

Lipowsky, Frank; Thußbas, Claudia; Klieme, Eckhard; Reusser, Kurt; Pauli, Christine  
**Professionelles Lehrerwissen, selbstbezogene Kognitionen und  
wahrgenommene Schulumwelt - Ergebnisse einer kulturvergleichenden  
Studie deutscher und Schweizer Mathematiklehrkräfte**

*Unterrichtswissenschaft 31 (2003) 3, S. 206-237*



Quellenangabe/ Reference:

Lipowsky, Frank; Thußbas, Claudia; Klieme, Eckhard; Reusser, Kurt; Pauli, Christine: Professionelles Lehrerwissen, selbstbezogene Kognitionen und wahrgenommene Schulumwelt - Ergebnisse einer kulturvergleichenden Studie deutscher und Schweizer Mathematiklehrkräfte - In: Unterrichtswissenschaft 31 (2003) 3, S. 206-237 - URN: urn:nbn:de:0111-opus-67789 - DOI: 10.25656/01:6778

<https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0111-opus-67789>

<https://doi.org/10.25656/01:6778>

in Kooperation mit / in cooperation with:

**BELTZ JUVENTA**

<http://www.juventa.de>

#### Nutzungsbedingungen

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.  
Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

#### Terms of use

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.

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

#### Kontakt / Contact:

peDOCS  
DIPF | Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation  
Informationszentrum (IZ) Bildung  
E-Mail: [pedocs@dipf.de](mailto:pedocs@dipf.de)  
Internet: [www.pedocs.de](http://www.pedocs.de)

Digitalisiert

Mitglied der

  
Leibniz-Gemeinschaft

---

# Unterrichtswissenschaft

Zeitschrift für Lernforschung  
31. Jahrgang / 2003 / Heft 3

---

## *Thema*

### *Mathematikunterricht Deutschland/Schweiz*

Verantwortliche Herausgeber  
Manfred Prenzel, Kurt Reusser

*Eckhard Klieme, Kurt Reusser*

Unterrichtsqualität und mathematisches Verständnis  
im internationalen Vergleich -  
Ein Forschungsprojekt und erste Schritte zur Realisierung..... 194

*Frank Lipowsky, Claudia Thußbas, Eckhard Klieme,  
Kurt Reusser, Christine Pauli*

Professionelles Lehrerwissen, selbstbezogene Kognitionen  
und wahrgenommene Schulumwelt -  
Ergebnisse einer kulturvergleichenden Studie deutscher und  
Schweizer Mathematiklehrkräfte..... 206

*Christine Pauli, Kurt Reusser*

Unterrichtsskripts im schweizerischen und im  
deutschen Mathematikunterricht ..... 238

Buchbesprechungen..... 273

Hinweise für die Autoren ..... 286

---

Frank Lipowsky, Claudia Thußbas, Eckhard Klieme,  
Kurt Reusser, Christine Pauli

## Professionelles Lehrerwissen, selbstbezogene Kognitionen und wahrgenommene Schulumwelt - Ergebnisse einer kulturvergleichenden Studie deutscher und Schweizer Mathematiklehrkräfte

Professional teacher knowledge, self-related cognitions and perceived school environment - Results of a cross-culture study of German and Swiss Mathematics teachers

---

*Dieser Beitrag untersucht, ob und gegebenenfalls wie sich deutsche und Schweizer Mathematiklehrkräfte in unterrichts- und selbstbezogenen Kognitionen sowie in der Wahrnehmung ihrer Schulumwelt unterscheiden. Es wurde angenommen, dass deutsche Lehrkräfte in unterrichtsbezogenen Kognitionen traditionellere Orientierungen zeigen, dass sie sich belasteter fühlen und ihre Schulumwelt kritischer einschätzen als schweizerische Lehrkräfte. Zur Prüfung wurde eine repräsentative Befragung unter deutschen und schweizerischen Mathematiklehrkräften durchgeführt. Es zeigt sich, dass die Unterschiede in den unterrichtsbezogenen Kognitionen nur schwach ausgeprägt sind und teilweise sogar erwartungswidrig ausfallen. Auf einigen Dimensionen ergeben sich zudem Effekte der Schulform, die die vermeintlichen Nationenunterschiede in ihrer Bedeutung überlagern oder sogar ganz verdrängen. Im Bereich der erhobenen selbst- und klimabezogenen Urteile finden sich deutlichere Unterschiede in die erwartete Richtung, die vermuten lassen, dass sich Schweizer Mathematiklehrkräfte selbstwirksamer und leistungsfähiger fühlen als deutsche. Zudem nehmen die Schweizer Mathematiklehrkräfte ein sehr viel größeres Interesse bei Schülern und Eltern wahr als ihre deutschen Kollegen. Insbesondere erweist sich die Situation an den deutschen Hauptschulen als problematisch. Insgesamt deuten die Ergebnisse der Befragung darauf hin, dass sich der deutsche und der Schweizer Mathematikunterricht in der Wahrnehmung der Lehrkräfte nicht sehr stark unterscheiden. Demgegenüber deuten sich stärkere Unterschiede in kulturspezifischen Rahmenbedingungen des Unterrichtens an.*

*This paper explores, whether and how German and Swiss Mathematics teachers differ in teaching-related, self-related and school climate-related cognitions. It has been assumed, that German teachers demonstrate more traditional orientations in teaching-related cognitions, that they experience more stress on their jobs and that they evaluate their school environment in a more critical way. A representative survey of German and Swiss teachers was undertaken. The results show, that the differences in teaching-related cognitions are small and partly contrary to the expectations. On some dimensions it is revealed, that the effects of schooltypes superpose or even absorb national effects.*

*Concerning the self-related and climate-related cognitions explicit differences were found corresponding to the expected direction: On the basis of these results it can be assumed, that Swiss Mathematics teachers have a higher level of self efficacy and a higher level of personal accomplishment than German teachers.*

*Furthermore Swiss Mathematics teachers notice a much higher level of interest by students and parents than German Mathematics teachers. The situation at the lowest german schooltype, called Hauptschule, is particularly problematic. The results show that Swiss as well as German Mathematics teachers do not perceive their way of instruction to differ substantially. On the other hand the distinctions effected by the specific culture-related conditions on teaching and learning seem to be more considerable.*

## *1 Einleitung und Fragestellung*

Seit dem schwachen Abschneiden deutscher Schülerinnen und Schüler in der TIMSS und PISA-Studie wird insbesondere in Deutschland verstärkt über die Qualität des naturwissenschaftlichen und mathematischen Unterrichts diskutiert.

Die Analyse des internationalen PISA-Datensatz offenbarte, wie bereits bei der TIMS-Studie, insbesondere für das Fach Mathematik deutliche Leistungsunterschiede zwischen deutschen und Schweizer Schülerinnen und Schülern. Dies ist umso bemerkenswerter als es sich um zwei Nationen handelt, die sich in einigen kulturellen Merkmalen, wie z.B. der Sprache und der Gliederung ihrer Schulsysteme, ähnlich sind.

Die Analyse des Forschungsstands zeigt, dass bislang keine vergleichenden Studien durchgeführt wurden, die diese Leistungsunterschiede erklären könnten. Es fehlen vor allem Studien, die neben Leistungsdaten von Schülerinnen und Schülern und der Perspektive der Lehrkräfte auch den Unterricht selbst erfassen und darüber hinaus auf vergleichbare inhaltliche Bedingungen des Unterrichts achten.

Genau dieses mehrperspektivische Anliegen verfolgt das binationale Projekt „Unterrichtsqualität und mathematisches Verständnis in verschiedenen Unter-

richtskulturen“, das gemeinsam am Deutschen Institut für Internationale Pädagogische Forschung in Frankfurt und am Pädagogischen Institut der Universität Zürich durchgeführt wird.<sup>1</sup> Um einen substantiellen Beitrag zur Erklärung der deutlichen Leistungsunterschiede deutscher und Schweizer Schülerinnen und Schüler leisten zu können, wird in der derzeit laufenden Hauptstudie der Mathematikunterricht in 20 deutschen und 20 Schweizer Klassen videografiert und analysiert. Ergänzend hierzu werden die Lehrkräfte dieser Klassen, die Schülerinnen und Schüler sowie ihre Eltern schriftlich befragt.

Angesichts der bedeutsamen Differenzen in den Schulleistungen deutscher und Schweizer Schülerinnen und Schüler wurde vor der Durchführung der Hauptstudie in einer repräsentativen Lehrerbefragung der Frage nachgegangen, ob die unterschiedlichen Schülerleistungen in beiden Ländern auch mit Unterschieden in Lehrerkognitionen korrespondieren. Über die Ergebnisse dieser repräsentativen Lehrerbefragung wird hier berichtet.

## *2 Theoretischer Hintergrund*

Befragt man die Unterrichtsforschung nach möglichen Erklärungen für unterschiedliche Schülerleistungen, so gerät vor allem das Instruktionsverhalten von Lehrerinnen und Lehrern in den Blick (vgl. Weinert, Schrader & Helmke, 1989, S. 899). Aus dieser Sicht erscheint es naheliegend, insbesondere den Unterricht in beiden Ländern einer vergleichenden Analyse zu unterziehen. Dieses Vorhaben bildet den aktuellen Schwerpunkt des laufenden Projekts.

Unter Heranziehung der Befunde der Lehrerexpertiseforschung kann zudem angenommen werden, dass sich hinter dem beobachtbaren unterrichtlichen Handeln der Lehrkräfte bestimmte Einstellungen und Überzeugungen verbergen, die das Handeln steuern und denen damit eine erhebliche Bedeutung für die Qualität der Lehr- und Lernprozesse zugeschrieben werden muss (vgl. Bromme 1992; 1997). Demzufolge ist zu erwarten, dass sich die kognitiven Voraussetzungen deutscher und Schweizer Lehrkräfte deutlich unterscheiden.

