

Blömeke, Sigrid; Kaiser, Gabriele; Döhrmann, Martina
**Bedingungsfaktoren des fachbezogenen Kompetenzerwerbs von Lehrkräften.
Zum Einfluss von Ausbildungs-, Persönlichkeits- und Kompositionsmerkmalen
in der Mathematiklehrerausbildung für die Sekundarstufe I**

Helsper, Werner [Hrsg.]; Tippelt, Rudolf [Hrsg.]: Pädagogische Professionalität. Weinheim u.a. : Beltz 2011, S. 77-103. - (Zeitschrift für Pädagogik, Beiheft; 57)

urn:nbn:de:0111-opus-70886



in Kooperation mit / in cooperation with:

BELTZ JUVENTA

<http://www.juventa.de>

Nutzungsbedingungen / conditions of use

Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document.

This document is solely intended for your personal, non-commercial use. Use of this document does not include any transfer of property rights and it is conditional to the following limitations: All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

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

Kontakt / Contact:

peDOCS
Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung (DIPF)
Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft
Informationszentrum (IZ) Bildung
Schloßstr. 29, D-60486 Frankfurt am Main
E-Mail: pedocs@dipf.de
Internet: www.pedocs.de

Zeitschrift für Pädagogik · 57. Beiheft

Pädagogische Professionalität

Herausgegeben von
Werner Helsper und Rudolf Tippelt

BELTZ

Die in der Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, vorbehalten. Kein Teil dieser Zeitschrift darf ohne schriftliche Genehmigung des Verlages in irgendeiner Form – durch Fotokopie, Mikrofilm oder ein anderes Verfahren – reproduziert oder in eine von Maschinen, insbesondere Datenverarbeitungsanlagen, verwendbare Sprache übertragen werden. Auch die Rechte der Wiedergabe durch Vortrag, Funk- und Fernsehsendung, im Magnettonverfahren oder auf ähnlichem Wege bleiben vorbehalten. Fotokopien für den persönlichen oder sonstigen eigenen Gebrauch dürfen nur von einzelnen Beiträgen oder Teilen daraus als Einzelkopie hergestellt werden. Jede im Bereich eines gewerblichen Unternehmens hergestellte oder genutzte Kopie dient gewerblichen Zwecken gem. § 54 (2) UrhG und verpflichtet zur Gebührenzahlung an die VG Wort, Abteilung Wissenschaft, Goethestr. 49, 80336 München, bei der die einzelnen Zahlungsmodalitäten zu erfragen sind.

© 2011 Beltz Verlag · Weinheim und Basel

Herstellung: Lore Amann

Gesamtherstellung: Beltz Bad Langensalza GmbH, Bad Langensalza

Printed in Germany

ISSN 0514-2717

Bestell-Nr. 41158

Inhaltsverzeichnis

Werner Helsper/Rudolf Tippelt

Pädagogische Professionalität – Einleitung 7

Historische und theoretische Bestandsaufnahme zur Professionalität und Professionalisierung

Peter Lundgreen

Pädagogische Professionen. Ausbildung und Professionalität
in historischer Perspektive 9

Dieter Nittel

Von der Profession zur sozialen Welt pädagogisch Tätiger? Vorarbeiten
zu einer komparativ angelegten Empirie pädagogischer Arbeit 40

Reflexion von Professionalität in pädagogischen Feldern und Organisationen

Andreas Wildgruber/Fabienne Becker-Stoll

Die Entdeckung der Bildung in der Pädagogik der frühen Kindheit –
Professionalisierungsstrategien und -konsequenzen 60

Sigrid Blömeke/Gabriele Kaiser/Martina Döhrmann

Bedingungsfaktoren des fachbezogenen Kompetenzerwerbs von Lehrkräften.
Zum Einfluss von Ausbildungs-, Persönlichkeits- und Kompositionsmerkmalen
in der Mathematiklehrerausbildung für die Sekundarstufe I 77

Werner Thole/Andreas Polutta

Professionalität und Kompetenz von MitarbeiterInnen in sozialpädagogischen
Handlungsfeldern. Professionstheoretische Entwicklungen und Problem-
stellungen der Sozialen Arbeit 104

Wolfgang Seitter

Wandel des Professionellen im Feld der Weiterbildung 122

Michael Göhlich

Reflexionsarbeit als pädagogisches Handlungsfeld. Zur Professionalisierung der Reflexion und zur Expansion von Reflexionsprofessionellen in Supervision, Coaching und Organisationsberatung 138

Bernhard Schmidt-Hertha

Qualitätsentwicklung und Zertifizierung: Ein neues professionelles Feld? 153

Neuere empirische Analysen zu pädagogischer Professionalität und zu Prozessen der Professionalisierung

Dieter Nittel/Julia Schütz/Sandra Fuchs/Rudolf Tippelt

Die Orientierungskraft des lebenslangen Lernens bei Weiterbildunglern und Grundschullehrern. Erste Befunde aus dem Forschungsprojekt PAELL 167

Karsten Speck/Thomas Olk/Thomas Stimpel

Auf dem Weg zu multiprofessionellen Organisationen? Die Kooperation von Sozialpädagogen und Lehrkräften im schulischen Ganztags. Empirische Befunde aus der Ganztagsforschung und dem Forschungsprojekt „Professionelle Kooperation von unterschiedlichen Berufskulturen an Ganztagschulen“ (ProKoop) 184

Ewald Terhart

Lehrerberuf und Professionalität: Gewandeltes Begriffsverständnis – neue Herausforderungen 202

Nils Berkemeyer/Hanna Järvinen/Johanna Otto/Wilfried Bos

Kooperation und Reflexion als Strategien der Professionalisierung in schulischen Netzwerken 225

Aiga von Hippel

Fortbildung in pädagogischen Berufen – zentrale Themen, Gemeinsamkeiten und Unterschiede der Fortbildung in Elementarbereich, Schule und Weiterbildung 248

Eine abschließende Bestandsaufnahme – Professionalität und Professionalisierung in pädagogischen Feldern und im pädagogischen Studium

Werner Helsper/Rudolf Tippelt

Ende der Profession und Professionalisierung ohne Ende? Zwischenbilanz einer unabgeschlossenen Diskussion 268

Sigrid Blömeke/Gabriele Kaiser/Martina Döhrmann

Bedingungsfaktoren des fachbezogenen Kompetenzerwerbs von Lehrkräften

Zum Einfluss von Ausbildungs-, Persönlichkeits- und Kompositionsmerkmalen in der Mathematiklehrausbildung für die Sekundarstufe I

1. Einleitung

Im Bereich der Unterrichtsforschung gehört es mittlerweile zum selbstverständlichen Erkenntnisstand, schulische Wirkungen als das Ergebnis eines komplexen Zusammenspiels von individuellen Schülermerkmalen, institutionellen Ausbildungsmerkmalen und Eigenschaften der Klassen- und Schulzusammensetzung anzusehen (Scheerens & Bosker, 1997; Creemers & Kyriakides, 2008). Für die Lehrerausbildung muss in Bezug auf eine entsprechend differenzierte Modellierung ihres Wirkungszusammenhangs ein Forschungsdefizit konstatiert werden. Zwar liegen deskriptive Ergebnisse zur professionellen Kompetenz von Lehrkräften am Ende ihrer Ausbildung vor (Blömeke, Kaiser & Lehmann, 2008, 2010a, b). Wodurch dieser Kompetenzerwerb beeinflusst wurde, ist allerdings weitgehend unbekannt. Dies gilt für Wirkungen von individuellen Lehrermerkmalen, beispielsweise ihres Geschlechts, ebenso wie für die Wirkung von institutionellen Ausbildungsmerkmalen wie dem Umfang an gebotenen Lerngelegenheiten oder auch für den Einfluss der Zusammensetzung von Ausbildungsgängen, z.B. nach unterschiedlich hohem Vorwissen.

Die internationale Vergleichsstudie „Teacher Education and Development Study: Learning to Teach Mathematics“ (TEDS-M)¹ der „International Association for the Evaluation of Educational Achievement“ (IEA), die 2008 in 15 Ländern durchgeführt wurde, bietet erstmals die Gelegenheit, die Bedingungsfaktoren des Kompetenzerwerbs angehender Lehrkräfte anhand von Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I mit repräsentativen Stichproben im Detail zu untersuchen. TEDS-M liegt ein Modell zugrunde, das zwischen institutionell gebotenen Lerngelegenheiten, individuellen Lernvoraussetzungen der angehenden Lehrkräfte und Lernergebnissen am Ende der Ausbil-

1 TEDS-M wurde von der IEA, der US-amerikanischen *National Science Foundation* (REC 0514431) und den TEDS-M-Teilnahmeländern gefördert. In Deutschland erfolgte eine Förderung durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft (BL 548/3-1). Alle Darlegungen in diesem Beitrag stammen von den Autorinnen und spiegeln nicht notwendigerweise die Ansichten der IEA, der NSF oder der DFG wider. Die Datenanalysen basieren auf dem internationalen TEDS-M-Datensatz in der Version 3.0, der den Ländern am 9.12.2009 seitens des *Data Processing Center* der IEA (DPC) zur Verfügung gestellt wurde. Wir danken Dr. Doreen Prasse und Dr. Ute Suhl für hilfreiche und weiterführende Anmerkungen zu früheren Fassungen dieses Beitrags.

dung unterscheidet. Die am Ende der Ausbildung erreichte professionelle Kompetenz von Lehrkräften wird also als Ergebnis eines komplexen Zusammenspiels verschiedener Merkmale gesehen.

Mit Mathematiklehrkräften nimmt TEDS-M dabei eine Personengruppe in den Blick, der für die Vorbereitung der nachwachsenden Generationen auf die Informationsgesellschaft eine zentrale Rolle zukommt. Mathematik gehört nicht nur weltweit zu den schulischen Kernfächern (Mullis, Martin & Foy, 2008), über mathematische Kompetenz zu verfügen, ist auch eine zentrale Voraussetzung, alltägliche und berufliche Anforderungen bewältigen zu können (Freudenthal, 1983; KMK, 2003). Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, auf der Basis der TEDS-M-Daten ein erstes Modell zur Effektivität der Lehrerbildung vorzulegen, in dem das am Ende der Ausbildung von den Lehrkräften erreichte mathematische und mathematikdidaktische Wissen als Kriterium angelegt wird.

2. Theoretischer Rahmen und Forschungsstand

2.1 Professionelle Kompetenz von Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I

In Anlehnung an den Kompetenzbegriff von Weinert (1999) werden die Ergebnisse der Mathematiklehrerbildung in TEDS-M berufsbezogen im Hinblick auf zentrale Anforderungen des Mathematikunterrichts der Sekundarstufe I und analytisch im Hinblick auf kognitive und affektiv-motivationale Komponenten ausdifferenziert. Orientiert an etablierten Diskursen der Lehrerforschung (Shulman, 1985; Bromme, 1992) und in Übereinstimmung mit Studien zu praktizierenden Mathematiklehrkräften (Brunner et al., 2006; Baumert & Kunter, 2006) stellen das fachliche, das fachdidaktische und das pädagogische Professionswissen die zentralen kognitiven Komponenten dar (vgl. im Folgenden Döhrmann, Kaiser & Blömeke, 2010).

Von angehenden Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I kann erwartet werden, dass sie jene mathematischen Inhaltsgebiete auf einem höheren, reflektierten Niveau beherrschen, die in den Jahrgangsstufen relevant sind, die sie unterrichten werden. Inhaltlich liegt aus den TIMSS-Studien (Mullis et al., 2008) eine elaborierte Bestimmung der Inhaltsgebiete vor, die aus international-vergleichender Perspektive für diese Sekundarstufe I als relevant angesehen werden müssen (vgl. Tatto et al., 2008). In Bezug auf das *mathematische* Wissen können danach vier große Inhaltsbereiche unterschieden werden: Arithmetik, Algebra, Geometrie und Stochastik.

