwand zu tragen. Dieser Befund könnte insbesondere bei Fortbildungsangeboten, die sich unmittelbar mit der Bewältigung inklusiven Unterrichts befassen, anders ausfallen.

Erfreulicherweise zeigen die Befunde darüber hinaus, dass eine Fortbildung zum Thema Kooperation in multiprofessionellen Teams grundsätzlich positiv bewertet wurde. Diese Grundhaltung kann und sollte als Anreiz verstanden werden, vermehrt qualitativ hochwertige Fortbildungen zu installieren, welche die für inklusive Schulen nötige Zusammenarbeit von SpL und LaS unterstützen.

### *Einschränkungen und Ausblick*

Die Stichprobe der vorliegenden Studie ist nicht repräsentativ und umfasst ausschließlich Lehrkräfte aus Nordrhein-Westfalen, so dass eine Übertragbarkeit auf andere Bundesländer u.a. durch Unterschiede der Lehrerausbildung sowie der Umgestaltung hin zu einem inklusiven Schulsystem eingeschränkt wird. Eine weitergehende Generalisierung der Befunde ist daher mit Vorsicht vorzunehmen. Die querschnittlich angelegte Studie erlaubt zudem keine kausalen Schlussfolgerungen. Eine Längsschnittstudie oder experimentelle Ansätze wären wünschenswert, um mögliche (differentielle)

Kausaleffekte spezifischer Wertkomponenten auf die Einschätzung des Bilanzwertes sowie späteres Verhalten zu prüfen.

Aufgrund der empirisch nachgewiesenen Bedeutsamkeit der Wertkomponenten und ihrer mutmaßlich erforderlichen Anpassung zur Untersuchung von Fortbildungsentscheidungen fokussierte die vorliegende Studie ausschließlich diesen Ausschnitt des Erwartungs-Wert-Modells. Mit Blick auf die Erfolgserwartung wurde angenommen, dass sie bei einer Fortbildung mit Teilnahmezertifikat in ausreichender Höhe gegeben ist. Nichtsdestotrotz könnte die Erfolgserwartung als zusätzlicher Prädiktor bzw. in Interaktion mit dem Aufgabenwert eine Rolle für die Fortbildungsteilnahme und ggfs. auch für die Einschätzung des Bilanzwertes spielen. Zukünftige Studien sollten daher die Erfolgserwartung explizit berücksichtigen. Weiterhin würden weitere Verhaltens- bzw. verhaltensnahe Maße den Erklärungswert insbesondere des Bilanzwertes näher beleuchten.

Ungeachtet der genannten Einschränkungen kann die vorliegende Studie als ein weiterer Schritt in Richtung einer theoriegeleiteten Erforschung der Fortbildungsmotivation von Lehrkräften gesehen werden (de Wal et al., 2014; Rzejak et al., 2014). Aufbauend auf dieser und weiterer Studien könnten und sollten perspektivisch weitere empirische Studien systematisch dazu beitragen, ein umfassenderes Bild der Fortbildungsmotivation zu entwickeln und Ansatzpunkte zur Förderung abzuleiten.

## Literatur

- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50, 179-211.
- Amrhein, B. & Badstieber, B. (2013). *Lehrerfortbildungen zu Inklusion - eine Trendanalyse*. Gütersloh: Bertelsmann-Stiftung.
- Avenarius, H. & Füssel, H. P. (2010). *Schulrecht. Ein Handbuch für Praxis, Rechtsprechung und Wissenschaft*, 8. Köln: Carl Link.
- Battle, A. & Wigfield, A. (2003). College women's value orientations toward family, career, and graduate school. *Journal of Vocational Behavior*, 62, 56-75.
- BMBF (2014) = Bundesministerium für Bildung und Forschung. (2014). *Weiterbildungsverhalten in Deutschland. Ergebnisse des Adult Education Survey – AES Trendbericht*. Berlin: BMBF.
- Boecker, S. K. & Drahm, M. (2016). Lehrerarbeitsmarkt und -arbeitszeit. In M. Rothland (Hrsg.), *Beruf Lehrer/Lehrerin. Ein Studienbuch* (S. 59-66). Münster: Waxmann/UTB.
- Cramer, C. (2014). Charakteristika und Rahmenbedingungen des Lehrerberufs. In E. Terhart, H. Bennewitz und M. Rothland (Hrsg.), *Handbuch der Forschung zum Lehrerberuf* (2. Aufl.) (S. 177-186). Münster: Waxmann.
- de Wal, J., den Brok, P. J., Hooijer, J. G., Martens, R. L. & van den Beemt, A. (2014). Teachers' engagement in professional learning: Exploring motivational profiles. *Learning and Individual Differences*, 36, 27-36.
- Eccles, J. S. (1983). Expectancies, values, and academic behaviors. In J. T. Spence (Ed.), *Achievement and achievement motives* (pp. 75-146). San Francisco, CA: Freeman.
- Eccles, J. S. (2005). Subjective task values and the Eccles et al. model of achievement related choices. In A. J. Elliot und C. S. Dweck (Eds.), *Handbook of competence and motivation* (pp. 105-121). New York, NY: Guilford.
- FORSA (2015). Lehrerbefragung im Auftrag des VBE zur inklusiven Beschulung. Verfügbar unter: [http://www.vbe-nrw.de/index.php?content\\_id=4621](http://www.vbe-nrw.de/index.php?content_id=4621)
- Gaspard, H., Dicke, A. L., Flunger, B., Schreiber, B., Häfner, I., Trautwein, U. et al. (2015). More value through greater differentiation: Gender differences in value beliefs about math. *Journal of Educational Psychology*, 107, 663-677.
- Gebhard, S., Happe, C., Paape, M., Riestenpatt, J., Vögler, A., Wollenweber, K. U. et al. (2014). Merkmale und Bewertung der