Dieser Fragestellung wird in der vorliegenden Studie näher nachgegangen. Im Kern geht es dabei um professionelles Lehrerwissen: Wie sehen Lehrkräfte beider Länder das Fach „Mathematik“, über welches fachliche und curriculare Wissen verfügen sie und welches Konzept haben sie von mathematischen Lehr- und Lernprozessen? Ergänzend zu den fachbezogenen Kognitionen der Lehrkräfte interessieren uns auch die selbst- und umweltbezogenen Kognitionen der Lehrkräfte, denn sie bilden nach unserem Verständnis den Rahmen für die eher fachbezogenen Kognitionen. Es wird also

---

1 Das Projekt wird u.a. von der DFG und vom Schweizer Nationalfond finanziert.

zusätzlich danach gefragt, wie sich die Lehrkräfte selbst sehen und wie sie ihre schulische Umwelt wahrnehmen.

In den folgenden Kapiteln wird zunächst der Forschungsstand unter drei zentralen Fragestellungen zusammengefasst. In Kapitel 2.1 werden Arbeiten analysiert, die sich mit dem Zusammenhang zwischen professionellem Lehrwissen und unterrichtlichem Handeln bzw. Unterrichtsqualität beschäftigt haben. Welche Bedeutung selbst- und belastungsbezogene Kognitionen der Lehrkräfte für die Qualität der Lehr- und Lernprozesse haben können, wird in Kapitel 2.2 dargestellt. Kapitel 2.3 widmet sich der Frage, ob und inwiefern schul Umweltbezogenen Kognitionen mit Schülerleistungen korrespondieren können.

## **2.1 Professionelles Lehrwissen**

Der Untersuchungsansatz zum Einfluss des professionellen Lehrwissens fokussiert, aufbauend auf dem Novizen-Experten-Paradigma, die kognitiven Voraussetzungen des Lehrers und fragt demzufolge u.a. nach dem Einfluss von Lehrwissen und Lehrerüberzeugungen auf unterrichtliches Handeln (vgl. Fennema, Carpenter & Peterson, 1989; Bromme, 1992; 1997). Der Definition von Wissen liegt dabei ein breites Begriffsverständnis zugrunde: Mit Lehrwissen sind nicht nur deklaratives und prozedurales Wissen (Handlungsroutinen), sondern auch Überzeugungen und Einstellungen, sogenannte *Beliefs* gemeint, die eine deutlich evaluative und normative Komponente aufweisen.

Insgesamt wird sowohl in theoretischen als auch in empirischen Arbeiten den Lehrerkognitionen eine Bedeutung für unterrichtliches Handeln und für Unterschiede im Instruktionsverhalten zugeschrieben (vgl. Schoenfeld, 1983; Fennema, Carpenter & Peterson, 1989; Fischler, 2000).

Die relative Bedeutung von Wissen, Einstellungen und Beliefs auf das Instruktionsverhalten von Lehrkräften wird jedoch kontrovers diskutiert. Stern und Staub (2002) konnten in einer Studie an Grundschulen ermitteln, dass zwischen 6% und 50% der Varianz des Leistungszuwachses der Schülerinnen und Schüler durch die Erfassung der handlungsleitenden Vorstellungen von Lehrkräften aufgeklärt werden konnte.

In einer amerikanischen Studie konnten Stipek et al. (2001) eine enge Beziehung zwischen den Beliefs von 21 amerikanischen Mathematik Lehrern und ihrer beobachteten Unterrichtspraxis nachweisen. So ergaben sich z.B. hohe negative Korrelationen zwischen der Lehrerüberzeugung, Schüler sollten sich im Mathematikunterricht an die Aufgabenanweisungen des Lehrers halten, und dem Grad der beobachteten Verständnisförderung im Unterricht sowie der beobachteten Schülerautonomie beim Aufgaben- und Problemlösen.

In seiner Studie von 1977 konnte Fend (vgl. Fend, 1998, S. 314) zwar keinen Zusammenhang zwischen den pädagogischen Deutungsmustern von

Lehrkräften und den fachlichen Leistungen der Schülerinnen und Schüler belegen. Allerdings resümiert er, dass „die von Menschenbildern und pädagogischen Deutungsmustern gespeisten Interpretationen der institutionellen Rahmenbedingungen des Schullebens ... in hohem Maße handlungsleitend und pädagogisch wirksam sind. Sie führen zu Umgangsformen der Lehrer untereinander, beeinflussen das Verhältnis zu den Schülern, schlagen sich in deren Wahrnehmung der Schulkultur nieder und sind schließlich in Verhaltensweisen und Persönlichkeitsmerkmalen der Schüler wiederzufinden.“

Andere Autoren, wie z.B. Fischler (2000), weisen darauf hin, dass es notwendig ist, handlungsfernere und handlungswirksamere Beliefs zu unterscheiden, denn gerade bei Lehrkräften zeige sich häufig eine Diskrepanz zwischen Beliefs, die in handlungsferneren Situationen geäußert werden, und konkretem unterrichtlichen Handeln. Zudem kann angenommen werden, dass der Zusammenhang zwischen Beliefs und unterrichtlichem Handeln von weiteren Lehrervariablen, wie z.B. den handlungspraktischen Fähigkeiten und bestimmten Persönlichkeitsmerkmalen des Lehrers, moderiert wird, die sich teilweise einer direkten Erfassung mittels Fragebogen entziehen.

Aufbauend auf Shulman (1987) hat sich Bromme (1992; 1997) mit den kognitiven Voraussetzungen unterrichtlichen Handelns beschäftigt und rückt dabei vor allem das Lehrerwissen ins Zentrum seiner Analysen. In seinem mehrdimensionalen Modell unterscheidet Bromme fünf Dimensionen professionellen Lehrerwissens: das fachliche Wissen, das curriculare Wissen, die Bedeutung und die Philosophie des Schulfachs im Kontext mit anderen Bereichen menschlichen Lebens und Wissens, pädagogische Fertigkeiten z.B. im Bereich des Classroommanagements sowie das fachdidaktische Wissen. Diese fünf Bereiche stehen nicht unverbunden nebeneinander, sondern werden im unterrichtlichen Handeln miteinander vernetzt.

Für die vorliegende Studie wurde dieser Ansatz von Bromme aufgegriffen. Die theoretisch spezifizierten Dimensionen wurden operationalisiert. Jeder Dimension wurde dabei ein empirisches Korrelat zugeordnet. Erste Analysen zeigten, dass dies ein vielversprechender Ansatz ist, um Lehrerwissen multidimensional zu erfassen (vgl. Diedrich, Thußbas & Klieme, 2002).

## **2.2 Selbstbezogene Kognitionen - Selbstwirksamkeit, emotionale Erschöpfung und Leistungsverlust**

Nicht nur unterrichtsbezogenen, sondern auch selbstbezogenen Kognitionen wird ein Einfluss auf das Instruktionsverhalten von Lehrkräften zugeschrieben. In diesem Zusammenhang hat in den letzten Jahren vor allem das Konstrukt der Selbstwirksamkeit an Bedeutung gewonnen. Selbstwirksamkeit drückt sich in Überzeugungen und Erwartungen aus, auch dann erfolgreich zu sein, wenn sich Schwierigkeiten in den Weg stellen. Der Glaube daran, etwas bewirken zu können, und das Gefühl, über Kompetenzen für die Lö-

sung von Problemen zu verfügen, beeinflussen die Wahrnehmung, die Motivation und das Handeln auf vielerlei Weise (vgl. Schwarzer 2000).

Das Konzept der Selbstwirksamkeit wurde von Bandura (1977; 1997) in die erziehungswissenschaftliche Forschung eingeführt. Es wurde zunächst als situationsspezifische Kontrollerwartung gedeutet. Mittlerweile wird jedoch davon ausgegangen, dass Selbstwirksamkeitserwartungen auf zeitstabilen persönlichen Komponenten beruhen, die unabhängig von der konkreten Situation generalisiert und wirksam werden (vgl. Schwarzer 2000, S. 189).

Eine hohe Selbstwirksamkeit korrespondiert mit einer optimistischen Haltung, mit Ausdauer und Anstrengungsbereitschaft sowie mit dem Ausmaß an Zielbindung und Aktivität. Dagegen geht eine geringe Selbstwirksamkeit mit einer höheren Ängstlichkeit, mit der Neigung zur Depressivität und einem geringeren Selbstwertgefühl einher.

Das Selbstwirksamkeitskonstrukt hat sich sowohl im beruflichen als auch im schulischen Bereich als wichtiger Leistungsprädiktor erwiesen. Für den schulischen Bereich ist insbesondere die Lehrerselbstwirksamkeit ein ausagefähiges Konstrukt. Eine hohe Lehrerselbstwirksamkeit erhält die Leistungsfähigkeit des Lehrers (vgl. Bandura 1997; Schmitz 2000), gilt als eine wichtige Bewältigungsressource für die schulischen Probleme des Alltags und zeigt auch positive Zusammenhänge mit Schülerleistungen (vgl. Ashton & Webb 1986; Ross 1995).

Außerdem korrespondiert die Lehrerselbstwirksamkeit mit der beruflichen Zufriedenheit und Beanspruchung der Lehrkräfte sowie mit dem Ausmaß berichteter Burnoutsymptome.

Burnout kennzeichnet ein Syndrom aus emotionaler Erschöpfung, Leistungsverlust und Depersonalisierung. Es betrifft vor allem Menschen in helfenden Berufen. Barth (1992) ermittelte in ihrer Studie, dass ca. 16-28% der von ihr befragten Lehrerinnen und Lehrer von Burnoutsymptomen betroffen sind. Inwiefern diese Quoten auch für Schweizer Lehrerinnen und Lehrer gelten, muss offen bleiben.