Mit der Bewältigung von fachlichen Anforderungen im Mathematikunterricht sind zudem unterschiedliche kognitive Prozesse verbunden, die in „Wissen abrufen bzw. Fakten kennen“, „Wissen situational anwenden“ sowie „auf einer Wissensbasis argumentieren und beweisen“ differenziert werden können. Mit dieser theoretischen Rahmung wird nicht nur eine systematische Verknüpfung von TEDS-M mit anderen IEA-Studien gewährleistet, sondern es wird auch der Anschluss an kognitionspsychologische Ansätze hergestellt (siehe insbesondere Anderson & Krathwohl, 2001).

Mathematikdidaktisches Wissen kann in Anlehnung an Shulman (1985) in zwei Subdimensionen ausdifferenziert werden: zum einen in ein curriculares und auf die Planung von Unterricht bezogenes Wissen sowie zum anderen in ein auf die unterrichtliche Interaktion bezogenes Wissen (vgl. auch Blömeke, Kaiser & Lehmann, 2008). Ersteres umfasst vor allem die Fähigkeit, zentrale Themen im Lehrplan zu identifizieren, curriculare Zusammenhänge zu erkennen und herzustellen sowie Lernziele zu formulieren und unterschiedliche Bewertungsmethoden zu kennen (vgl. auch Vollrath, 2001). Interaktionsbezogenem Wissen können insbesondere Analyse- und Diagnosefähigkeiten zugeordnet werden, die zum Interpretieren und Bewerten von Schülerlösungen und -antworten erforderlich sind und ein angemessenes Feedback ermöglichen.

2.2 Individuelle Bedingungsfaktoren

Der fachbezogene Kompetenzerwerb von Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I ist vermutlich durch ein komplexes Bündel an Bedingungsfaktoren beeinflusst. In Analogie zur Erforschung kognitiver Schülerleistungen (Creemers & Kyriakides, 2008) können das Geschlecht, der sprachliche Hintergrund und die sozioökonomische Herkunft von Lehrkräften, ihre Schulleistungen sowie motivationale Ausprägungen als *individuelle* Prädiktoren angenommen werden.

In Bezug auf das *Geschlecht* verweisen sozialpsychologische Theorien darauf, dass Mädchen im Entwicklungsprozess mathematikbezogen weniger formelle und informelle Lerngelegenheiten geboten werden, dass sie weniger Unterstützung und Ermutigung erhalten und dass ihre Selbstwirksamkeitsausprägungen ungünstiger ausgeprägt sind als die von Jungen (Kimball, 1989; Henrion, 1997; Brandell, 2008). Dieser Prozess setzt sich möglicherweise in der Lehrerausbildung fort, sodass entsprechend den Auswirkungen auf der Schülerenebene Leistungs Nachteile im Bereich Mathematik und Mathematikdidaktik für weibliche im Vergleich zu männlichen Lehrkräften zu erwarten sind.

Blömeke und Kaiser (2010) kommen anhand einer Gelegenheitsstichprobe von 849 Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I in Deutschland entsprechend zu dem Ergebnis, dass männliche Lehrkräfte am Ende der Ausbildung über ein höheres mathematisches und mathematikdidaktisches Wissen verfügen als weibliche Lehrkräfte. Die Leistungs Nachteile treten allerdings nur auf, wenn der Ausbildungsgang nicht kontrolliert wird. Der Männeranteil liegt in der stark fachlich geprägten Gymnasialausbildung deutlich höher als in der Grund-, Haupt- und Realschullehrerausbildung, in der weniger fachbezogene Lerngelegenheiten bestehen, wobei in Ersterer bessere mathematische und mathematikdidaktische Leistungen erzielt werden als in Letzterer. Wird der Umfang an Lerngelegenheiten kontrolliert, lassen sich keine geschlechtsspezifischen Unterschiede mehr feststellen (vgl. auch Curdes, Jahnke-Klein, Lohfeld & Pieper-Seier, 2003).

Blömeke, Suhl und Kaiser (2011) replizieren dieses Ergebnis für Deutschland anhand einer repräsentativen Stichprobe für angehende Primarstufenlehrkräfte im letzten Jahr ihrer Ausbildung. In dieser Studie wird anhand von repräsentativen Stichproben

aus 14 weiteren Ländern allerdings deutlich, dass es sich im internationalen Vergleich um ein ungewöhnliches Ergebnis handelt. Für die Mehrheit der untersuchten Länder gilt, dass auch unter Kontrolle des Ausbildungsgangs Leistungsnachteile für weibliche Lehrkräfte bestehen. Insofern stellt sich die Forschungslage uneinheitlich dar.

In Bezug auf den Einfluss des *sprachlichen Hintergrunds* angehender Mathematiklehrkräfte auf die erworbenen professionellen Kompetenzen müssen aus sprachwissenschaftlicher Sicht für Personen, die in ihrer Zweit- oder Drittsprache lernen, Leistungsnachteile im Vergleich zu Personen erwartet werden, die in ihrer Erstsprache lernen (Cummins, 1983; Council of Chief State School Officers, 1990). Die Anforderungen an das Sprachniveau in Schule und Ausbildung sind deutlich höher als zu Hause oder in der Peer-Kommunikation. Entsprechend lassen sich mit ansteigenden Schuljahren kumulative negative Effekte feststellen (Thomas & Collier, 1997), die sich in der Lehrerausbildung möglicherweise fortsetzen.

Empirisch gesehen scheint es in Bezug auf Primarstufenlehrkräfte in vielen Ländern allerdings kaum einen Unterschied zu machen, ob die Lehrkräfte in ihrer Erst- oder einer anderen Sprache ausgebildet wurden (Blömeke et al., 2011). Für Deutschland weicht das Ergebnis jedoch wiederum ab. Primarstufenlehrkräfte mit einem anderen Sprachhintergrund als Deutsch weisen unter Kontrolle des Ausbildungsgangs und der über alle Fächer gemittelten Schulnoten erhebliche Leistungsnachteile auf, die bis zu zwei Dritteln einer Standardabweichung reichen, und zwar sowohl in Mathematik als auch in Mathematikdidaktik (ebd.). In Bezug auf Sekundarstufen-I-Lehrkräfte liegen bisher keine entsprechenden Analysen vor.

Offen ist für diese Zielgruppe der Sekundarstufen-I-Lehrkräfte auch, welche Effekte weiteren wichtigen Hintergrundmerkmalen zugeschrieben werden können. Der *sozio-ökonomische Status* beschreibt unterschiedlich gute Zugänge zu lernrelevanten Ressourcen, die explizit eingesetzt oder implizit wirksam werden können (vgl. Mueller & Parcel, 1981). Das Konstrukt kann über verschiedene Indikatoren erfasst werden, insbesondere über den Bildungshintergrund der Eltern, die zu Hause verfügbaren Ressourcen, den Beruf der Eltern und/oder das elterliche Einkommen (Sirin, 2005; van Ewijk & Slegers, 2010). Diese Dimensionen bilden unterschiedliche Aspekte sozialer Ungleichheit ab und hängen auf der Schülerebene eng mit Lernergebnissen zusammen. Der Effekt scheint über die Altersstufen, Fachrichtungen und im internationalen Vergleich relativ stabil auszufallen.

In empirischer Hinsicht kann in Bezug auf Lehrkräfte erneut nur auf die Primarstufenlehrausbildung verwiesen werden, da keine entsprechenden Ergebnisse für die Sekundarstufe I vorliegen. Bei Primarstufenlehrkräften erweist sich der sozio-ökonomische Status, erfasst über den Bildungshintergrund der Eltern, als wenig relevant (Blömeke et al., 2011). Die Autorinnen interpretieren dieses Ergebnis als Folge vielfacher Selektionsschritte bis zum Universitätseintritt.

Positive Beziehungen können für das *Vorwissen* der angehenden Lehrkräfte und ihre am Ausbildungsende erreichte Kompetenz erwartet werden. Vorhandenes Wissen erleichtert die Einpassung neuen Wissens bzw. Umstrukturierungen sowie kognitive Prozesse wie das *Chunking* (Anderson, & Lebière, 1998). Dies gilt für das domänenspezi-

fische, aber auch für das über viele Fächer gemittelte Vorwissen, das eine Nähe zur Intelligenz aufweist. Tatsächlich zeigen empirische Untersuchungen zur Primarstufenlehrausbildung, dass in beiderlei Hinsicht positive Beziehungen bestehen (Blömeke et al., im Druck). Inwieweit dies auch für Mathematiklehrkräfte der Sekundarstufe I gilt, ist weitgehend offen. Erste Untersuchungen an einer Gelegenheitsstichprobe in Deutschland haben signifikante Zusammenhänge zwischen Mathematik- und Mathematikdidaktikwissen sowie Vorwissen erbracht (Blömeke et al., 2008).

Das Vorwissen in eine Analyse von Ausbildungseffekten einzubeziehen ist nicht nur *sui generis* geboten, weil direkte Zusammenhänge zu den Ergebnissen der Mathematiklehrausbildung erwartet werden, sondern auch weil es kontrolliert werden muss. Das Vorwissen ist vermutlich bereits selbst durch die übrigen Hintergrundmerkmale beeinflusst, sodass eine Nichtberücksichtigung mit einer Überschätzung des Einflusses anderer Bedingungsfaktoren einherginge (Thomas & Mortimore, 1996; van Ewijk & Slegers, 2010).

Intrinsische Motivation hat sich in vielen Studien vor allem dann als hochwirksam erwiesen, wenn es um komplexe Lernaufgaben geht, wie sie für die Lehrerausbildung angenommen werden können (Singh, Granville & Dika, 2002). Die Anstrengungsbereitschaft ist höher und es wird weniger schnell aufgegeben, wenn Schwierigkeiten auftauchen. Die Wirkung von extrinsischer Motivation ist dagegen widersprüchlich (Ryan & Deci, 2000). Erwartungsgemäß konnten bei Primarstufenlehrkräften signifikant positive Zusammenhänge zwischen einer intrinsisch-fachbezogenen Berufsmotivation und dem mathematischen und mathematikdidaktischen Wissen am Ende der Ausbildung festgestellt werden. Eine pädagogisch-altruistische Motivation bleibt dagegen offensichtlich ohne substanzielle Effekte, während extrinsische Motive negative Effekte zeitigen (Blömeke et al., im 2011). Keine Erkenntnisse liegen für Mathematiklehrkräfte der Sekundarstufe I vor.

2.3 Institutionelle Bedingungsfaktoren

Den Kern institutioneller Bedingungsfaktoren des Kompetenzerwerbs in der Lehrerausbildung stellen die curricular gebotenen Lerngelegenheiten – englisch *Opportunities to Learn* (OTL) – dar (vgl. Tatto et al., 2008). Das Lehrerausbildungscurriculum wurde intentional im Hinblick auf das angelegt, was bildungspolitisch bzw. von den Ausbildungsinstitutionen für notwendig gehalten wird, um Mathematiklehrkräften eine erfolgreiche Bewältigung ihrer Aufgaben zu ermöglichen (McDonnell, 1995). Eine fachbezogene Operationalisierung der Lerngelegenheiten gehört zu den Grundprinzipien der IEA-Tradition (Schmidt, McKnight, Valverde, Houang & Wiley, 1997). OTL werden insofern als Inhaltsgebiete angesehen, genauer als „content of what is being taught, the relative importance given to various aspects of mathematics“ (Travers & Westbury, 1989). In Bezug auf fachbezogene Kompetenzen kann von den folgenden Ausbildungsmerkmalen schlüssig Einfluss auf die erreichte Leistung angenommen werden:

- von den mathematischen Lerngelegenheiten
- von den mathematikdidaktischen Lerngelegenheiten und
- von den in der Ausbildung eingesetzten Lehrmethoden.