- Kooperation von Sonderpädagogen und Lehrkräften allgemeiner Schulen in inklusiven Unterrichtsettings. *Empirische Sonderpädagogik*, 6, 17-32.
- Gorges, J. (2015). Warum (nicht) an Weiterbildung teilnehmen? Ein erwartungswerttheoretischer Blick auf die Motivation erwachsener Lerner. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 18, 9-28.
- Gorges, J. (2016). Why adults learn: Interpreting adults' reasons to participate in education in terms of Eccles' subjective task value. *International Online Journal of Education and Teaching*, 3, 26-41.
- Grund, A., Schmid, S. & Fries, S. (2015). Studying against your will: Motivational interference in the action. *Contemporary Educational Psychology*, 41, 209-217.
- Harazd, B. & Drossel, K. (2011). Formen der Lehrerverkooperation und ihre schulischen Bedingungen – empirische Untersuchung zur kollegialen Zusammenarbeit und Schulleitungshandeln. *Empirische Pädagogik*, 25, 145 – 160.
- Heinrich, M., Arndt, A.-K. & Werning, R. (2014). Von „Fördertanten“ und „Gymnasialempfehlungskindern“: Professionelle Identitätsbehauptung von Sonderpädagoginnen in der inklusiven Schule. *Zeitschrift für interpretative Schul- und Unterrichtsforschung*, 3, 48-71.
- Jäger, R. S. & Bodensohn, R. (2007). Die Situation der Lehrerfortbildung im Fach Mathematik aus Sicht der Lehrkräfte. *Ergebnisse einer Befragung von Mathematiklehrern*. Bonn: Deutsche Telekomstiftung.
- Kao, C. P., Wu, Y. T. & Tsai, C. C. (2011). Elementary school teachers' motivation toward web-based professional development, and the relationship with Internet self-efficacy and belief about web-based learning. *Teaching and Teacher Education*, 27, 406-415.
- Kline, P. (1994). *An Easy Guide to Factor Analysis*. London: Routledge.
- Kunter, M., & Pohlmann, B. (2015). Lehrer. In E. Wild & J. Möller (Hrsg.), *Pädagogische Psychologie* (S. 261-281). Heidelberg: Springer.
- Kwakman, K. (2003). Factors affecting teachers' participation in professional learning activities. *Teaching and teacher education*, 19(2), 149-170.
- Kyndt, E. & Baert, H. (2013). Antecedents of employees' involvement in work-related learning a systematic review. *Review of Educational Research*, 83, 273-313.
- Lipowsky, F. (2014). Theoretische Perspektiven und empirische Befunde zur Wirksamkeit von Lehrerfort- und weiterbildung. In E. Terhart, H. Bennewitz und M. Rothlan (Hrsg.), *Handbuch der Forschung zum Lehrerberuf* (2. Aufl.) (S. 511-541). Münster: Waxmann.
- Lütje-Klose, B. & Neumann, P. (2015). Die Rolle der Sonderpädagogik im Rahmen der Lehrerprofessionalisierung für eine inklusive schulische Bildung. In T. Häcker und M. Walm (Hrsg.), *Inklusion als Entwicklung: Konsequenzen für Schule und Lehrerbildung* (S. 101-116). Bad Heilbrunn: Klinkhardt.
- Lütje-Klose, B. & Urban, M. (2014). Professionelle Kooperation als wesentliche Bedingung inklusiver Schul- und Unterrichtsentwicklung. Teil 1: Grundlagen und Modelle inklusiver Kooperation. *Vierteljahresschrift für Heilpädagogik und ihre Nachbargebiete*, 83(2), 112-123.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M. & Craven, R. (1992). Overcoming problems in confirmatory factor analyses of MTMM data: The correlated uniqueness model and factorial invariance. *Multivariate Behavioral Research*, 27, 489-507.
- Marsh, H. W., Dowson, M., Pietsch, J. & Walker, R. (2004). Why multicollinearity matters: A reexamination of relations between self-efficacy, self-concept, and achievement. *Journal of Educational Psychology*, 96, 518-522.
- Moser, V. (2014). Forschungserkenntnisse zur sonderpädagogischen Professionalität in inklusiven Settings. In: S. Trumpp, S. Seifried, E.-K. Franz & T. Klauß (Hrsg.), *Inklusive Bildung - Erkenntnisse und Konzepte aus Fachdidaktik und Sonderpädagogik* (S. 92-106). Weinheim: Beltz Juventa.