Ausgebrannte Lehrerinnen und Lehrer bleiben dem Unterricht häufiger fern und leiden nicht selten auch an Motivationsverlust für ihren Beruf. Das „Ausbrennen“ wirkt sich jedoch nicht nur negativ auf die Psychohygiene und die Motivation der Lehrerinnen und Lehrer aus, sondern auch auf die Qualität der Lehrer-Schüler-Beziehung und auf die Leistungen der Schülerinnen und Schüler (vgl. Dworkin, 1997; Stöckli, 2000).

Über die Ursachen von Burnout liegen unterschiedliche Theorien vor. Die Austauschtheorie besagt z.B., dass die Wertschätzung, die ein Lehrer erlebt und erfährt, eine entscheidende Rolle im Prozess spielt, der zu Burnout führt (vgl. van Horn, Schaufeli & Enzmann, 1999). Vor allem persistente Diskrepanzerfahrungen zwischen den eigenen Bemühungen und Anstrengun-

gen sowie den beobachteten Ergebnissen führen zu Unzufriedenheit und begünstigen den Burnoutprozess. Die Annahme, wonach der anfängliche Idealismus des jungen Lehrers eine entscheidende Ursache für Burnout darstellt, lässt sich mit empirischen Befunden nicht stützen. Entscheidender sind offenbar unrealistische Erwartungen und Ansprüche (vgl. Stöckli, 2000; Schmitz & Leidl, 1999). Als Hauptstressoren, die den Burnoutprozess befördern können, gelten insbesondere eine geringe Schülermotivation sowie ein niedriges Interesse am Lernstoff.

Das Ausmaß der erlebten beruflichen Belastungen von Lehrkräften steht nach den Befunden zahlreicher Studien in Zusammenhang mit verschiedenen Merkmalen der Lehrerpersönlichkeit (vgl. Mayr, Eder & Fartacek, 1991; Barth 1992; Urban 1992; Mayr & Mayrhofer, 1994; Kowarsch, 1994; Schaarschmidt & Fischer, 2001; Lipowsky, 2003). Mit einer Zunahme der Extraversion, des Optimismus, der Selbstbewusstheit und der Selbstwirksamkeit ist in der Regel eine Abnahme beruflicher Belastungen verbunden. Es ist jedoch fraglich, ob die Persönlichkeit dabei als verursachender Faktor verstanden werden darf. Vielmehr ist anzunehmen, dass es zu reziproken Effekten zwischen Persönlichkeit, Arbeitsbedingungen, Bewältigungsverhalten und Arbeitszufriedenheit kommt.

### **2.3 Schulklima**

In der Literatur zur Qualität von Schulen wird immer wieder auch das Schulklima bzw. die Wahrnehmung der Schulumwelt als relevante Variable genannt, die gute und schlechte Schulen voneinander unterscheidet und die sich auf Schülerleistungen, das Verhalten und Wohlbefinden der am Schulleben beteiligten Personen auswirkt (vgl. Purkey & Smith, 1990; Aurin, 1990; Rutter, 1979; Scheerens & Bosker, 1997). So findet man nahezu in sämtlichen Listen mit Merkmalen einer „guten Schule“ Hinweise darauf, wie bedeutsam das Klima einer Schule - die Schulleitung, die Intensität der Kooperation und Kommunikation im Kollegium, der Zusammenhalt und die Geschlossenheit, die Erwartungen des Kollegiums sowie ein Konsens über schulische Werte- und Normen - für die Wirksamkeit einer Schule ist (vgl. Eder, 1998; Fend, 1998; Scheerens & Bosker, 1997; Brookover et.al., 1979; Rutter, 1979).

Da für die vorliegende Studie nur die Einschätzung der Lehrer interessierte, wurden diejenigen Dimensionen über Items abzubilden versucht, die aus Lehrersicht als relevant für das Schulklima gelten können. Die empirischen Studien zur Schuleffektivität, die in der Regel auf Globalvergleichen „guter“ und „schlechter“ Schulen basieren, messen dem Grad an Konsens bzw. Dissens über die eigene pädagogische Arbeit, dem Verhalten der Schulleitung, dem wahrgenommenen Interesse von Schülern und Eltern an Schule und Unterricht sowie der wahrgenommenen Wertschätzung der Lehrerarbeit durch Eltern und Schüler eine wichtige Funktion bei (vgl. Fend, 1998; Eder, 1996; Eder, 1998; Rutter, 1979).

Für die Berücksichtigung der letzt genannten Dimensionen sprechen Befunde von Fend (1998), nach der sich deutsche und Schweizer Schülerinnen und Schüler deutlich in der Beurteilung des Schulklimas und in ihrem Verhalten Lehrkräften gegenüber unterscheiden. Demnach schätzen sich Schweizer Schülerinnen und Schüler deutlich disziplinierter ein und fühlen sich in der Schule wohler. Zudem beurteilen die Schweizer Schülerinnen und Schüler das Verhältnis der Schüler untereinander positiver. Außerdem verfügen Schweizer Schülerinnen und Schüler über ein günstigeres Selbstkonzept und ein höheres Bewusstsein eigener Wirksamkeit.

In die gleiche Richtung wiesen die Befunde der PISA 2000 Studie. Nach den Ergebnissen von Klieme und Rakoczy (2003) wird die Qualität der Schüler-Lehrer-Beziehung und das Unterstützungsverhalten der Lehrkräfte von Schweizer Schülerinnen und Schülern deutlich positiver eingeschätzt als von den deutschen Schülerinnen und Schülern.

Insgesamt ist daher zu erwarten, dass das Schulklima von den deutschen Mathematiklehrkräften kritischer beurteilt wird.

#### **2.4 Zentrale Fragestellungen**

Die vorliegende Studie untersucht, ob sich deutsche und Schweizer Mathematiklehrkräfte in ihren unterrichts-, selbst- und umweltbezogenen Kognitionen unterscheiden. Konkret ging es in der repräsentativen Lehrerbefragung um die Beantwortung folgender zentraler Fragestellungen:

1. Lassen sich in den Selbsturteilen der deutschen und schweizerischen Lehrkräfte Hinweise auf unterschiedliche Ausprägungen professionellen Lehrerwissens finden?
2. Neben absoluten Unterschieden zwischen beiden Nationen interessiert auch die Frage nach strukturellen Zusammenhängen. So soll der Frage nachgegangen werden, ob sich bei deutschen und Schweizer Mathematiklehrkräften Zusammenhänge zwischen einzelnen Dimensionen professionellen Lehrerwissens ermitteln lassen, die sich als Hinweise auf ein Syndrom mathematischer Überzeugungen interpretieren lassen.
3. Schließlich soll der Frage nachgegangen werden, ob sich deutsche und schweizerische Mathematiklehrkräfte in ihren selbst- und belastungsbezogenen Kognitionen und in der Wahrnehmung ihrer Schulumwelt unterscheiden. Der Forschungsstand lässt vermuten, dass sich deutsche Mathematiklehrerinnen und -lehrer weniger selbstwirksam einschätzen und belasteter fühlen. Ferner kann erwartet werden, dass höhere Belastungen deutscher Lehrkräfte mit einer kritischeren Wahrnehmung ihrer Schulumwelt korrespondieren. Zudem soll untersucht werden, inwiefern sich in den Urteilen der Lehrkräfte Effekte der jeweiligen Schulform nachweisen lassen. Des weiteren soll analysiert werden, in welchem Zusammenhang die Selbstwirksamkeitserwartung der Lehrkräfte mit einzelnen unterrichts- und klimabezogenen Kognitionen steht.

### 3 Datenbasis und methodisches Vorgehen

#### 3.1 Durchführung der Befragung

Die repräsentative Lehrerbefragung wurde im Herbst 2001 in Deutschland und der Schweiz durchgeführt. In der Schweiz bestand die Grundgesamtheit aus allen öffentlichen bzw. staatlich subventionierten Untergymnasien, Sekundarschulen und Realschulen der Kantone Bern und Zürich, in Deutschland wurden alle staatlichen und privaten Gymnasien, Realschulen, Gesamtschulen und Hauptschulen in Brandenburg, Berlin und Baden-Württemberg einbezogen. Aus der Gesamtheit aller Schulen wurden in der Schweiz und in Deutschland zwei Zufallsstichproben mit je 250 Schulen gezogen. Den Schulleitungen dieser ausgewählten Schulen wurden je ein Fragebogen zugesandt mit der Bitte, diesen an eine Lehrperson weiterzugeben, die im aktuellen Schuljahr in einem 8. Schuljahr (Schweiz) bzw. in einer 9. Klassenstufe (Deutschland) Mathematik unterrichtet.

Von den 250 deutschen Fragebögen kamen 146 (58,4%) ausgefüllt zurück, in der Schweiz lag die Rücklaufquote bei 46,4%. Die durchschnittliche Bearbeitungszeit betrug in Deutschland 2 Stunden und 36 Minuten, in der Schweiz lag die durchschnittliche Bearbeitungszeit bei 2 Stunden und 17 Minuten. Dieser Mittelwertsunterschied ist signifikant ( $t_{(243)} = 2.84; p < .01$ ).

Im Alter, in der Erfahrung beim Unterrichten von Mathematik und in der Berufserfahrung insgesamt unterscheiden sich beide Stichproben nicht. Hinsichtlich des Geschlechterverhältnisses ergab sich in Deutschland ein Anteil der Frauen von 37,2%, in der Schweiz ein Anteil von 14,7%. Dieser Unterschied überschreitet die Signifikanzgrenze ( $\chi^2_{(1)} = 16.3; p < .001$ ). Einen signifikanten Unterschied gab es auch in der Anzahl der besuchten Fortbildungen. Die Schweizer Lehrkräfte gaben an, durchschnittlich 3 Fortbildungen innerhalb der letzten beiden Jahre besucht zu haben, die deutschen Kolleginnen und Kollegen nahmen nach eigenen Angaben durchschnittlich an 2,5 Fortbildungen teil ( $t_{(257)} = 2.97; p < .01$ ).