Während die ersten beiden Annahmen kaum der Begründung bedürfen, mag die dritte überraschen. Mit ihr wird das traditionelle OTL-Verständnis der IEA um einen qualitativen Prozessaspekt erweitert, wie es auch in der Schul- und Unterrichtsforschung geschieht. Viele Diskurse über die Lehrerbildung – unter anderem der als wegweisend angesehene Shulmansche Referenzrahmen der *signature pedagogies* (Shulman, 2005) – beruhen auf der Annahme, dass sich die hochschulische Lehre auf die spätere schulische Lehre auswirkt, indem Lehrveranstaltungen ein Modell darstellen (vgl. auch Putnam & Borko, 1997).

Empirisch gesehen deutet sich auf der Basis einer Gelegenheitsstichprobe von Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I aus sechs Ländern an, dass Lerngelegenheiten in *Mathematik* für den fachbezogenen Kompetenzerwerb eine herausragende Bedeutung zukommt (Blömeke, Suhl, Kaiser, Felbrich & Schmotz, 2010c). Dieses Ergebnis konnte für Primarstufenlehrkräfte im internationalen Vergleich repliziert werden (Blömeke et al., 2011) und korrespondiert mit den Erkenntnissen zu praktizierenden Mathematiklehrkräften der Sekundarstufe I (Brunner et al., 2006). In allen Studien bleibt allerdings offen, wie die verschiedenen institutionellen Ausbildungsmerkmale in Bezug auf

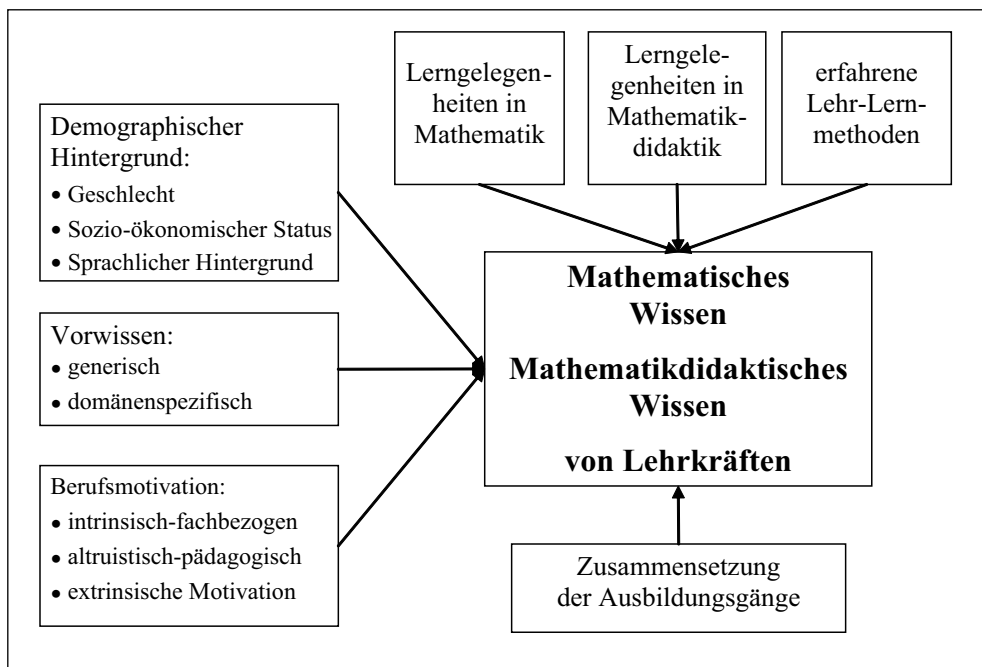


Abb. 1: Individuelle und institutionelle Bedingungsfaktoren des Kompetenzerwerbs in der Mathematiklehrerbildung für die Sekundarstufe I

den Kompetenzerwerb zusammenspielen und wie sie mit individuellen Merkmalen wie z.B. dem Vorwissen zusammenhängen.

In der Schuleffektivitätsforschung wird über die expliziten Merkmale institutioneller Lerngelegenheiten hinaus die implizite Bedeutsamkeit von *Kompositionsmerkmalen* betont. Übertragen auf die Lehrerausbildung ist in der Tat denkbar, dass entweder durch offizielle Selektionsmaßnahmen z.B. anhand der kognitiven Eingangsvoraussetzungen zu Beginn der Ausbildung oder durch Selbstselektion unterschiedliche Zusammensetzungen der Lehrerschaften in den Ausbildungsgängen der verschiedenen Ausbildungsinstitutionen vorhanden sind.

Begrenzt sind allerdings die empirischen Erkenntnisse zu solchen Kompositionseffekte. Unseres Wissens stellt die Untersuchung von Blömeke et al. (2011) zur Wirkung der Eingangsselektivität in der Primarstufenlehrrausbildung die bisher einzige Untersuchung dazu dar. In dieser Studie wurde nicht nur deutlich, dass eine nach Schulnoten unterschiedliche Zusammensetzung einen hochsignifikanten *direkten* Effekt auf das mathematische und mathematikdidaktische Wissen der Lehrkräfte hat, sondern es zeigte sich auch, dass die Eingangsselektivität die Wirksamkeit der gebotenen Lerngelegenheiten *vermittelt*. Zur Sekundarstufe I liegt bisher keine vergleichbare Studie vor.

Zusammengefasst enthält das hier zu prüfende Modell zur Effektivität der Mathematiklehrrausbildung damit die folgenden individuellen und institutionellen Bedingungsfaktoren des Kompetenzerwerbs (siehe Abb. 1).

3. Untersuchungsdesign

3.1 Stichproben

Basis von TEDS-M war ein mehrstufiges stratifiziertes Samplingdesign, das in den 15 Ländern, die an der Sekundarstufen-I-Studie teilgenommen haben (siehe Tab. 1), Zufallsziehungen repräsentativer Einheiten auf den Ebenen Ausbildungsinstitutionen und angehende Lehrkräfte mit einer Mathematik-Lehrberechtigung für die Klasse 8 im letzten Jahr ihrer Ausbildung gewährleistete. Die Stichprobenziehungen erfolgten durch das *Data Processing Center* der IEA in Hamburg. Insgesamt sind in TEDS-M 8.185 angehende Sekundarstufen-I-Mathematiklehrkräfte am Ende ihrer Ausbildung befragt und getestet worden. Kanada musste wegen zu geringer Rücklaufquoten nachträglich aus der Studie ausgeschlossen werden.

In Deutschland wurden die unterschiedlichen Ausbildungstypen, die zu einer Lehrberechtigung für den Mathematikunterricht in der Sekundarstufe I führen, als explizites und die Bundesländer als implizites Stratum verwendet. Die Klassifizierung der Ausbildungsgänge in die Typen einer stufenübergreifenden Grund-, Haupt- und ggf. Real-schullehrerausbildung bzw. einer reinen Sekundarstufen-I-Ausbildung sowie einer Gymnasial- und ggf. Gesamtschullehrerausbildung erfolgte in Absprache mit den Kultusministerien der Länder. Aufgrund der Unterstützung durch die Kultusministerien und der Offenheit der Studienseminare konnten die strengen Kriterien der IEA zur Rück-

Botswana (Kanada)	Chile Malaysia	Deutschland Norwegen	Georgien Oman
Philippinen	Polen***	Russland	Schweiz*
Singapur	Taiwan	Thailand	USA**

* Pädagogische Hochschulen in den deutschsprachigen Kantonen (Kanada) ausgeschlossen

** Hochschulen in staatlicher Trägerschaft

*** grundständige Ausbildungsgänge

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 1: Länder, die an der Sekundarstufen-I-Studie von TEDS-M teilnahmen

laufquote in Deutschland voll erfüllt werden. Die institutionelle Rücklaufquote betrug 100 Prozent, die Rücklaufquote unter den Lehrkräften 81 Prozent.²

Polen, die Schweiz und die USA haben nicht mit allen Regionen oder Ausbildungsinstitutionen teilgenommen. Die Aussagekraft ihrer Ergebnisse ist dadurch allerdings lediglich regional oder strukturell eingeschränkt. In Chile, Georgien, Polen und den USA (kombinierte Rücklaufquote <75%) sowie in Norwegen (kombinierte Rücklaufquote <60%) gelang es nicht vollständig, die Mindestanforderungen der IEA zu den Rücklaufquoten zu erfüllen. Die entsprechenden Ergebnisse werden daher annotiert berichtet. In Bezug auf die USA ist zudem festzuhalten, dass für rund ein Fünftel der Stichprobe ein gekürztes Instrument eingesetzt worden ist, sodass ein relativ hoher Anteil fehlender Werte zu verzeichnen ist, was ebenfalls gekennzeichnet wird. Besonders schwierig war die Datenerhebung in Norwegen. Basierend auf Verknüpfungen der TEDS-M-Daten mit nationalen Evaluationen (NOKUT, 2006) wird im Interesse einer möglichst repräsentativen Abbildung des Leistungsstandes der kombinierte Wert der vorhandenen norwegischen Teilstichproben als Länderwert berichtet.

3.2 Untersuchungsinstrumente

Erfassung des fachbezogenen Professionswissens von Lehrkräften

Das in der Mathematiklehrausbildung erworbene fachbezogene Professionswissen wurde in TEDS-M mit Hilfe standardisierter Leistungstests erfasst, die 76 Mathematik- und 27 Mathematikdidaktik-Items enthielten und die die oben angesprochen Inhaltsgebiete und kognitiven Anforderungen abdeckten. Die mathematischen und mathematikdidaktischen Rohdaten wurden in separaten eindimensionalen Modellen raschskaliert und jeweils auf Mittelwerte von 500 Testpunkten und eine Standardabweichung von 100 transformiert. Für beide Subdimensionen zeigen alle Items eine zufriedenstellende

2 Die Autorinnen bedanken sich herzlich für diese Kooperation, die TEDS-M erst möglich gemacht hat.

bis sehr gute Modellanpassung. Auch die WLE-Reliabilität ist zufriedenstellend bzw. sehr gut (siehe Tab. 2). Für Item-Beispiele und weitere methodische Details siehe Blömeke, Lehmann und Suhl (2010). Ein Satz mit den freigegebenen Items und Kodiermanualen ist erhältlich unter tedsm@staff.hu-berlin.de.

Erfassung der individuellen Bedingungsfaktoren

Der Anteil an Frauen beträgt über die 15 TEDS-M-Teilnahmeländer hinweg gesehen im Mittel 65%, wobei er in Botswana mit 36% am geringsten und in Georgien mit 84% am größten ist.