- OECD (2014) = Organisation for Economic Co-operation and Development. (2014). *New Insights from TALIS 2013. Teaching and Learning in Primary and Upper Secondary Education*. Paris: OECD Publishing.
- R Core Team (2015). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from: <http://www.R-project.org/>. (24.1.2017)
- Reiser, H. (1998). Sonderpädagogik als Service-Leistung? Perspektiven der sonderpädagogischen Berufsrolle zur Professionalisierung der Hilfsschul- bzw. Sonderschullehrerinnen. *Zeitschrift für Heilpädagogik*, 49, 46–54.
- Richter, D. (2011). Lernen im Beruf. In M. Kunter, J. Baumert, W. Blum, U. Klusmann, S. Krauss, & M. Neubrand (Hrsg.), *Professionelle Kompetenz von Lehrkräften: Ergebnisse aus dem Forschungsprogramm CO-ACTIV* (S. 317–325). Münster: Waxmann.
- Richter, D., Engelbert, M., Weirich, S. & Pant, H. A. (2013). Differentielle Teilnahme an Lehrerfortbildungen und deren Zusammenhang mit professionsbezogenen Merkmalen von Lehrkräften. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 27, 193-207.
- Richter, D., Kleinknecht, M. & Gröschner, A. (2016, März). *Motivation von Lehrkräften zur Teilnahme an Fortbildungen und deren Bedeutung für das Fortbildungsverhalten*. Vortrag auf der 4. Tagung der Gesellschaft für Empirische Bildungsforschung (GEBF), Berlin.
- Rosseel, Y. (2012). Lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1-36. Retrieved from: <http://www.jstatsoft.org/v48/i02/> (24.1.2017)
- Rothland, M. (Hrsg.) (2007). *Belastung und Beanspruchung im Lehrerberuf*. Wiesbaden: VS.
- Rzejak, D., Künsting, J., Lipowsky, F., Fischer, E., Dezhgahi, U. & Reichardt, A. (2014). Facetten der Lehrerfortbildungsmotivation-eine faktorenanalytische Betrachtung. *Journal for Educational Research online*, 6, 139-159.
- Schermelleh-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.
- Terhart, E. (2008). Die Lehrerbildung. In K. Cortina, J. Baumert, A. Leschinsky, K. U. Mayer und L. Trommer (Hrsg.), *Das Bildungswesen in der Bundesrepublik Deutschland* (S. 745-772). Reinbek bei Hamburg: Rowohlt.
- Weiber, R. & Mühlhaus, D. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung: Eine anwendungsorientierte Einführung in die Kausalanalyse mit Hilfe von AMOS, SmartPLS und SPSS*. Heidelberg: Springer.
- Wigfield, A. & Eccles, J. S. (2000). Expectancy-value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 68-81.
- Wild, E., Lütje-Klose, B., Schwinger, M., Gorges, J. & Neumann, P. (2017): BiLieF - Bielefelder Längsschnittstudie zum Lernen in inklusiven und exklusiven Förderarrangements. Version: 1. IQB - Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen. Datensatz. doi: 10.5159/IQB\_BiLieF\_v1

**Dr. Julia Gorges**  
 Universität Bielefeld  
 Fakultät für Psychologie und Sportwissenschaft  
 Abteilung für Psychologie  
 Postfach 10 01 31  
 33501 Bielefeld  
[julia.gorges@uni-bielefeld.de](mailto:julia.gorges@uni-bielefeld.de)

Erstmalig eingereicht: 30.01.2017

Überarbeitung eingereicht: 30.06.2017

Angenommen: 10.07.2017