#### 3.2 Methodisches Vorgehen

Der Fragebogen greift in Teilen auf bereits entwickelte Skalen zurück. Die Fragen zur konkreten Unterrichtspraxis richteten sich auf fachdidaktische Aspekte und wurden deshalb an zwei konkreten Unterrichtsinhalten, der Satzgruppe des Pythagoras und mathematischen Textaufgaben, festgemacht. Beide Inhalte sind fester Bestandteil der jeweiligen Richtlinien in den beteiligten Bundesländern und Kantonen.

In der Regel wurden die Lehrkräfte nach dem Grad ihrer Zustimmung auf die jeweiligen Items befragt. Die Antwortskalen der verwendeten Items waren in der Regel, wenn nicht anders dargestellt, vierstufig und reichten von „stimmt genau“ bis „stimmt gar nicht“.

Um die Frage nach Unterschieden zwischen beiden Stichproben zu beantworten, wurden multi- und univariate Varianzanalysen durchgeführt.

In einem ersten Schritt wurden die untersuchten Variablen zunächst gruppenweise einer „globalen“ multivariaten Varianzanalyse unterzogen. Dabei wurde geprüft, ob sich die Variablen, die a) das professionelle Lehrerwissen b) die selbst- und belastungsbezogenen Kognitionen und c) die schul Umweltbezogenen Kognitionen erfassen, zwischen den beiden Ländern signifikant unterscheiden.

Zur weiteren Prüfung, welche der einzelnen abhängigen Variablen für den multivariaten Effekt verantwortlich sind, werden einfaktorielle univariate Varianzanalysen durchgeführt.

Da zum einen der Anteil der Gymnasien in Deutschland und damit auch der Anteil der befragten deutschen Gymnasiallehrkräfte in der untersuchten Stichprobe größer ist als in der Schweiz und zum anderen Schulformeffekte auf einzelnen Skalen nicht ausgeschlossen werden können, werden die Daten zusätzlich mittels zweifaktorieller univariater Varianzanalysen auf Unterschiede zwischen den Schulformen überprüft. Unterschiede zwischen einzelnen Schulformen werden darüber hinaus mittels Scheffé-Tests abzusichern versucht.

Ferner werden die Daten wegen der ungleichen Verteilung der Geschlechter in beiden Stichproben auch auf geschlechtsspezifische Differenzen untersucht. Entsprechende Ergebnisse werden nur dort berichtet, wo sie die Signifikanzgrenze überschreiten.

Um die Größe der Effekte, die durch die Zugehörigkeit zu einer der beiden Nationen aufgeklärt werden können, abzuschätzen, wird jeweils der Eta-Koeffizient  $\eta^2$  angegeben, der dem Anteil aufgeklärter Varianz entspricht.

Da in dieser Studie eine Reihe von Einzelvergleichen durchgeführt wurden, die teilweise nicht unabhängig voneinander sind, steigt die Wahrscheinlichkeit, dass Unterschiede zufällig signifikant werden. Dieser Zunahme des Alpha-Fehlers lässt sich dadurch begegnen, dass das Signifikanzniveau adjustiert wird (Bonferroni-Korrektur). In der Regel erfolgt dies, indem das übliche Signifikanzniveau von 5% durch die Anzahl der Einzelvergleiche dividiert wird. Für die vorliegende Studie bedeutet dies, dass für den Bereich „Professionelles Lehrerwissen“ und für die beiden zusammenhängenden Bereiche „Selbst- und belastungsbezogene Kognitionen“ sowie „Schul Umweltbezogene Kognitionen“ jeweils ein Signifikanzniveau von 0,5% als kritische Marke gewählt wird.

Die folgende Tabelle 1 gibt einen Überblick über die erfassten Dimensionen und ihre empirischen Korrelate. Diese werden im folgenden Abschnitt ausführlicher beschrieben und dargestellt.

Tab. 1: Übersicht über die eingesetzten Skalen

Dimensionen professionellen Lehrerwissens		Selbst- und belastungsbezogene Kognitionen	Wahrnehmung der Schulumwelt
<i>Fachliches Wissen</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Anzahl der verwendeten Materialien bei der Unterrichtsvorbereitung</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Selbstwirksamkeit</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Aufgeschlossenheit der Schulleitung</li> </ul>
<i>Curriculares Wissen</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Aktivierung der Schüler</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Emotionale Erschöpfung</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Autokratischer Führungsstil</li> </ul>
<i>Mathematische Weltbilder</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Anwendung</li> <li>▪ Schema</li> <li>▪ Prozess</li> <li>▪ Formalismus</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Leistungsverlust</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Formen der Konfliktbewältigung</li> </ul>
<i>Allgemeines pädagogisches Wissen</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Kausalattribution</li> </ul>		<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Interesse von Schülern und Eltern</li> </ul>
<i>Fachspezifisches pädagogisches Wissen</i>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Konstruktivistisches Lernverständnis</li> <li>▪ Rezeptives Lernverständnis</li> </ul>		<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Wertschätzung von Schülern und Eltern</li> </ul>

#### *Zur Erfassung des professionellen Lehrerwissens*

Die fünf Dimensionen professionellen Lehrerwissens wurden für die vorliegende Studie jeweils mit unterschiedlichen Instrumenten approximativ zu erfassen versucht.<sup>2</sup>

Als Indikator für das *fachliche Wissen* der Lehrkräfte wurde erhoben, mit wie viel unterschiedlichen Informationsquellen sich die Lehrerinnen und Lehrer auf das Thema „Pythagoras“ vorbereiten. Die entsprechende anzukreuzende Liste umfasste sieben Items und reichte vom „Lehrbuch“ über „Fachliteratur“ und „Weiterbildungsveranstaltungen“ bis hin zu „Anregungen aus dem Internet“. Die Anzahl der angekreuzten Items lässt sich als *ein* Indikator für fachliches Wissen deuten. Der Mittelwert für alle Lehrkräfte liegt bei durchschnittlich 3.73 Informationsquellen, die Standardabweichung beträgt  $s=1.36$ .

Zur Erfassung des *curricularen Wissens* wurden den Lehrern 16 Items vorgelegt, die unterschiedliche Ziele für den Einsatz mathematischer Textaufgaben umfassten. Die Items ließen sich den Dimensionen „Übung“, „Anwendung“, „Aktivierung der Schüler“, „Förderung bestimmter Schüler“

2 Nähere Informationen zu den Kennwerten der Skalen, mit denen das professionelle Lehrerwissen ermittelt wurde, finden sich in Diedrich, Thußbas und Klieme (2002). Daher wird hier auf eine abermalige ausführlichere Darstellung verzichtet.

sowie „nicht-mathematische Zielsetzungen“ zuordnen. Für die Fragestellung der Studie interessierte insbesondere die Dimension „Aktivierung der Schüler“, da hierin der Aspekt des eigenständigen und selbstorganisierten Lernens akzentuiert wird. Der Mittelwert für alle Lehrkräfte liegt auf der Skala „Aktivierung“ bei  $M=2.89$ , die Standardabweichung beträgt  $s=.52$ , die Reliabilitätsprüfung ergibt einen  $\alpha$ -Wert von  $.72$ .

Die *Philosophie des Schulfachs* wurde für die vorliegende Studie mit verkürzten Skalen des Instruments von Grigutsch, Ratz und Törner (1998) erfasst. Die Autoren unterscheiden vier Einstellungsstrukturen bzw. mathematische Weltbilder, die zur Erklärung des Unterrichtsverhaltens von Lehrern beitragen sollen: Lehrerinnen und Lehrer, die auf der Skala „Anwendungsaspekt“ hohe Werte haben, sind der Ansicht, dass Mathematik einen praktischen Nutzen hat und für das spätere Leben der Schülerinnen und Schüler sehr wichtig ist. Der *Schemaaspekt* betrachtet Mathematik als Sammlung von Verfahren und Regeln, der *Prozessaspekt* betont das kreative, explorative und entdeckende Moment der Mathematik. Lehrer, die im *Formalismus* eine wichtige Funktion der Mathematik sehen, sind der Ansicht, Mathematik sei durch Klarheit, Objektivität und Eindeutigkeit gekennzeichnet.

Während Schema- und Formalismusaspekt eher eine statische Sicht auf Mathematik einnehmen, betonen der Prozess- und Anwendungsaspekt eine dynamische Perspektive auf den Gegenstand. Die Reliabilitäten der vier Skalen liegen zwischen  $\alpha=.60$  und  $\alpha=.79$ , die Mittelwerte bewegen sich zwischen  $M=2.67$  für den Schemaaspekt und  $M=3.21$  für den Anwendungsaspekt, die Standardabweichungen variieren zwischen  $.45$  und  $.64$ .

Das *allgemeine pädagogische Wissen* erfasste fachlich unabhängige Aspekte von Lehrerkognitionen im Sinne von Kausalattributionen. Die Lehrerinnen und Lehrer wurden nach ihren subjektiven Erfolgstheorien zum Gelingen von Unterricht gefragt. Für die Fragestellung der Studie interessieren besonders diejenigen Ursachen, die im Verhalten des Lehrers begründet sind. Aus den Items „gute Unterrichtsplanung“, „Zusammenarbeit mit Kollegen“ sowie „Fähigkeit, auch leistungsschwache Schüler zu motivieren“ ließ sich die Skala „Causal belief: Lehrer“ generieren. Hohe Werte auf dieser Skala drücken aus, dass sich der Lehrer selbst für das Gelingen des Unterrichts verantwortlich fühlt. Der Mittelwert auf dieser Skala beträgt für alle Lehrkräfte  $M=3.16$ , die Standardabweichung liegt bei  $s=.50$ , der Cronbach Alpha-Wert bei  $\alpha=.45$ .