Konstrukt	# Items	Kodierung und ggf. Beispielitem	Reliabilität
Abhängige Variablen			WLE
Mathematisches Professionswissen	76	0 – 1: falsch – richtig 0 – 1 – 2: falsch – teilweise richtig – richtig	0,91
Mathematikdidaktisches Professionswissen	27	0 – 1: falsch – richtig 0 – 1 – 2: falsch – teilweise richtig – richtig	0,70
Prädiktoren Individualebene			Cronbachs Alpha
Geschlecht	1	0 – 1: weiblich – männlich	---
Sprachlicher Hintergrund	1	0 – 3: nie – immer	---
Bildungshintergrund (ISCED-Level)	1	0 – 6: Grundschule – Promotion	---
Generisches Vorwissen (mittlere Schulleistung)	1	0 – 5: normalerweise unter dem Durchschnitt meines Jahrgangs – der/die Beste meines Jahrgangs	---
Domänenspezifisches Vorwissen (Mathematikurse)	1	0 – 5: niedriger als Jahrgangsstufe 10 – bis zur Jahrgangsstufe 13	---
pädagogisch-altruistische Motivation	4	1 – 4: überhaupt nicht – vollkommen „Ich mag es, mit jungen Menschen zu arbeiten“	0,77
intrinsisch-fachbezogene Motivation	2	1 – 4: überhaupt nicht – vollkommen „Ich liebe Mathematik.“	0,42
extrinsische Motivation	3	1 – 4: überhaupt nicht – vollkommen „Als Lehrer(in) hat man einen sicheren Job“	0,64

Konstrukt	# Items	Kodierung und ggf. Beispielitem	Reliabilität
Prädiktoren TPU-Ebene			
Lerngelegenheiten in Mathematik (Regressionsparameter aus einer 1-faktoriellen Faktorenanalyse mit den 3 Subskalen, Varianzaufklärung: 76%)	4	0 – 1: nein – ja „Analytische Geometrie“	---
Lerngelegenheiten in Mathematikdidaktik (Regressionsparameter aus einer 1-faktoriellen Faktorenanalyse mit den 3 Subskalen, Varianzaufklärung: 70%)	6	0 – 1: nein – ja „Abstrakte Algebra“	---
	5	0 – 1: nein – ja „Mehrdimensionale Analysis“	---
	3	0 – 1: nein – ja „Entwicklung von mathematischem Denken und Fähigkeiten“	---
	5	0 – 1: nein – ja „Entwicklung von Unterrichtsplänen“	---
Erfahrene Lehr-Lernmethoden	4	1 – 4: niemals – immer „Unterrichtsbeispiele analysieren (z.B. Filme, Videoaufzeichnungen, Unterrichtstranskripte)“	0,83

Tab. 2: Operationalisierung der Konstrukte

In Analogie zu den TIMSS-Studien wird der sprachliche Hintergrund über die Häufigkeit der zu Hause gesprochenen Ausbildungssprache (in Deutschland also Deutsch, auf den Philippinen dagegen z.B. Englisch) erfasst. Die 15 Länder zerfallen dabei in drei Gruppen. Auf der einen Seite finden sich Botswana, die Philippinen und Malaysia, wo mehr als 90% der angehenden Mathematiklehrkräfte zu Hause selten oder nie die offizielle Ausbildungssprache verwenden, sowie Singapur, Taiwan, Thailand und der Oman, wo dies immerhin noch für rund 70 bis 30% gilt. In den übrigen acht Ländern verwenden dagegen maximal 8% der Lehrkräfte die Ausbildungssprache selten oder nie zu Hause.

Als Indikator des sozioökonomischen Status' wird der elterliche Bildungshintergrund eingesetzt. Dieser wurde separat für Mutter und Vater erfasst und anschließend in einer Variablen zusammengeführt, die das höchste Bildungsniveau anzeigt. Im Mittel der 15 TEDS-M-Länder weist von gut 40% der angehenden Mathematiklehrkräfte mindestens ein Elternteil ein Universitätsstudium oder sogar eine Promotion auf, wobei die Spannweite von 7% in Botswana bis zu 58% in den USA reicht.

Als fächerübergreifender (generischer) Indikator für das Vorwissen wird die Einordnung der eigenen mittleren Schulleistung in die Rangreihe der Jahrgangsstufe verwendet. Auch wenn dies nur als grobe Annäherung angesehen werden kann, unterscheiden sich die Schulsysteme zu stark, um ein numerisches Maß wie beispielsweise die Abitur-

note in Deutschland verwenden zu können. Im Mittel der 15 Länder berichten 56% der angehenden Mathematiklehrkräfte unter den Besten oder sogar der/die Beste ihres Jahrgangs gewesen zu sein. Dabei war der Anteil auf den Philippinen mit 33% am geringsten und im Oman mit 94% am höchsten.

Das domänenspezifische Vorwissen wird über das Schuljahr erfasst, bis zu dem Mathematik belegt worden ist. Über die TEDS-M-Länder hinweg gesehen geben 67% der Sekundarstufen-I-Lehrkräfte an, Mathematik mindestens bis zur Jahrgangsstufe 12 belegt zu haben. Die Spannweite reicht von 0% in Russland, wo die Hochschulzugangsberechtigung bereits nach 11 Schuljahren erreicht wird, bis zu 100% in Polen, wo Mathematik bis zur Jahrgangsstufe 12 ein Pflichtfach ist.

Die Berufsmotivation wird in Anlehnung an die Lehrerforschung in den Subdimensionen pädagogisch-altruistische, intrinsisch-fachbezogene und extrinsische Motive erhoben (vgl. Watt & Richardson, 2007). Über die 15 TEDS-M-Teilnahmeländer hinweg stimmten die Mathematiklehrkräfte im Durchschnitt pädagogischen Motiven ($M = 3,0$, $SD = 0,72$) am stärksten zu, während sie fachbezogenen Motiven neutral gegenüberstanden ($M = 2,6$, $SD = 0,78$). In Russland waren Erstere relativ niedrig ($M = 2,3$, $SD = 0,67$), in den USA relativ hoch ausgeprägt ($M = 3,4$, $SD = 0,49$). Fachbezogene Motive waren dagegen in Chile besonders niedrig ($M = 1,9$, $SD = 0,73$) und im Oman hoch ausgeprägt ($M = 3,25$, $SD = 0,71$). Extrinsische Berufsmotive wurden im Mittel eher abgelehnt ($M = 2,1$, $SD = 0,70$), besonders deutlich in Polen ($M = 1,6$, $SD = 0,52$). In Thailand findet sich dagegen eine leichte Zustimmung ($M = 2,8$, $SD = 0,63$). Während die Pädagogik- und Extrinsic-Skalen zufriedenstellende Reliabilitätswerte zeigen, lässt die Reliabilität der nur aus zwei Items bestehenden fachbezogenen Skala zu wünschen übrig. Sie wird dennoch als Skala und nicht über die Einzel-Items einbezogen, um eine Konsistenz zu den Analysen zur Primarstufenlehrausbildung zu wahren, wo die Reliabilität höher ausfiel. Auf Konsequenzen wird in der Diskussion eingegangen.

Erfassung der institutionellen Bedingungsfaktoren

Die eingesetzten Maße zur Erfassung der fachwissenschaftlichen und fachdidaktischen Lerngelegenheiten (OTL) bilden zentrale Inhalte der Mathematiklehrausbildung ab. Im Zuge der Pilotierungen und Feldtests wurden die Items wiederholt explorativen und konfirmatorischen Faktorenanalysen sowie Raschskalierungen unterzogen. Ziel war, jenes Set an OTL-Indizes zu identifizieren, das sowohl sparsam aufgebaut war als auch eine gute Modellanpassung zeigte. Die Angaben wurden auf Individualebene über Selbstangaben der Lehrkräfte erhoben und für die vorliegende Studie auf der Ebene der Ausbildungsgänge aggregiert.

Der OTL-Index für Mathematik basiert auf den Angaben der Lehrkräfte, wieviele sie geometrische, arithmetische und algebraische sowie funktionenbezogene Inhalte in ihrer Ausbildung belegt haben ($M = 0$, $SD = 1$). Die Varianzaufklärung durch den gebildeten Index ist ebenfalls gut. Die wenigsten mathematischen Lerngelegenheiten wurden in Chile geboten ($M = -0,90$, $SD = 0,64$) geboten, die meisten in Russland ($M = 1,04$, $SD = 0,29$).

Die Erfassung der mathematikdidaktischen Ausbildungsinhalte erfolgte vergleichbar über die Schlüsselgebiete der Disziplin (mathematikdidaktische Grundlagen) und die typischerweise in der Lehrerausbildung vorhandenen anforderungsbezogenen Inhalte. Die Varianzaufklärung durch den Index kann als zufriedenstellend betrachtet werden. Die wenigsten mathematikdidaktischen Lerngelegenheiten wurden den Selbstberichten zufolge in Deutschland geboten ($M = -,85$, $SD = 1,05$) geboten, die meisten in Russland ($M = 0,48$, $SD = 0,78$).

Die Erfassung der in der Ausbildung erfahrenen Lehr-Lernmethoden erfolgte mit Hilfe von Likert-Skalen. Vier Items fokussieren auf forschendes Lernen, und zwar sowohl in Form der Rezeption von Forschungsarbeiten aus der Pädagogik, Fachdidaktik und Mathematik als auch in Form eigener kleiner Forschungsvorhaben. Die Items wurden zu einer Skala mit guter Reliabilität zusammengefasst. Die angehenden Mathematiklehrkräfte aus Deutschland geben den geringsten Umfang entsprechender Lehr-Lernmethoden an ($M = 1,82$, $SD = 0,64$), während in den USA am stärksten entsprechende Erfahrungen gemacht wurden ($M = 2,83$, $SD = 0,75$).

3.3 Datenanalysen

Im Rahmen des Sampling-Designs von TEDS-M wurden in allen Teilnahmeländern zunächst zufällig die Ausbildungsinstitutionen gezogen. In diesen wurden alle Ausbildungsgänge berücksichtigt, die auf einen Einsatz in der Klasse 8 vorbereiten. Innerhalb der Ausbildungsgänge erfolgte aus der vorhandenen Zielpopulation der angehenden Mathematiklehrkräfte im letzten Jahr ihrer Ausbildung eine weitere Zufallsziehung. Wir haben es also mit einer Individualebene (Mathematiklehrkräfte), einer institutionellen Ebene (Ausbildungsgänge innerhalb der gezogenen Ausbildungsinstitutionen: *teacher preparation units*, TPU) und einer Systemebene (TEDS-M-Teilnahmeländer) zu tun. Nur wenn diese Clusterstruktur explizit modelliert wird, ist es möglich, die Standardfehler der Parameter korrekt zu schätzen (Hox, 2002). Zudem bieten Mehrebenenanalysen den für den vorliegenden Beitrag wichtigen Vorteil, dass auf allen Analyseebenen Prädiktoren eingeführt werden können.

Im ersten Schritt wird der Zusammenhang der acht aus dem Forschungsstand abgeleiteten Hintergrundmerkmale mit dem in der Ausbildung erworbenen mathematischen und mathematikdidaktischen Wissen geprüft. Zentrierungen dieser Merkmale erfolgen jeweils um den Gruppen-Mittelwert der nächsthöheren Ebene (TPUs), um reine Individualeffekte unabhängig von der mittleren Ausprägung der Indikatoren auf TPU- oder Länderebene zu erhalten. Im nächsten Schritt werden die Effekte der OTL-Variablen auf die Ergebnisse der Mathematiklehrerausbildung untersucht. Auch diese werden zentriert um den Gruppen-Mittelwert der nächsthöheren Ebene (Länder) eingeführt. In diesen Modellen werden die individuellen Merkmale jeweils kontrolliert, indem sie zentriert um den Gesamtmittelwert mit eingeführt werden.