Das *fachspezifische pädagogische Wissen* wurde mit den Skalen von Fenema, Carpenter und Loef (1990) in der deutschsprachigen Adaption von Stern und Staub (2002) und einer weiteren Überarbeitung von Reusser, Pauli und Staub erhoben. Die Skalen umfassen Vorstellungen und Überzeugungen, wie sich mathematisches Verständnis durch Unterricht aufbaut und entwickelt. Dabei wurde zwischen einer eher konstruktivistischen und

einer eher rezeptiven Sicht auf Mathematik unterschieden. Lehrkräfte mit einem eher *konstruktivistischen Mathematikverständnis* sind der Ansicht, dass Schülerinnen und Schüler eigene Wege zur Lösung von Problemen und Anwendungsaufgaben gehen sollten, bevor sie einen Lösungsweg vorführen oder als Musterlösung präsentieren. Sie sind eher der Meinung, dass der Austausch und die Diskussion von Lösungswegen und –ideen eine zentrale Funktion beim Verständnisprozess haben. Lehrkräfte mit einem eher *rezeptiven Verständnis* sind dagegen der Überzeugung, dass Schülerinnen und Schüler erst genormte Verfahren und Prozeduren erlernen müssen, bevor sie diese auf Anwendungsaufgaben übertragen können. Diese Vorgehensweisen müssen detailliert eingeführt und vermittelt werden. Der Mittelwert auf der vierstufigen Skala „konstruktivistisches Mathematikverständnis“ liegt bei  $M=3.01$ , die Standardabweichung beträgt  $s=.48$ , der Cronbach Alpha-Wert  $\alpha =.82$ . Für die Skala „Rezeptives Verständnis“ ergibt sich ein Mittelwert von  $M=2.55$ , eine Standardabweichung von  $s=.47$  sowie eine Reliabilität von  $\alpha =.89$ .

#### *Selbstwirksamkeit und Burnoutdimensionen*

Die *Selbstwirksamkeit* der Lehrerinnen und Lehrer wurde mittels einer 6-Item umfassenden Subskala des Instruments von Schwarzer und Jerusalem (2001) erfasst. Die Reliabilität der Skala ist mit  $\alpha=.65$  zufriedenstellend, der Mittelwert lag für beide Stichproben zusammen bei  $M=2.90$ , die Standardabweichung betrug  $s=.39$ . Selbstwirksame Lehrerinnen und Lehrer sind der Überzeugung, dass sie über genügend Ressourcen und Kompetenzen verfügen, um mit auftretenden Schwierigkeiten und Problemen des Berufsalltags gelassen und konstruktiv umgehen zu können.

Die beiden Burnoutdimensionen „Emotionale Erschöpfung“ und „Leistungsverlust“ wurden mit dem Instrument von Maslach und Jackson (1986) in der deutschen Übersetzung von Enzmann und Kleiber (1989) eingesetzt.

Lehrkräfte mit überdurchschnittlichen Werten auf der Skala „Emotionale Erschöpfung“ fühlen sich ausgelaugt und müde. Berufliche Anforderungen werden meist als frustrierend und belastend erlebt. Folgerichtig weisen „ausgebrannte“ Lehrerinnen und Lehrer auch höhere Werte auf der Skala „Leistungsverlust“ auf. Sie haben das Gefühl, die alltäglichen beruflichen Anforderungen weniger gut bewältigen zu können.

Die statistische Analyse ergab für die Skala „Emotionale Erschöpfung“ einen Mittelwert von  $M=1.68$ , eine Standardabweichung von  $s=.48$  und einen Alpha-Cronbachwert von  $\alpha=.85$ . Für die Skala „Leistungsverlust“ wurde ein Mittelwert von  $M=2.03$ , eine Standardabweichung von  $s=.38$  sowie ein Alphaswert von  $\alpha=.72$  berechnet.

#### *Wahrnehmung der Schulumwelt*

Die Wahrnehmung der Schulumwelt wurde mit einigen Skalen von Fend (1998) und mit selbst entwickelten Items von Reusser, Thußbas und Died-

rich, teilweise in Anlehnung an Items aus dem Lehrerfragebogen der TIMS-Videostudie, erhoben. Sie lassen sich den Dimensionen „Aufgeschlossenheit der Schulleitung“, „Autokratischer Führungsstil der Schulleitung“, „Formen der Konfliktbewältigung“, „Interesse von Schülern und Eltern“ sowie „Wertschätzung der eigenen Arbeit durch Eltern und Schüler“ zuordnen. Die Skala „Formen der Konfliktbewältigung“ hat eine negative Konnotation. Hohe Werte auf der Skala drücken Dissens und eine wenig sachliche Atmosphäre bei der Bewältigung von Konflikten aus.

Tab. 2: Skalenwerte „Wahrnehmung der Schulumwelt“

	Aufgeschlossenheit der Schulleitung	Autokratischer Führungsstil der Schulleitung	Formen der Konfliktbewältigung	Interesse von Schülern und Eltern	Wertschätzung der eigenen Arbeit durch Eltern und Schüler
N	250	251	262	260	258
Mittelwert	3.14	1.48	1.80	2.23	3.02
Standardabweichung	.55	.54	.52	.47	.39
Beispielitem	<i>Die Schulleitung ist neuen Ideen und Entwicklungen der pädagogischen Diskussion und Forschung gegenüber stets aufgeschlossen.</i>	<i>Die Schulleitung erwartet von den Lehrern, dass sie sich ihren Entscheidungen fraglos unterordnen.</i>	<i>Wenn sich in einer Konferenz unterschiedliche Meinungen bei wichtigen Fragen ergeben, dann kommen in der Sachdiskussion viele persönliche Animositäten zum Vorschein.</i>	<i>Die Schüler an meiner Schule diskutieren gemeinsam über Themen aus dem Unterricht.</i>	<i>Meine Arbeit als Mathematiklehrer wird von den Eltern meiner Schüler geschätzt.</i>
Reliabilität (Cronbachs $\alpha$ )	.73 (4 Items)	.70 (3 Items)	.69 (3 Items)	.70 (4 Items)	.69 (3 Items)

Diese fünf Dimensionen klären in einer Faktorenanalyse (Hauptkomponentenanalyse, Rotation: Varimax) insgesamt 60,6% der Varianz auf. Entsprechend den fünf Faktoren wurden fünf Skalen gebildet, die jeweils eine Dimension erfassen. Deren Kennwerte können Tabelle 2 entnommen werden.

Erwartungsgemäß hängen die Werte auf der Skala „Aufgeschlossenheit der Schulleitung“ negativ mit den Werten auf der Skala „Autokratischer Führungsstil der Schulleitung“ ( $r = -.45^{**}$ ) und auch negativ mit der Ausprägung der Skala „Formen der Konfliktbewältigung“ ( $r = -.35^{**}$ ) zusammen. Ein positiver Zusammenhang ( $r = .37^{**}$ ) ergibt sich dagegen für die beiden Skala-

len „Formen der Konfliktbewältigung“ und „Autokratischer Führungsstil der Schulleitung“. Das heißt: Je autokratischer der Führungsstil der Schulleitung beurteilt wird, desto häufiger berichten die Lehrer von Spannungen und Animositäten im Kollegium und umgekehrt. Ebenfalls positiv fällt der Zusammenhang ( $r=.34^{**}$ ) zwischen den beiden Skalen „Interesse von Schülern und Eltern“ und „Wertschätzung der eigenen Arbeit durch Eltern und Schüler“ aus.

#### 4 Ergebnisse

Der Darstellung der Ergebnisse für die drei untersuchten Bereiche liegt folgende Struktur zugrunde: Zunächst werden die Ergebnisse der multivariaten Varianzanalysen berichtet. Darin eingeschlossen sind die univariaten Varianzanalysen für die Einzeleffekte, die in drei separaten Abbildungen dargestellt werden. In einem nächsten Schritt wird in zweifaktoriellen univariaten Varianzanalysen überprüft, ob bestehende Unterschiede auf Länderebene auch weiterhin Bestand haben, wenn man die Schulform als unabhängige Variable in die jeweilige Modelle einbezieht.<sup>3</sup> Schließlich wird bei bestehenden Schulformeffekten in der Gesamtstichprobe getestet, ob diese Effekte gleichermaßen in Deutschland und der Schweiz bestehen und zwischen welchen Schulformen die Unterschiede signifikant ausfallen.

##### 4.1 Professionelles Lehrerwissen

Eine erste globale multivariate Varianzanalyse mit sämtlichen Skalenwerten professionellen Lehrerwissens als abhängige Variablen offenbart deutliche Unterschiede zwischen beiden Nationen. Der Pillai Spur Test ergibt einen F-Wert von  $F_{(9,249)} = 7.16$ ,  $p < .001$  und einen Eta-Koeffizienten von  $\eta^2 = .206$ . Die Nullhypothese - zwischen den Lehrkräften aus beiden Ländern ergeben sich auf keiner der abhängigen Variablen Unterschiede - muss daher zurückgewiesen werden. In der Abbildung 3 werden die Ergebnisse der Einzelanalysen dargestellt. Diese offenbaren aber nur auf einigen Dimensionen des professionellen Lehrerwissens bedeutsame Unterschiede zwischen Deutschland und der Schweiz.