Alle internationalen Vergleichsstudien stehen vor der Entscheidung, ob die von ihnen untersuchten Fragestellungen über die Teilnahmeländer hinweg bearbeitet werden sollen mit dem Ziel, durchschnittliche Effekte zu ermitteln und so ein Globalmodell aufzustellen, oder ob die Fragen innerhalb der einzelnen Länder untersucht werden mit dem Ziel, kulturelle Unterschiede besser abbilden zu können (vgl. z.B. Comber & Keeves, 1973; Heyneman & Loxley, 1982; Ilie & Lietz, 2010). In diesem Zwiespalt steht auch der vorliegende Beitrag. Um seinen Rahmen nicht zu sprengen, erfolgt eine Betrachtung über die 15 TEDS-M-Länder hinweg. In späteren Analysen sollte diese aber um Ländermodelle ergänzt werden.

Zum Ausgleich unterschiedlicher Rücklaufquoten werden in allen Analysen Individual- und TPU-Gewichte verwendet, sodass die Parameterschätzungen robuste Populationswerte darstellen. Ausbildungsgänge, die in einer Institution weniger als 4 Lehrkräfte im letzten Jahr ihrer Ausbildung enthalten, wurden von den Analysen ausgeschlossen, um stabile Schätzungen zu erhalten. Dieser Schritt reduzierte die Stichprobe auf 8.104 Mathematiklehrkräfte (99,0%), die sich auf 366 TPUs in 15 Ländern verteilen. Bei der Schätzung von deskriptiven Mittelwerten wird für eine unverzerrte Ermittlung der Standardfehler die Replikationsmethode nach Fay (1989) angewendet, bei der zufällig so genannte *Balanced Repeated Replication* (BRR)-Zonen stratifizierter Untersuchungseinheiten gebildet werden. Dieses Vorgehen kann als konservativ eingeschätzt werden, sodass festgestellte Unterschiede zwischen Ländern als hochbelastbar angesehen werden können.

Die auf der TPU-Ebene analysierten Ausbildungsmerkmale wurden auf Individual-ebene erhoben und durch Mittelwertbildung aggregiert. Geprüft werden muss, inwieweit dieses Vorgehen angemessen ist (McGraw & Wong, 1996). Hierfür wird zum einen der konsensbasierte Index $r_{wg(J)}$ berechnet, der die Übereinstimmung der Angaben innerhalb der Gruppen angibt und nach James (1982) mindestens einen mittleren Wert von 0,60, nach Chen, Mathieu und Bliese (2004) besser von 0,70 erreichen muss. Darüber hinaus wird unter Reliabilitätsgesichtspunkten über die Gruppen hinweg der Index ICC(k) nach der Spearman-Brown-Formel bestimmt, für den ähnliche Vorgaben vorliegen (Bliese, 2000).

	ICC(K)	ICC(K) Spannweite	$r_{wg(J)}$	$r_{wg(J)}$ Spannweite
OTL in Mathematik	0,88	(0,46-0,99)	0,94	(0,86-0,99)
OTL in Mathematikdidaktik	0,80	(0,43-0,97)	0,85	(0,78-0,91)
Lehrmethoden	0,74	(0,17-0,95)	0,69	(0,53-0,79)
Eingangsselektivität	0,78	(0,51-0,97)	0,63	(0,45-0,83)

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 3: Reliabilität und Übereinstimmung der OTL- und Kompositionsangaben angehender Mathematiklehrkräfte für die Sekundarstufe I

Auf der Basis des in Tabelle 3 dokumentierten ICC(K)-Index' kann festgehalten werden, dass alle vier Variablen im Mittel stabil genug sind, um über die TPUs hinweg in den TEDS-M-Ländern als aggregierte Merkmale verwendet werden zu können (LeBreton & Senter, 2010). Nur die Methodenskala wirft in drei Ländern – in Georgien, dem Oman und Singapur – Fragen auf, wo sie eine Reliabilität aufweist, die unter 0,50 liegt. Dies gilt es bei der Interpretation der Ergebnisse zu beachten.

Auf der Basis des $r_{wg(J)}$ -Index lässt sich schlussfolgern, dass die gruppeninterne Übereinstimmung bezüglich der OTL-Variablen zufriedenstellend ist. Die selbstberichtete Schulleistung liegt zwar nur auf moderatem Übereinstimmungsniveau (siehe zu dieser Klassifizierung auch LeBreton & Senter, 2010), allerdings ist die Reliabilität hoch. Dieses Ergebnis deutet darauf hin, dass trotz Mängeln in der Übereinstimmung innerhalb der Gruppen, weil Institutionen ihre Ausbildungsplätze beispielsweise mangels Nachfrage mit einem breiten Spektrum an Kandidatinnen und Kandidaten auffüllen, die Konsistenz über die Gruppen hinweg gewahrt ist. Zudem liegt der Wert noch über der von James (1982) geforderten Grenze.

Eine wichtige Entscheidung betrifft die Frage, inwieweit die auf der TPU-Ebene eingeführten Variablen auf der Individualebene mitgeführt werden müssen. In Studien zu Kompositionseffekten muss dies erfolgen, um Überschätzungen ihrer Wirkungen zu vermeiden (Snijders & Bosker, 1999). Entsprechend sind wir in Bezug auf die selbstberichtete mittlere Schulleistung vorgegangen. Anders liegt der Fall in Bezug auf die OTL-Variablen. Hier handelt es sich um echte Kontextvariablen, die lediglich aus Praktikabilitätsgründen auf Individualebene erhoben wurden. Sie werden daher nur auf der Aggregatebene eingeführt.

Mit der Entscheidung, zwei Kriterien der Ausbildungseffektivität zu untersuchen, nämlich mathematisches und mathematikdidaktisches Wissen, wird das Risiko eines „mono-operation bias“ (de Maeyer, van den Bergh, Rymenans & van Petegem, 2010) verringert und die Validität der Untersuchung erhöht. Gleichzeitig besteht aber das Risiko eines erhöhten Typ-1-Fehlers (Hox, 2002), also falsch-positiver Ergebnisse aufgrund der Korrelation der beiden abhängigen Variablen. Die Spannweite liegt zwischen $r = 0,18$ in Botswana und $r = 0,70$ in Deutschland (Blömeke, Suhl, Kaiser, Felbrich & Schmotz, 2010). Ein multivariates Mehrebenenmodell könnte dieses Problem auffangen, lässt sich in unserem Falle aber nicht umsetzen, da bereits drei Ebenen vorliegen und das Hinzufügen einer weiteren Ebene mit instabilen Ergebnissen verbunden wäre. Generell haben sich Vier-Ebene-Modelle zudem als kaum noch interpretierbar erwiesen. Da das Risiko, bedeutsame Effekte zu übersehen, zudem offensichtlich eher gering ist (de Maeyer et al., 2010), schätzen wir jeweils getrennte Modelle für das mathematische und das mathematikdidaktische Wissen und diskutieren mögliche Probleme am Ende des Beitrags. Alle Analysen erfolgen mit HLM für Windows in der Version 6.08.

4. Ergebnisse

4.1 Varianz im mathematischen und mathematikdidaktischen Wissen

Dem unkontingierten Modell lässt sich entnehmen, dass fast die Hälfte bzw. fast ein Drittel der Varianz in den Ergebnissen der Mathematiklehrerausbildung für die Sekundarstufe I zwischen den TEDS-M-Teilnahmeländern auftritt (siehe die Fußnoten unter

Mathematisches Wissen		Mathematikdidaktisches Wissen	
Land	M (S.E.)	Land	M (S.E.)
Taiwan	667 (3,9)	Taiwan	649 (5,2)
Russland	594 (12,8)	Russland	566 (10,1)
Singapur	570 (2,8)	Singapur	553 (4,7)
Polen ^{***, 1}	540 (3,1)	Schweiz [*]	549 (5,9)
Schweiz [*]	531 (3,7)	Deutschland	540 (5,1)
Deutschland	519 (3,6)	Polen ^{***, 1}	524 (4,2)
USA ^{**, 1, 3}	505 (9,7)	USA ^{**, 1, 3}	502 (8,7)
International	500 (1,5)	International	500 (1,6)
Malaysia	493 (2,4)	Thailand	476 (2,5)
Thailand	479 (1,6)	Oman	474 (3,8)
Oman	472 (2,4)	Malaysia	472 (3,3)
Norwegen ^{2, n}	444 (2,3)	Norwegen ^{2, n}	463 (3,4)
Philippinen	442 (4,6)	Philippinen	450 (4,7)
Botswana	441 (5,3)	Georgien ¹	443 (9,6)
Georgien ¹	424 (8,9)	Botswana	425 (8,2)
Chile ¹	354 (2,5)	Chile ¹	394 (3,8)
IEA: Teacher Education and Development Study		© TEDS-M Germany	

- * Pädagogische Hochschulen in den deutschsprachigen Kantonen 1 kombinierte Rücklaufquote < 75%
- ** Hochschulen in staatlicher Trägerschaft 2 kombinierte Rücklaufquote < 60%
- *** grundständige Ausbildungsgänge 3 substanzieller Anteil fehlender Werte
- n Stichprobe entspricht nur teilweise der TEDS-M-Definition

Tab. 4: Mathematisches und mathematikdidaktisches Wissen angehender Sekundarstufen-I-Lehrkräfte (Mittelwerte und Standardfehler)

Tab. 5 und 6). Dieser hohe Anteil spiegelt sich in den Mittelwertunterschieden wider (siehe Tab. 4). Substanzielle Varianzanteile entfallen aber auch auf die Unterschiede zwischen den Ausbildungsgängen innerhalb der Länder.

4.2 Individuelle Bedingungsfaktoren fachbezogener Leistungen

Über alle TEDS-M-Länder hinweg weisen nur zwei Merkmale einen signifikanten Einfluss auf das mathematische und mathematikdidaktische Wissen am Ende der Ausbildung auf, wenn die übrigen Persönlichkeitsmerkmale kontrolliert werden: die mittleren Schulnoten und die fachbezogene Berufsmotivation (siehe Tab. 5 und 6). Für diese beiden Merkmale waren substanzielle Zusammenhänge auch erwartet worden. Berichten angehende Lehrkräfte eine höhere mittlere Schulleistung, weisen sie sowohl in Mathematik als auch in Mathematikdidaktik bessere Testleistungen auf. Auch die fachbezogene Berufsmotivation geht positiv mit den Testleistungen einher. Allerdings sinkt bei beiden Kriterien der Effekt der Schulnoten leicht, sobald die Berufsmotive kontrolliert werden, was als Indiz für deren vermittelnde Wirkung gedeutet werden kann.

Individuelle Merkmale	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8	M9	M10
	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)	<i>b</i> (SE)
Geschlecht	ns					ns				ns
Sprachlicher Hintergrund		3,3* (1,4)				ns				ns
Bildungshintergrund			ns			ns				ns
Schulnoten				8,0*** (1,1)		9,1*** (1,0)				7,4*** (1,0)
Mathematik-Schuljahre					ns	ns				ns
Pädagog. Motivation							ns			ns
Fachliche Motivation								8,9*** (1,6)		8,3*** (1,7)
Extrinsische Motivation									ns	ns

Varianzkomponenten im unkontingierten Modell: Land 44,4%, Ausbildungsgang (TPU) 17,9%, Lehrkraft 37,7%

ns: nicht signifikant, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 5: Drei-Ebenen-Modell zum Einfluss individueller Hintergrundmerkmale auf das mathematische Wissen angehender Sekundarstufe-I-Lehrkräfte

Individuelle Merkmale	M1 <i>b</i> (SE)	M2 <i>b</i> (SE)	M3 <i>b</i> (SE)	M4 <i>b</i> (SE)	M5 <i>b</i> (SE)	M6 <i>b</i> (SE)	M7 <i>b</i> (SE)	M8 <i>b</i> (SE)	M9 <i>b</i> (SE)	M10 <i>b</i> (SE)
Geschlecht	ns					ns				ns
Sprachlicher Hintergrund		ns				ns				ns
Bildungshintergrund			ns			ns				ns
Schulnoten				6,6*** (1,6)		7,7*** (1,2)				6,3*** (1,9)
Mathematik-Schuljahre					ns	ns				ns
Pädagog. Motivation							ns			ns
Fachliche Motivation								4,3** (1,3)		6,2*** (2,9)
Extrinsische Motivation									-3,6* (1,7)	ns

Varianzkomponenten im unconditionierten Modell: Land 31,4%, Ausbildungsgang (TPU) 11,7%, Lehrkraft 56,9%

ns: nicht signifikant, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 6: *Drei-Ebenen-Modell zum Einfluss individueller Persönlichkeitsmerkmale auf das mathematikdidaktische Wissen angehender Sekundarstufen-I-Lehrkräfte*

Anders als der generische Indikator der mittleren Schulleistung bleibt überraschenderweise die Anzahl der Schuljahre, in denen Mathematik belegt wurde, trotz ihrer Domänenspezifik ohne Auswirkung auf die Ergebnisse der Mathematiklehrausbildung. Dies gilt nicht nur, wie in der früheren MT21-Studie (Blömeke, Kaiser & Lehmann, 2008), für das mathematikdidaktische Wissen, sondern auch für das mathematische Wissen. Allerdings muss hier im Auge behalten werden, dass die Varianz dieses Indikators zwar über alle Länder hinweg gesehen hoch ist, innerhalb der Länder vielfach aber nicht.