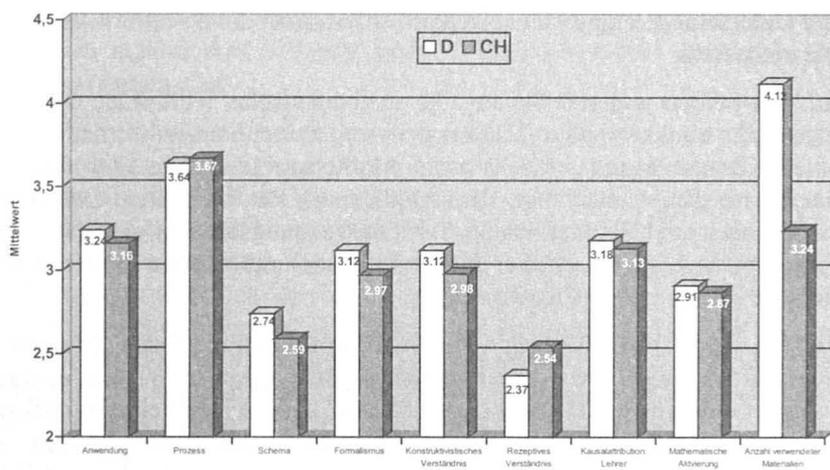
Die deutlichsten Unterschiede zeigen sich dabei bei der berichteten Unterrichtsvorbereitung. Die deutschen Mathematiklehrkräfte geben an, dass sie mehr Informationsquellen nutzen, um sich auf ihren Unterricht vorzubereiten. Im Einzelnen zeigt sich, dass sich die deutschen Mathematiklehrkräfte bei der Unterrichtsvorbereitung nach eigenen Angaben häufiger als die Schweizer Lehrkräfte auf andere Schulbücher stützen, dass sie häufiger Weiterbildungsangebote zum Thema „Satzgruppe des Pythagoras“ und in-

---

3 Die Gruppe der deutschen Gesamtschullehrerinnen und -lehrer wurde von den Analysen, die die Schulformeffekte prüfen, ausgenommen, da es sich um eine sehr heterogene Gruppe handelt, die unterschiedliche Schulformniveaus repräsentiert und unterschiedliche Ausbildungshintergründe aufweist. Zudem kann dieser Lehrergruppe keine vergleichbare Gruppe in der Schweiz zugeordnet werden.

formelle Kontakte bzw. Beschlüsse der Fachkonferenzen zur Unterrichtsvorbereitung nutzen. Da nicht auszuschließen ist, dass sich die Lehrkräfte an den einzelnen Schularten auf eine andere Art und Weise auf ihren Unterricht vorbereiten, wird zusätzlich der Schulformeffekt ermittelt. Eine univariate zweifaktorielle Varianzanalyse mit Schulform und Land als festen Faktoren ergibt für die Nationenzugehörigkeit einen Eta-Wert von  $\eta^2=.073$ , ( $F(1,227) = 17.93$ ;  $p < .001$ ), d.h. 7,3 % der Varianz der abhängigen Variablen können durch die Länderunterschiede erklärt werden, die Schulformzugehörigkeit kann weitere 6,5% aufklären ( $F(2,227) = 7.94$ ;  $p < .001$ ). Zwei für beide Stichproben getrennt durchgeführte Varianzanalysen und Scheffé-Tests zeigen jedoch, dass sich vor allem die Schweizer Lehrkräfte deutlich unterscheiden: Schweizer Lehrkräfte an Untergymnasien und Sekundarschulen nutzen ein breiteres Repertoire an Informationsquellen zur Unterrichtsvorbereitung als ihre Kolleginnen und Kollegen an Schweizer Realschulen ( $F(2,110) = 8.54$ ;  $p < .001$ ;  $\eta^2=.134$ ), während in Deutschland die Unterschiede zwischen den Lehrkräften an den verschiedenen Schulformen unter der Signifikanzgrenze bleiben ( $F(2,117) = 1.93$ ;  $p = .15$ ;  $\eta^2=.032$ ).

Abb. 1: Unterschiede zwischen deutschen und schweizerischen Lehrkräften in unterrichtsbezogenen Kognitionen



Auch auf den Skalen „Schemaaspekt“ und „Formalismusaspekt“ deuten die Varianzanalysen signifikante Unterschiede zwischen den Nationen an (vgl. Abb. 1). Demnach scheint es so, dass deutsche Lehrer eher der Meinung sind, dass Mathematik eine Disziplin ist, die sich durch Klarheit und Eindeutigkeit auszeichnet und bei der es wesentlich auf die Beherrschung von Verfahren ankommt. Die Unterschiede auf den beiden Skalen liegen jeweils an der Signifikanzgrenze von 5%. Berücksichtigt man allerdings die niedrigen Eta-Koeffizienten und legt man das korrigierte Signifikanzniveau von 0,5% zugrunde, so sind die Länderunterschiede zu vernachlässigen.

Bestätigt wird diese Interpretation, wenn man die Schulform als zusätzlichen festen Faktor in die Varianzanalyse mit einbezieht. Die Unterschiede zwischen den Ländern sinken auf dem Schemaaspekt unter das 5%-Niveau ( $F_{(1,226)}=0.89$ ;  $p=.348$ ;  $\eta^2=.004$ ), während der Schulformeffekt ( $F_{(3,226)}=9.34$ ;  $p<.001$ ;  $\eta^2=.076$ ) signifikant wird. Wie getrennte univariate Varianzanalysen für die einzelnen Länder verdeutlichen, ist dieser Schulformeffekt aber ausschließlich in der Schweiz nachweisbar (für die Schweiz:  $F_{(2,110)}=9.75$ ;  $p<.001$ ;  $\eta^2=.151$ ; für Deutschland:  $F_{(2,116)}=1.53$ ;  $p=.220$ ;  $\eta^2=.026$ ): Lehrkräfte an Schweizer Realschulen haben signifikant höhere Werte auf der Skala „Schemaaspekt“ als ihre Schweizer Kollegen an Untergymnasien und Sekundarschulen. In Deutschland unterscheiden sich die Mathematiklehrkräfte in ihren schemabezogenen Einstellungen und Beliefs dagegen nicht. Das bedeutet: Der auf den ersten Blick offenbarte tendenzielle Unterschied zwischen den Nationen ist auf einen Schulformeffekt innerhalb der Schweiz zurückzuführen. Kontrolliert man diesen Effekt, so bleibt der Unterschied zwischen den Nationen unter der Signifikanzgrenze. Diese Ergebnisse lassen sich in Verbindung bringen mit den Befunden von Grigutsch, Raatz und Törner (1998), die auf dem Schemaaspekt ähnlich gelagerte Unterschiede zwischen Lehrkräften an verschiedenen Schulformen ermittelten.

Auf der Formalismusskala lassen sich weder länder- noch schulformabhängige Unterschiede empirisch absichern, sofern man die Schulform als Variable einbezieht.

Auf den beiden anderen Skalen, die mathematische Weltbilder erfassen, zeigen die einfaktoriellen Varianzanalysen keine nennenswerten Unterschiede. Deutsche und schweizerische Mathematiklehrkräfte sind in ähnlicher Weise davon überzeugt, dass Mathematik für das spätere Leben der Schülerinnen und Schüler wichtig ist (Anwendungsaspekt) und dass Mathematik eine Disziplin ist, bei der entdeckende und kreative Prozesse eine wichtige Rolle spielen (Prozessaspekt).

Auch im curricularen Wissen, operationalisiert durch die Skala „Mathematische Aktivierung“ sowie im allgemeinen pädagogischen Wissen, operationalisiert durch die Skala „Kausalattribution“, zeigen sich keine signifikanten Unterschiede zwischen beiden Gruppen. Mathematiklehrkräfte in Deutschland und der Schweiz setzen Textaufgaben in vergleichbarem Umfang zur Aktivierung von Schülerinnen und Schülern ein und fühlen sich selbst in ähnlicher Weise für das Gelingen des Unterrichts verantwortlich.

Unter Berücksichtigung der Forschungslage wäre eigentlich zu erwarten, dass die deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrer von einem stärker rezeptiven und von einem geringeren konstruktivistischen Lernverständnis berichten als ihre Schweizer Kolleginnen und Kollegen. Die Abbildung 1 zeigt jedoch: Tendenziell ist eher das Gegenteil der Fall. Deutsche Lehrkräfte schätzen sich nach den Befunden konstruktivistischer und weniger rezeptiv ein als die Schweizer Lehrpersonen. Auch hier wird überprüft,

ob für diese Befundlage ein Schulformeffekt verantwortlich ist. Eine zweifaktorielle univariate Varianzanalyse mit dem konstruktivistisches Lernverständnis als abhängiger Variable und mit „Land“ und „Schulform“ als festen Faktoren ergibt nur für den Faktor „Land“ einen Haupteffekt ( $F_{(1,226)}=7.54$ ;  $p<.01$ ;  $\eta^2=.032$ ), der jedoch, wenn man das korrigierte Signifikanzniveau anwendet, unter der konservativen Bonferroni-Schranke von  $p=.005$  liegt.

Für die Schulform lässt sich kein Effekt empirisch absichern ( $F_{(2,226)}=1.95$ ;  $p=.144$ ;  $\eta^2=.017$ ). Auch innerhalb der Länder sind keine Schulformeffekte nachweisbar.

Auf der Skala „Rezeptives Lernverständnis“ zeigt die zweifaktorielle Varianzanalyse mit den beiden festen Faktoren „Land“ und „Schulform“ einen nur tendenziell signifikanten Haupteffekt des Landes ( $F_{(1,226)}=4.94$ ;  $p<.05$ ;  $\eta^2=.021$ ) und der Schulform ( $F_{(2,226)}=4.21$ ;  $p<.05$ ;  $\eta^2=.036$ ) an. Somit lässt sich festhalten: Die deutschen Mathematiklehrkräfte berichten zwar über ein geringeres rezeptives Lernverständnis als die Schweizer Lehrkräfte, dieser Unterschied überschreitet aber nicht die korrigierte Signifikanzgrenze von  $p=.005$ .

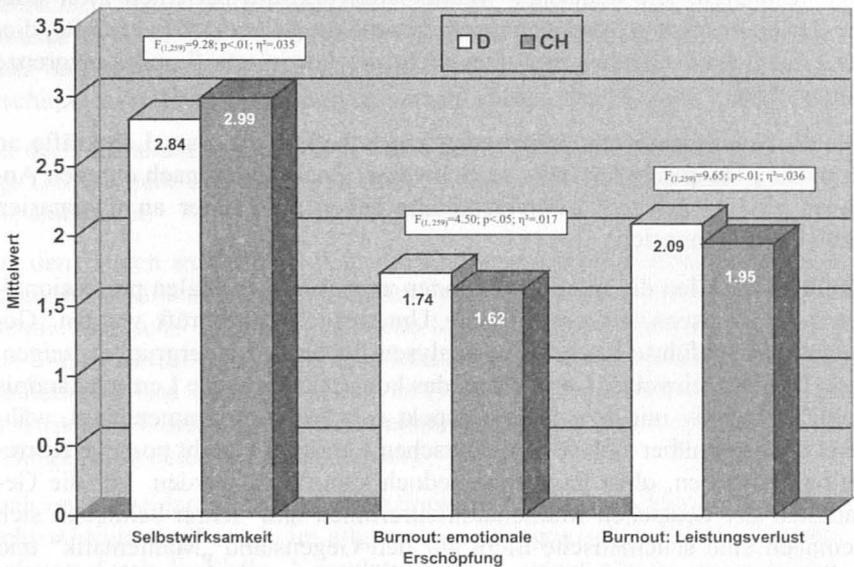
Für die Schulformunterschiede zeigt ein Scheffé Test, dass Lehrkräfte an deutschen Hauptschulen bzw. an Schweizer Realschulen nach eigenen Angaben ein rezeptiveres Lernverständnis haben als Lehrer an Gymnasien bzw. Untergymnasien.

Schließlich sollen die Interkorrelationen zwischen den Skalen professionellen Lehrerwissens auf augenfällige Unterschiede überprüft werden. Getrennt durchgeführte Korrelationsanalysen für beide Lehrergruppen zeigen, dass bei den Schweizer Lehrkräften das konstruktivistische Lernverständnis deutlich negativ mit dem Schemaaspekt ( $r=-.261^*$ ) zusammenhängt, während demgegenüber sich für die deutschen Lehrkräfte leicht positive Korrelationen ergeben, ohne dass diese jedoch signifikant werden. Für die Gesamtheit der deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrer schließen sich demnach eine schematische Sicht auf den Gegenstand „Mathematik“ und ein konstruktivistischer geprägter Lernbegriff nicht aus. Getrennte Korrelationsanalysen für die deutschen Lehrkräfte zeigen, dass sich diese leicht positiven Korrelationen für die Lehrkräfte an Realschulen ( $r=.305^*$ ) und an Hauptschulen ( $r=.266$ ) ergeben, nicht jedoch für die Lehrkräfte an Gymnasien ( $r=-.186$ ). Bei ihnen ist der Zusammenhang zwischen konstruktivistischer Orientierung und Schema- bzw. Formalismusaspekt, ähnlich wie für die Gesamtgruppe der Schweizer Lehrkräfte, negativ. Ob die deutschen Mathematiklehrkräfte an Real- und Hauptschulen der Ansicht sind, dass sich der Kompetenzerwerb im Mathematikunterricht als eigenaktiver Konstruktionsprozess in der Auseinandersetzung mit anderen Ideen und Konzepten deuten lässt oder nicht, ist demnach weitgehend unabhängig von der Ausprägung auf der Formalismus- und der Schemaskala.

## 4.2 Selbstbezogene Kognitionen und Burnout

Auch für die selbst- und belastungsbezogenen Kognitionen wird zunächst eine erste „globale“ multivariate Analyse durchgeführt. Die Selbstwirksamkeit sowie die Burnoutdimension „Leistungsverlust“ werden dabei als abhängige Variablen, die Variable „Land“ als fester Faktor in das Modell aufgenommen. Die Dimension „Emotionale Erschöpfung“ wird in der Varianzanalyse nicht berücksichtigt, da auf dieser Skala keine Varianzhomogenität vorliegt. Unter Berücksichtigung des Forschungsstandes (s.o.) ist zu erwarten, dass Schweizer Lehrkräfte über geringere Belastungssymptome berichten und eine höhere Kompetenzerwartung haben. Zudem können für die deutschen Lehrkräfte dahingehend Schulformeffekte vermutet werden, dass Lehrkräfte an Hauptschulen höhere Belastungen empfinden als Lehrkräfte an Gymnasien.

Abb. 2: Unterschiede zwischen deutschen und schweizerischen Lehrkräften in selbstbezogenen Kognitionen

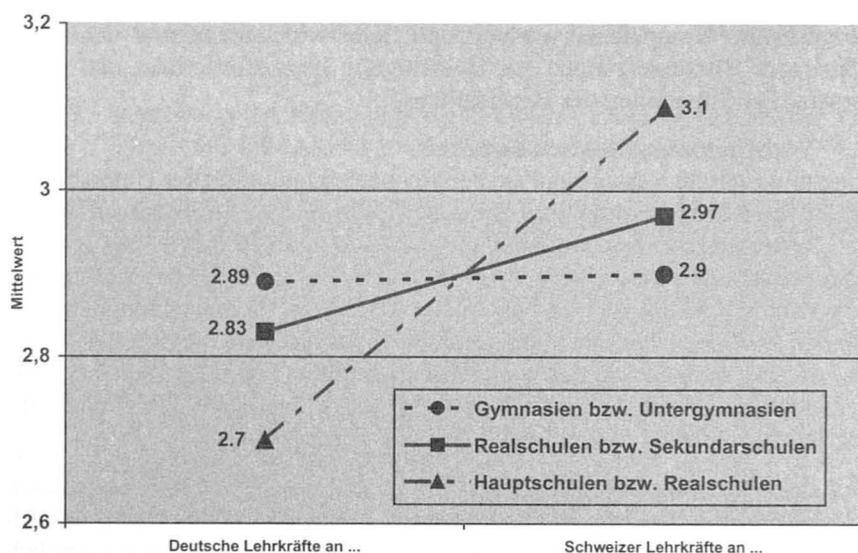


Die Ergebnisse der multivariaten Analyse zeigen zunächst, dass sich Lehrkräfte beider Länder in den selbst- und belastungsbezogenen Kognitionen signifikant unterscheiden. Der Pillai Spur Test zeigt eine Effektstärke von  $\eta^2=.043$  bei einem F-Wert von  $F_{(2,258)}=5.76$  und  $p<.01$ . Die Einzelvergleiche verdeutlichen, dass auf allen drei Skalen mit Länderunterschieden gerechnet werden kann (vgl. Abb. 2).<sup>4</sup>

4 Aus Konsistenzgründen wird auch für die Skala „emotionale Erschöpfung“ eine Varianzanalyse durchgeführt, obwohl die Varianzhomogenität nicht gegeben ist. Wird statt einer Varianzanalyse ein t-Test für heterogene Varianzen gerechnet, so ergibt sich ein t-Wert von  $t_{(256)}=2.20$  bei  $p<.05$  und ein Cohen's d-Wert von  $d=.27$ .

Für die Selbstwirksamkeit ergibt eine univariate Varianzanalyse mit den beiden festen Faktoren „Land“ und „Schulform“ einen signifikanten Haupteffekt des Landes ( $F_{(1,226)}=10.79$ ;  $p<.001$ ;  $\eta^2=.046$ ) und einen schwach signifikanten Interaktionseffekt von Land und Schulform ( $F_{(2,226)}=3.70$ ;  $p<.05$ ;  $\eta^2=.032$ ), der jedoch über der korrigierten Schranke von  $p=.005$  liegt. Ein signifikanter Haupteffekt der Schulform existiert nicht. Genaue Analysen zeigen: In Deutschland steigt die Selbstwirksamkeit mit dem Niveau der Schulform an, in der Schweiz sinkt sie dagegen ab, d.h. in Deutschland haben die Gymnasiallehrerinnen und -lehrer die höchste und die Hauptschullehrerinnen und -lehrer die niedrigste Selbstwirksamkeit, in der Schweiz sind es dagegen die Realschullehrkräfte, die die höchste Selbstwirksamkeit angeben, während die Lehrkräfte an den Untergymnasien über die niedrigsten Selbstwirksamkeitswerte berichten (vgl. Abb. 3).

Abb. 3: Mittelwerte der Selbstwirksamkeitserwartung in Abhängigkeit von Land und Schulform



Die Differenz auf der Skala „Emotionale Erschöpfung“ fällt verhältnismäßig gering aus. Eine zweifaktorielle univariate Varianzanalyse mit den beiden festen Faktoren „Land“ und „Schulform“ zeigt einen schwachen Ländereffekt ( $F_{(1,227)}=5.23$ ;  $p<.05$ ;  $\eta^2=.023$ ). Legt man das korrigierte Signifikanzniveau von 0,5% zugrunde, so lässt sich höchstens von einer Tendenz, jedoch nicht von einem signifikanten Unterschied sprechen. Die Schulform hat keinen eigenen Effekt, wengleich die Befunde für die deutsche Stichprobe in die erwartete Richtung weisen, ohne jedoch signifikant zu werden: Lehrkräfte an Hauptschulen fühlen sich etwas erschöpfter als Lehrkräfte an Realschulen und diese wiederum erschöpfter als Lehrkräfte an Gymnasien.

Stärker ins Gewicht fallen die Unterschiede auf der Skala „Leistungsverlust“. Eine zweifaktorielle univariate Varianzanalyse mit den beiden festen Faktoren „Land“ und „Schulform“ kann nur den Ländereffekt empirisch absichern ( $F_{(1,227)}=8.59$ ;  $p<.01$ ;  $\eta^2=.036$ ).<sup>5</sup> Auch innerhalb der beiden Länder zeigen sich keine schulformabhängigen signifikanten Unterschiede, wengleich auch auf dieser Variablen die intranationalen Unterschiede in Deutschland in die erwartete Richtung zeigen: Deutsche Lehrkräfte an Hauptschulen haben höhere Werte auf der Skala „Leistungsverlust“ als Lehrkräfte an Realschulen und diese wiederum höhere Werte als Lehrkräfte an Gymnasien.