Wie sich in anderen Untersuchungen bereits angedeutet hatte, lassen sich für pädagogische und extrinsische Motive sowie für das Geschlecht, den sprachlichen und den Bildungshintergrund keine signifikanten Zusammenhänge zum mathematischen oder mathematikdidaktischen Wissen der Lehrkräfte feststellen, wenn die übrigen Merkmale kontrolliert werden.

4.3 Institutionelle Bedingungsfaktoren fachbezogener Leistungen

Von den untersuchten Ausbildungsmerkmalen erweisen sich die Lerngelegenheiten in Mathematik als hochrelevant. Angehende Lehrkräfte eines Ausbildungsganges, in dem

umfangreichere Inhalte wahrgenommen werden konnten, erreichen sowohl in Mathematik als auch in Mathematikdidaktik deutlich bessere Testleistungen (siehe Tab. 7 und 8). Auch der Anteil an Varianz zwischen den Ausbildungsgängen, der innerhalb der 15 TEDS-M-Länder durch dieses Merkmal erklärt werden kann, ist bedeutsam. Dieses Ergebnis stimmt sowohl mit den MT21-Ergebnissen als auch mit den Erkenntnissen aus der TEDS-M-Primarstufenstudie überein.

	M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6
	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>
Individuelle Merkmale							
Geschlecht	11,7* (6,0)	11,1* (5,6)	ns	11,7* (5,9)	11,1* (5,6)	11,6* (5,8)	11,0* (5,5)
Sprachlicher Hintergrund	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Bildungshintergrund	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Schulnoten	7,7*** (1,0)	7,9*** (1,0)	7,7*** (1,0)	7,7*** (1,0)	7,9*** (1,0)	7,3*** (1,1)	7,5*** (1,0)
Mathematik-Schuljahre	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Pädagogische Motivation	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Fachliche Motivation	8,8*** (2,0)	8,2*** (1,7)	8,8*** (2,0)	8,8*** (2,0)	8,2*** (1,7)	8,7*** (2,0)	8,2*** (1,7)
Extrinsische Motivation	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Ausbildungsmerkmale							
OTL in Mathematik		46,0*** (3,8)			45,7*** (4,1)		42,4*** (4,4)
OTL in Mathedidaktik			ns		ns		ns
Lehrmethoden				ns	ns		ns
Eingangselektivität						34,7*** (8,5)	26,6*** (6,9)
<i>R</i> ²	20,8%	38,4%	22,5%	20,7%	39,9%	27,0%	43,0%

*R*²: Anteil an Varianz zwischen den Ausbildungsgängen, der durch das jeweilige Modell erklärt wird.

ns: nicht signifikant, * *p* < .05, ** *p* < .01, *** *p* < .001

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 7: Drei-Ebenen-Modell zum Einfluss von Ausbildungsmerkmalen auf das mathematische Wissen angehender Sekundarstufen-I-Lehrkräfte (unter Kontrolle individueller Merkmale)

Erneut in Übereinstimmung mit den MT21-Ergebnissen, kommt weder den mathematikdidaktischen Lerngelegenheiten noch den erlebten Lehrmethoden signifikante Vorhersagekraft zu. Dies gilt für das mathematische *und* für das mathematikdidaktische Wissen. Entsprechend gering ist die Varianzaufklärung durch diese Merkmale. In Bezug auf die Lerngelegenheiten in Mathematikdidaktik ist allerdings zu beachten, dass diese in etwa der Hälfte der Länder stark mit den Lerngelegenheiten in Mathematik korrelieren. Allerdings sollte zumindest ein Effekt sichtbar werden, wenn das Merkmal allein eingeführt wird.

	M0	M1	M2	M3	M4	M5	M6
	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>	<i>b (SE)</i>
Individuelle Merkmale							
Geschlecht	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Sprachlicher Hintergrund	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Bildungshintergrund	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Schulnoten	6,9*** (1,9)	7,0*** (1,7)	6,9*** (1,9)	6,9*** (1,9)	7,0*** (1,7)	6,3*** (2,0)	6,5*** (1,9)
Mathematik-Schuljahre	4,4* (2,2)	ns	4,4* (2,1)	4,4* (2,1)	ns	ns	ns
Pädagogische Motivation	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Fachliche Motivation	7,1* (3,4)	6,2* (2,8)	7,3* (3,4)	7,1* (3,4)	6,3* (2,8)	6,9* (3,4)	6,3* (2,8)
Extrinsische Motivation	ns	ns	ns	ns	ns	ns	ns
Ausbildungsmerkmale							
OTL in Mathematik		37,5*** (3,6)			38,2*** (4,2)		35,3*** (4,7)
OTL in Mathematikdidaktik			ns		ns		ns
Lehrmethoden				ns	ns		ns
Eingangselektivität						27,6*** (8,8)	20,4** (7,9)
R^2	16,9%	32,3%	19,3%	17,8%	35,2%	22,4%	37,5%

R^2 : Anteil an Varianz zwischen den Ausbildungsgängen, der durch das jeweilige Modell erklärt wird.
ns: nicht signifikant, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 8: Drei-Ebenen-Modell zum Einfluss von Ausbildungsmerkmalen auf das mathematikdidaktische Wissen angehender Sekundarstufen-I-Lehrkräfte (unter Kontrolle individueller Merkmale)

4.4 Zur Rolle der Eingangsselektivität

Wie erwartet lässt sich für die selbstberichtete mittlere Schulleistung ein starker Kompositionseffekt feststellen. Berichten die angehenden Mathematiklehrkräfte eines Ausbildungsgangs eine bessere Selbsteinschätzung, gehen damit deutlich höhere Testleistungen einher, und zwar sowohl in Mathematik als auch in Mathematikdidaktik. Dass sich die Effektstärken für Lerngelegenheiten in Mathematik und die Schulnoten leicht verringern, wenn diese Merkmale gemeinsam eingeführt werden, deutet auf einen vermittelnden Effekt in dem Sinne hin, dass sich Schulabsolventinnen und Schulabsolventen mit besseren Schulleistungen häufiger für Ausbildungsgänge entscheiden, die mehr Mathematik erfordern.

Um diese vermittelnde Wirkung des Kompositionseffektes (Schulleistung) auf die Wirkung der Lerngelegenheiten zu prüfen, ist es nicht hinreichend, separate Effekte für Prädiktoren und Mediator festzustellen, sondern der Nachweis eines signifikanten Zusammenhangs zwischen diesen Merkmalen ist notwendig (Baron & Kenny, 1986). Der entsprechende Nachweis wird in Tab. 9 geführt: In Ausbildungsgängen mit höherer mittlerer Schulleistung werden tatsächlich im Mittel umfangreichere Lerngelegenheiten berichtet, und zwar vor allem in Mathematik.

	M1 <i>b (SE)</i>	M2 <i>b (SE)</i>	M3 <i>b (SE)</i>
OTL in Mathematik	.25*** (.03)		.24*** (.03)
OTL in Mathematikdidaktik		.13** (.04)	ns

Varianzkomponenten im unkontingierten Modell: Land 48,8%, Ausbildungsgang (TPU) 51,2%
ns: not significant, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

IEA: Teacher Education and Development Study

© TEDS-M Germany.

Tab. 9: Zwei-Ebenen-Modell zum Einfluss fachbezogener Lerngelegenheiten auf die Eingangsselektivität (Level 1: Ausbildungsgänge, Level 2: TEDS-M-Teilnahmeländer)

5. Zusammenfassung, Diskussion und Schlussfolgerungen

Auf der Basis der TEDS-M-Daten lässt sich festhalten, dass im internationalen Vergleich der Umfang der in Mathematik wahrgenommenen Lerngelegenheiten, die Zusammensetzung der Ausbildungsgänge für ein Mathematiklehramt der Sekundarstufe I, das generische Vorwissen der angehenden Lehrkräfte und ihre fachbezogene Berufsmotivation als entscheidende Einflussfaktoren in Bezug auf das am Ende der Ausbildung erworbene mathematische und mathematikdidaktische Wissen angesehen werden können (siehe Abb. 2). Nach derzeitigem Erkenntnisstand kommt im Mittel der 15 Teilnahmeländer weder den demographischen Merkmalen Geschlecht, sprachliche Herkunft

und Bildungshintergrund der Eltern noch dem mathematikspezifischen Vorwissen oder der pädagogischen und extrinsischen Berufsmotivation signifikant Bedeutung für die erzielten Lernergebnisse zu. Auch für die Lerngelegenheiten in Mathematikdidaktik und die erfahrenen Lehrmethoden lässt sich keine Vorhersagekraft in Bezug auf das erreichte fachbezogene Professionswissen nachweisen.

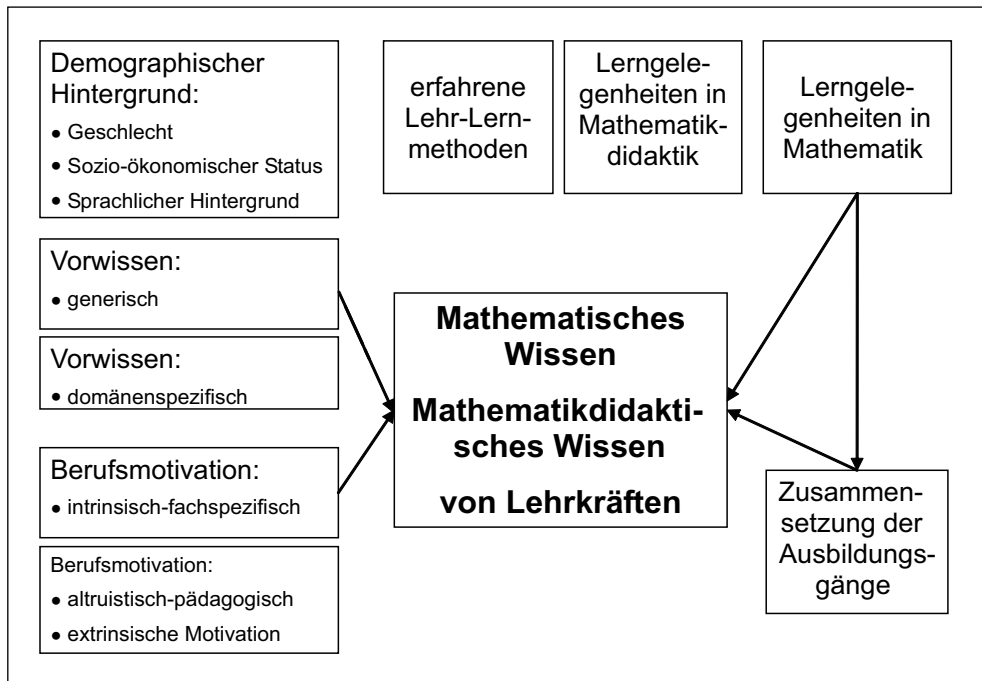


Abb. 2: Globalmodell der Effektivität der Mathematiklehrerausbildung für die Sekundarstufe I auf der Basis der TEDS-M-Ergebnisse

Überraschend sind die fehlenden Zusammenhänge von Geschlecht und mathematischem Vorwissen zum Ergebnis der Mathematiklehrerausbildung, auch wenn entsprechende Indizien aus der MT21-Studie vorlagen. Anders als im Falle der Primarstufenlehrkräfte werden diese Merkmale bei Sekundarstufen-I-Lehrkräften offensichtlich wirksam, wenn es um die *Wahl* der Ausbildungsgänge geht, aber nicht mehr *innerhalb* dieser. Männer und Personen mit einer umfangreicheren schulischen Ausbildung in Mathematik entscheiden sich häufiger für Lehrämter mit hohen fachbezogenen Anteilen als Frauen bzw. Personen mit weniger Mathematik-Schuljahren. Möglicherweise haben Frauen geringeres Vertrauen in ihre mathematische Leistungsfähigkeit, da Mathematik traditionell eher als eine dem männlichen Geschlecht zugeordnete Domäne angesehen wird. Der Unterschied zwischen Primar- und Sekundarstufen-I-Lehrkräften kann sicher auf den Unterschied in den fachbezogenen Anforderungen zurückgeführt werden.

Der für die Sekundarstufe I – wie zuvor bereits für die Primarstufe – ausbleibende Zusammenhang von sozioökonomischem Status und Bildungshintergrund der Eltern zum mathematischen und mathematikdidaktischen Wissen der Lehrkräfte unterscheidet sich deutlich von Analysen zu Schülerleistungen. Auch wenn sich bei Lehrkräften noch eine relativ breite Varianz in diesen beiden Merkmalen finden lässt, sorgen die zahlreichen Selektionsschritte bis zum Eintritt in eine universitäre Ausbildung offensichtlich dafür, dass große Gruppen angehender Lehrkräfte eine bestimmte Schwelle überschreiten, ab der ihnen hinreichend Zugang zu lernrelevanten Ressourcen wie zum Beispiel zu Einkommen oder Bildungsstand zur Verfügung stehen.

Diskutiert werden muss der fehlende Zusammenhang von mathematikdidaktischen Lerngelegenheiten zu den Leistungen am Ende der Lehrerausbildung, der frühere Ergebnisse der MT21-Studie mit repräsentativen Stichproben und im internationalen Vergleich repliziert. Bei der Beurteilung dieses Befundes sind zahlreiche Aspekte zu berücksichtigen. In beiden Studien wurden dieselben OTL-Maße eingesetzt. Diese liegen in Mathematikdidaktik auf einem anderen Abstraktionsgrad als die abhängige Variable, die handlungsnah und kompetenzorientiert – auf die erfolgreiche Bewältigung konkreter beruflicher Aufgaben ausgerichtet – erfasst wurde. Die OTL-Maße in Form der Zahl belegter Inhalte sind dagegen breit angelegt, um die gesamte mathematikdidaktische Ausbildung abdecken zu können.

Darüber hinaus ist darauf hinzuweisen, dass prioritäres Ziel des vorliegenden Beitrags die Aufstellung eines Globalmodells über die 15 TEDS-M-Teilnahmeländer hinweg war. Gerade die mathematikdidaktischen OTL-Maße weisen aber starke differenzielle Effekte zwischen den Ländern auf, was angesichts unterschiedlicher Bildungstraditionen nicht verwundern kann. Dabei variiert nicht nur der absolute *Umfang* an Mathematikdidaktik in der Lehrerausbildung, sondern auch der Zusammenhang der Lerngelegenheiten mit den am Ende erreichten Lernergebnissen. Diese Variation konnte im vorliegenden Modell nicht abgebildet werden, da für ein Random-Slope-Modell zu wenige Länder in der Stichprobe enthalten sind. Hier bietet es sich an, in weiterführenden Analysen länderweise Zwei-Ebenen-Modelle zu schätzen.

Schließlich sei angemerkt, dass der TEDS-M-Test zwar in erheblichem Maße von Vorarbeiten in Studien zur Erfassung der professionellen Kompetenz angehender und praktizierender Mathematiklehrkräfte profitiert hat (Blömeke et al., 2008; Hill, Loewenberg Ball & Schilling, 2008), dass der mathematikdidaktische Sekundarstufen-I-Test – anders als der Primarstufentest – dennoch vergleichsweise mathematik-affin angelegt war. Die in einigen Ländern hohe Interkorrelation von mathematischem und mathematikdidaktischem Wissen ist ein Indiz dafür, dass es vermutlich zum Teil möglich war, die Didaktik-Items mit Mathematikwissen zu lösen. Hier stellt sich für Folgeanalysen die Aufgabe, jenes Set an Items zu identifizieren, das die didaktische Perspektive stärker repräsentiert.

In Bezug auf den Kompositionseffekt ist festzuhalten, dass der Eingangsselektivität in Form der mittleren Schulnote und den mathematischen Lerngelegenheiten unabhängig voneinander ein sehr bedeutsamer Einfluss auf das am Ende der Ausbildung erreichte mathematische und mathematikdidaktische Wissen zukommt.

Bevor Schlussfolgerungen gezogen werden, sollen einige methodische Grenzen der vorliegenden Studie thematisiert werden. Zum einen handelt es sich um eine Querschnittsstudie, der zudem präzise Indikatoren des Wissensniveaus zu Beginn der Ausbildung fehlen. Um weitreichende Schlüsse zu ziehen, wäre eine echte Längsschnittstudie nötig. Zum anderen wurde bereits darauf hingewiesen, dass wir einen sogenannten „one size fits all approach“ (van Ewijk & Sleegers, 2010) gewählt haben, in dem die Parameter für alle Länder gleichgesetzt wurden. Kulturelle Variationen blieben so verdeckt. Und schließlich ist anzumerken, dass aus den zahlreichen Kriterien professioneller Lehrerkompetenzen hier nur zwei kognitive fachbezogene Subdimensionen herangezogen wurden. Sowohl das pädagogische Wissen blieb unberücksichtigt (hierzu siehe König, Blömeke, Paine, Schmidt & Hsieh, 2011) als auch die Überzeugungen der Lehrkräfte, denen wichtige Funktionen in Bezug auf die Anwendung vorhandenen Wissens in unterrichtlichen Situationen zukommen.

In Ergänzung zu diesen grundsätzlichen Modellierungsfragen gilt es auf die Begrenzung der Skala zur fachbezogenen Berufsmotivation einzugehen. Deren Reliabilität war deutlich zu niedrig, sodass von einer noch höheren Bedeutsamkeit ausgegangen werden kann, als sich hier bereits andeutete. Denkbar ist allerdings auch, dass nur eines der beiden Items der Skala für den festgestellten Zusammenhang verantwortlich ist. Hier stehen Detailanalysen aus.

Mit diesem Beitrag wurde in Analogie zur Schuleffektivitätsforschung die Effektivität der Mathematiklehrerausbildung für die Sekundarstufe I untersucht. Durch die Kontrolle wichtiger Individualmerkmale konnte ein Value-Added-Modell (McCaffrey, Lockwood, Koretz & Hamilton, 2003) aufgestellt werden, das die Verzerrung möglicher Hintergrundmerkmale auf Leistungen am Ende der Ausbildung vermeidet. Der Vorteil eines solchen Vorgehens ist, dass auch Merkmale herausgefiltert werden, die nicht unter der Kontrolle der Lehrerausbildung stehen wie z.B. der demographische Hintergrund angehender Lehrkräfte. Im Anschluss an diese Analysen bieten sich weitere Untersuchungen an, da die Wirksamkeit der Lehrerausbildung in ihrer Komplexität ein weitgehend unerforschtes Feld ist.

Für Reformen der Lehrerausbildung weist der vorliegende Beitrag bereits auf zwei mögliche Ansatzpunkte hin: Angesichts des engen Zusammenhangs von mathematischen Lerngelegenheiten und am Ende der Ausbildung vorliegendem Professionswissen lohnt sich eine Überprüfung der verschiedenen Ausbildungsgänge, inwieweit in ihnen hinreichende fachliche Angebote vorhanden sind. Mit Blick auf die deskriptiven Mittelwerte stellt sich diese Frage in Deutschland besonders dringlich im Hinblick auf die Haupt- und Realschullehrerausbildung. Diese ist deutlich kürzer als die Ausbildung von Gymnasiallehrkräften, obwohl alle Lehrergruppen gefordert sind, ihre Schülerinnen und Schüler zum Mittleren Bildungsabschluss zu führen.

Angesichts der starken Kompositionseffekte lohnt sich zudem eine Überprüfung der Rekrutierungspraxis in die Lehrerausbildung. Zum einen könnte eine stärkere Auswahl zu Beginn generell zu positiven Effekten auf das in der Ausbildung Erreichte führen. Zum anderen böte es sich an zu überprüfen, wie negativen Selbstselektionen entgegengewirkt werden kann, indem beispielsweise den Lehrkräften aller Ausbildungsgänge

dieselben attraktiven Arbeitsbedingungen geboten werden. Mathematik ist ein schulisches Kernfach und ein Schlüssel für späteren schulischen und beruflichen Erfolg. Investitionen hier sollten sich schnell auszahlen.

Literatur

- Anderson, L. W., & Krathwohl, D. R. (2001). *A taxonomy for learning, teaching, and assessing: a revision of Bloom's taxonomy of educational objectives*. New York: Addison-Wesley.
- Anderson, J. R., & Lebière, C. (1998). *The atomic components of thought*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Baron, R. M., & Kenny, D. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual strategy and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1173-1182.
- Baumert, J., & Kunter, M. (2006). Stichwort: Professionelle Kompetenz von Lehrkräften. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 9, 469-520.
- Bliese, P. D. (2000). Within-group agreement, non-independence, and reliability. In K. Klein & S. Kozlowski (Hrsg.), *Multi-level theory, research, and methods in organizations* (S. 349-381). San Francisco: CA: Jossey-Bass.
- Blömeke, S., & Kaiser, G. (2010). Mathematics Teacher Education and Gender Effects. In H. Forgasz, K.-H. Lee, J. Rossi Becker & O. Bjorg Steinsthorsdottir (Hrsg.), *International Perspectives on Gender and Mathematics Education* (S. 263-283). Charlotte: Information Age Publishing.
- Blömeke, S., Kaiser, G., & Lehmann, R. (Hrsg.) (2008). *Professionelle Kompetenz angehender Lehrerinnen und Lehrer. Wissen, Überzeugungen und Lerngelegenheiten deutscher Mathematikstudierender und -referendare – Erste Ergebnisse zur Wirksamkeit der Lehrerausbildung*. Münster: Waxmann Verlag.
- Blömeke, S., Kaiser, G., & Lehmann, R. (Hrsg.) (2010a). *TEDS-M 2008 – Professionelle Kompetenz und Lerngelegenheiten angehender Primarstufenlehrkräfte im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann Verlag.
- Blömeke, S., Kaiser, G., & Lehmann, R. (Hrsg.) (2010b). *TEDS-M 2008 – Professionelle Kompetenz und Lerngelegenheiten angehender Mathematiklehrkräfte für die Sekundarstufe I im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann Verlag.
- Blömeke, S., Lehmann, R., & Suhl, U. (2010). Technischer Anhang zu TEDS-M Sekundarstufe I: Stichprobenziehung, Durchführung der Erhebung, Skalierung, Gewichtung und Analyseeinheiten. In S. Blömeke, G. Kaiser & R. Lehmann (Hrsg.), *TEDS-M 2008 – Professionelle Kompetenz und Lerngelegenheiten angehender Mathematiklehrkräfte für die Sekundarstufe I im internationalen Vergleich* (S. 307-344). Münster: Waxmann Verlag.
- Blömeke, S., Suhl, U., & Kaiser, G. (2011). Teacher education effectiveness: Quality and equity of future primary teachers' mathematics and mathematics pedagogical content knowledge. *Journal of Teacher Education*, 62(2), 154-171.
- Blömeke, S., Suhl, U., Kaiser, G., Felbrich, A., & Schmotz, Ch. (2010). Lerngelegenheiten und Kompetenzerwerb angehender Mathematiklehrkräfte im internationalen Vergleich. *Unterrichtswissenschaft*, 38(1), 29-50.
- Brandell, G. (2008). Progress and stagnation of gender equity. Contradictory trends within mathematics research and education in Sweden. *ZDM – The International Journal on Mathematics Education*, 40(4), 659-672.
- Bromme, R. (1992). *Der Lehrer als Experte: Zur Psychologie des professionellen Wissens*. Bern: Huber Verlag.

- Brunner, M., Kunter, M., Krauss, S., Baumert, J., Blum, W., & Dubberke, T. (2006). Welche Zusammenhänge bestehen zwischen dem fachspezifischen Professionswissen von Mathematiklehrkräften und ihrer Ausbildung sowie beruflichen Fortbildung? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 9, 521-544.
- Chen, G., Mathieu, J. E., & Bliese, P. D. (2004). A framework for conducting multilevel construct validation. In F. J. Yammarino & F. Dansereau (Hrsg.), *Research in multilevel issues. Multilevel issues in organizational behavior and processes* (Vol. 3, S. 273-303). Oxford: Elsevier.
- Comber, L. C., & Keeves, J. P. (1973). *Science education in nineteen countries*. Stockholm/Schweden: Almqvist & Wiksell.
- Creemers, B. P. M., & Kyriakides, L. (2008). *The dynamics of educational effectiveness: a contribution to policy, practice and theory in contemporary schools*. London: Routledge.
- Cummins, J. (1983). *Heritage language education. A literature review*. Toronto: Ministry of Education.
- Council of Chief State School Officers (1990). *School success for limited English proficient students. The challenge and state response*. Washington, DC: Council of Chief State School Officers.
- Curdes, B., Jahnke-Klein, S., Lohfeld, W., & Pieper-Seier, I. (2003). *Mathematikstudentinnen und -studenten – Studiererfahrungen und Zukunftsvorstellungen* (Wissenschaftliche Reihe NFFG 5). Norderstedt: BoD Verlag.
- de Maeyer, S., van den Bergh, H., Rymenans, R., & van Petegem, P. (2010). Effectiveness criteria in school effectiveness studies: Further research on the choice for a multivariate model. *Educational Research Review*, 5, 81-96.
- Döhrmann, M., Kaiser, G., & Blömeke, S. (2010). Messung des mathematischen und mathematikdidaktischen Wissens: Theoretischer Rahmen und Teststruktur. In S. Blömeke, G. Kaiser & R. Lehmann (Hrsg.), *TEDS-M 2008 – Professionelle Kompetenz und Lerngelegenheiten angehender Mathematiklehrkräfte für die Sekundarstufe I im internationalen Vergleich* (S. 169-194). Münster: Waxmann Verlag.
- Fay, R. E. (1989). Theory and Application of Replicate Weighting for Variance Calculations. *Proceedings of the Survey Research Methods Section, American Statistical Association*, 212-217.
- Freudenthal, H. (1983). *Didactical phenomenology of mathematical structures*. Dordrecht: D. Reidel Verlag.
- Henrion, C. (1997). *Women in mathematics. The addition of difference*. Bloomington, IN: Indiana University Press.
- Heyneman S. P., & Loxley, W. A. (1982). Influences on academic performance across high and low-income countries: A re-analysis of IEA data. *Sociology of Education*, 55, 13-21.
- Hill, H. C., Loewenberg Ball, D., & Schilling, S. G. (2008). Unpacking Pedagogical Content Knowledge: Conceptualising and Measuring Teachers' Topic-specific Knowledge of Students. *Journal for Research in Mathematics Education*, 39, 372-400.
- Hox, J. (2002). *Multilevel analysis. Techniques and applications*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ilie, S., & Lietz, P. (2010). School quality and student achievement in 21 European countries. The Heyneman-Loxley effect revisited. In IEA-ETS Research Institute (Hrsg.), *IERI Monograph Series. Issues and Methodologies in Large-Scale Assessments* (Vol. 3, S. 57-84). Hamburg, Germany/Princeton, USA: IEA-ETS Research Institute.
- James, L. R. (1982). Aggregation bias in estimates of perceptual agreement. *Journal of Applied Psychology*, 67, 219-229.
- KMK = Sekretariat der Ständigen Konferenz der Kultusminister der Länder in der Bundesrepublik Deutschland (Hrsg.) (2003). *Bildungsstandards im Fach Mathematik für den Mittleren Schulabschluss*. Bonn: KMK.
- Kimball, M. M. (1989). A new perspective on women's math achievement. *Psychological Bulletin*, 105(22), 198-214.

- König, J., Blömeke, S., Paine, L., Schmidt, W. H., & Hsieh, F.-J. (2011). General Pedagogical Knowledge of Future Middle School Teachers: On the Complex Ecology of Teacher Education in the United States, Germany, and Taiwan. *Journal of Teacher Education*, 62(2), 188-201.
- LeBreton, J. M., & Senter, J. L. (2008). Answers to 20 Questions About Interrater Reliability and Interrater Agreement. *Organizational Research Methods*, 11(4), 815-882.
- McCaffrey, D. F., Lockwood, J. R., Koretz, D. M., & Hamilton, L. S. (2003). *Evaluating value-added models for teacher accountability*. Santa Monica, CA: RAND.
- McDonnell, L. M. (1995). Opportunity to learn as a research concept and a policy instrument. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 17(3), 305-322.
- McGraw, K. O., & Wong, S. P. (1996). Forming inferences about some intraclass correlation coefficients. *Psychological Methods*, 1, 30-46.
- Mueller, Ch. W., & Parcel, T. L. (1981). Measures of socioeconomic status: Alternatives and recommendations. *Child Development*, 52, 13-30.
- Mullis, I. V. S., Martin, M. O., & Foy, P. (2008). *TIMSS 2007 International Mathematics Report. Findings from IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades*. Chestnut Hill, MA: TIMSS & PIRLS International Study Center, Boston College.
- NOKUT (Nasjonalt Organ for Kvalitet i Utdanningen) (2006). *Evaluering av Allmennlærerutdanningen i Norge 2006. Hovedrapport*.
http://www.nokut.no/Documents/NOKUT/Artikkelbibliotek/Norsk_utdanning/SK/alueva/ALUEVA_Hovedrapport.pdf [25.01.2010].
- Putnam, R. T., & Borko, H. (1997). Teacher Learning. Implications of New Views of Cognition. In B. J. Biddle, T. L. Good & I. F. Goodson (Hrsg.), *International Handbook of Teachers and Teaching*, 2 (S. 1223-1296). Dordrecht: Kluwer.
- Ryan, R. M., & Deci, E. (2000). Intrinsic and extrinsic motivations: classic definitions and new directions. *Contemporary Educational Psychology*, 25, 54-67.
- Scheerens, J., & Bosker, R. J. (1997). *The foundations of educational effectiveness*. Oxford: Pergamon.
- Schmidt, W. H., McKnight, C. C., Valverde, G. A., Houang, R. T., & Wiley, D. E. (1997). *Many visions, many aims: A cross-national investigation of curricular intentions in school mathematics*. Dordrecht: Kluwer.
- Shulman, L. (1985). Paradigms and research programs in the study of teaching: A contemporary perspective. In M. C. Wittrock (Hrsg.), *Handbook of research on teaching* (3. Aufl., S. 3-36). New York, NY: Macmillan.
- Shulman, L. (2005). *Signature pedagogies*.
<http://www.hub.mspnet.org/index.cfm/11172> [29.06.2011].
- Singh, K., Granville, M., & Dika, S. (2002). Mathematics and science achievement: Effects of motivation, interest, and academic engagement. *Journal of Educational Research*, 95(6), 323-332.
- Sirin, S. R. (2005). Socioeconomic status and academic achievement: A meta-analytic review of research 1990-2000. *Review of Educational Research*, 75(3), 417-453.
- Snijders, T., & Bosker, R. J. (1999). *Multilevel analysis*. London: Sage.
- Tatto, M. T., Schwille, J., Senk, S., Ingvarson, L., Peck, R., & Rowley, G. (2008). *Teacher education and development study in mathematics (TEDS-M): Policy, practice, and readiness to teach primary and secondary mathematics. Conceptual framework*. East Lansing, MI: Teacher Education and Development International Study Center, College of Education, Michigan State University.
- Thomas, W. P., & Collier, V. P. (1997). *School effectiveness for language minority students*. Washington, DC: National Clearinghouse for English Language Acquisition.
- Thomas, S., & Mortimore, P. (1996). Comparison of value-added models for secondary school effectiveness. *Research Papers in Education*, 11, 5-33.

- Travers, K. J., & Westbury, I. (1989). *The IEA study of mathematics I: Analysis of mathematics curricula* (Vol. 1). Oxford, UK: Pergamon Press.
- van Ewijk, R., & Sleegers, P. (2010). The effect of peer socioeconomic status on student achievement: A meta-analysis. *Educational Research Review*, 5, 134-150.
- Vollrath, H.-J. (2001). *Grundlagen des Mathematikunterrichts in der Sekundarstufe*. Heidelberg: Spektrum Verlag.
- Watt, H. M. G., & Richardson, P. W. (2007). Motivational factors influencing teaching as a career choice: Development and validation of the FIT-Choice Scale. *Journal of Experimental Education*, 75(3), 167-202.
- Weinert, F. E. (1999). *Konzepte der Kompetenz. Gutachten zum OECD-Projekt „Definition and Selection of Competencies: Theoretical and Conceptual Foundations (DeSeCo)“*. Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.

Anschrift der Autorinnen

Prof. Dr. Sigrid Blömeke, Humboldt-Universität zu Berlin, Philosophische Fakultät IV,
Institut für Erziehungswissenschaften, Unter den Linden 6, 10099 Berlin, Deutschland
E-Mail: sigrid.bloemeke@staff.hu-berlin.de

Prof. Dr. Gabriele Kaiser, Universität Hamburg, Fakultät EPB: Erziehungswissenschaft,
Psychologie und Bewegungswissenschaft, von-Melle-Park 8, 20146 Hamburg, Deutschland
E-Mail: gabriele.kaiser@uni-hamburg.de

Prof. Dr. Martina Döhrmann, Universität Vechta, Institut für Didaktik der Mathematik und des
Sachunterrichts (IfD), Driverstraße 22, 49377 Vechta, Deutschland
E-Mail: martina.doehrmann@uni-vechta.de