Insgesamt lässt sich also festhalten, dass die deutschen Mathematiklehrkräfte ihre Leistungsfähigkeit beeinträchtigt sehen und tendenziell höhere Belastungen empfinden als die Schweizer Kollegen. Die höheren Varianzen deuten zudem darauf hin, dass die berufliche Alltagsbelastung von deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrern ausgeprägter erlebt wird als von ihren Schweizer Kollegen. Gleichzeitig zeigen die deutschen Lehrkräfte eine geringere Kompetenzerwartung und Selbstwirksamkeit und damit ungünstigere Voraussetzungen zur Bewältigung herausfordernder und problematischer Situationen des Berufsalltags.

### 4.3 Wahrnehmung des Schulumwelt

Eine multivariate Varianzanalyse zur Kennzeichnung globaler Unterschiede ergibt für die Gruppe der fünf schulumweltbezogenen Kognitionen deutliche Diskrepanzen zwischen den deutschen und den Schweizer Mathematiklehrkräften. Der Pillai-Spur Test ergibt einen Eta-Wert von  $\eta^2=.233$  und einen F-Wert von  $F_{(5,239)}=14.543$  mit  $p<.001$ . Der Vergleich mit den Eta-Werten, die oben bei den multivariaten Tests für die Gruppen der unterrichts- und selbstbezogenen Kognitionen ermittelt wurden, zeigt an, dass sich deutsche und Schweizer Lehrkräfte besonders in der Wahrnehmung ihrer Schulumwelt unterscheiden.

Wie die Einzelvergleiche darlegen, geht dieser Unterschied im Wesentlichen auf die Differenzen in der Wahrnehmung des Interesses von Schülern und Eltern zurück. Die schweizerischen Mathematiklehrkräfte nehmen ein deutlich stärkeres Interesse von Eltern und Schülern wahr (vgl. Abb. 4).

Der Länderunterschied auf der Skala „Interesse von Schülern und Eltern“ bleibt auch dann deutlich signifikant, wenn man zusätzlich die Schulform als festen Faktor in das Modell einführt. Für die Variable „Land“ ergibt die zweifaktorielle Varianzanalyse eine Effektstärke von  $\eta^2=.184$ , der F-Wert beträgt  $F_{(1,225)}=50.62$  mit  $p<.001$ . Der Haupteffekt für die Variable „Schulform“ wird für beide Gruppen zusammen nicht signifikant, jedoch deutet sich in den Ergebnissen ein schwacher Interaktionseffekt mit  $F_{(2,225)}=2.97$ ,

---

<sup>5</sup> Der genaue p-Wert beträgt  $p=.004$ . Er liegt damit unter der korrigierten Signifikanzgrenze von  $p=.005$ .

Abb. 4: Unterschiede zwischen deutschen und schweizerischen Lehrkräften in der Wahrnehmung der Schulumwelt

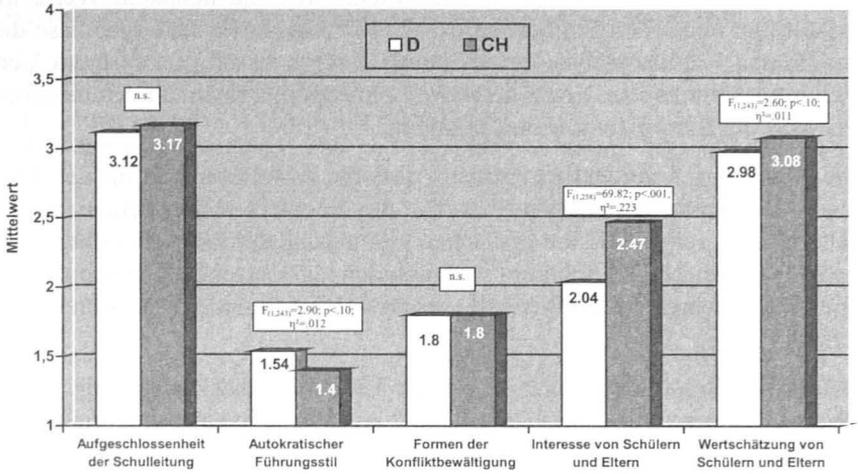
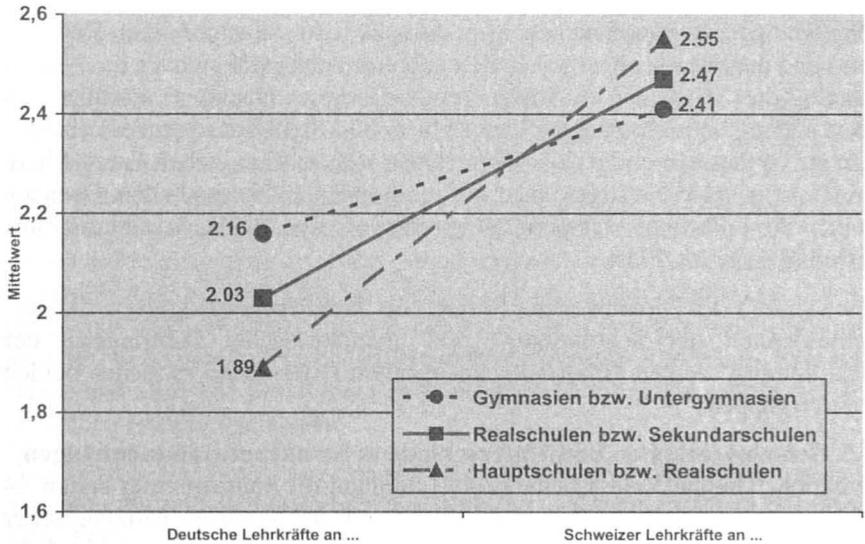


Abb. 5: Mittelwerte der Skala „Wahrgenommenes Interesse von Schüler und Eltern“ in Abhängigkeit von Land und Schulform



$p<.10$  und  $\eta^2=.026$  an. Während in Deutschland mit dem Niveau der Schulform das von den Lehrkräften wahrgenommene Interesse von Schülern und Eltern zunimmt, ist in der Schweiz der gegenläufige Trend beobachtbar (vgl. Abb. 5): Die Schweizer Lehrkräfte an den Realschulen schätzen das Interesse von Lehrern und Schülern am höchsten ein ( $M=2.55$ ) und unterscheiden sich damit deutlich von den deutschen Hauptschullehrkräften

( $M=1.89$ ), während demgegenüber die Schweizer Lehrkräfte an Untergymnasien die niedrigsten Werte aller drei Schweizer Lehrergruppen aufweisen ( $M=2.41$ ) und die deutschen Gymnasiallehrkräfte die höchsten Werte innerhalb der deutschen Stichprobe ( $M=2.16$ ). Was durch die Ergebnisse der univariaten Varianzanalyse bereits deutlich wird, bestätigt sich beim Vergleich der Mittelwerte: Keine deutsche Lehrergruppe reicht an den niedrigsten Wert der Schweizer Lehrkräfte heran.

Die Abbildung 5 verdeutlicht zudem, dass die Abweichungen für die deutschen Lehrkräfte größer sind als für die Schweizer Lehrpersonen. Ein Scheffé-Test zeigt, dass die deutschen Gymnasiallehrkräfte ein höheres Interesse von Eltern und Schülern wahrnehmen als deutsche Hauptschullehrerinnen und -lehrer. In der Schweiz zeigen sich keine entsprechenden Unterschiede.

Die an der Signifikanzgrenze liegenden Länderunterschiede auf der Skala „Wertschätzung von Schülern und Eltern“ lassen sich in einer univariaten Varianzanalyse nicht absichern, sobald man die Schulform als weiteren festen Faktor berücksichtigt. Getrennte Varianzanalysen zeigen für die deutsche Stichprobe einen signifikanten Effekt der Schulform ( $F_{(2,109)}=5.72$ ;  $p<.01$ ;  $\eta^2=.095$ ) und einen leicht signifikanten Interaktionseffekt zwischen Schulform und Geschlecht ( $F_{(2,109)}=3.54$ ;  $p<.05$ ;  $\eta^2=.061$ ). Der signifikante Effekt der Schulform tritt jedoch nur in Verbindung mit dem Interaktionseffekt auf: Weitere Mittelwertvergleiche zeigen, dass die Lehrerinnenurteile in Deutschland und der Schweiz deutlich stärker schulformabhängig sind als die Lehrerurteile, die in beiden Ländern vergleichsweise homogen ausfallen. In Deutschland überschreiten die Unterschiede die Signifikanzgrenze. Lehrerinnen an Gymnasien und Realschulen fühlen sich in ihrer Arbeit durch Eltern und Schüler stärker wertgeschätzt als Lehrerinnen an Hauptschulen. Dennoch sollten diese Befunde vorsichtig interpretiert werden, da die Anzahl der Fälle jeweils kleiner als 20 ist.

Hinsichtlich der Dimensionen „Formen der Konfliktbewältigung“, „Aufgeschlossenheit der Schulleitung“ und „Autokratischer Führungsstil der Schulleitung“ zeigen sich keine bedeutsamen Differenzen zwischen beiden Lehrergruppen.

#### **4.5 Gemeinsamkeiten und Unterschiede in Strukturzusammenhängen**

Diedrich, Thußbas und Klieme (2002) konnten im Rahmen einer ersten Analyse der vorliegenden Daten Hinweise auf ein Syndrom pädagogischer Überzeugungen ermitteln: Demnach korrespondiert eine dynamische Lehrersicht auf Mathematik mit einem konstruktivistischen, die Schüler aktivierenden Lehr- und Lernverständnis und mit prozessorientierten Lehrerkognitionen. Getrennte Analysen zeigen, dass dieser Befund sowohl für die Schweizer als auch für die deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrer gilt (vgl. Tab. 3).

Tab. 3: Interkorrelationen<sup>6</sup> zwischen einzelnen Dimensionen professionellen Lehrerwissens

Syndrom einer dynamischen Sichtweise von Lehr- und Lernprozessen				
	(1)	(2)	(3)	(4)
1. Math. Weltbilder: Prozessaspekt	—			
2. Konstruktivistisches Verständnis des Mathematik-Lernens	.52** .55** .51**	—		
3. Rezeptives Verständnis des Mathematik-Lernens	-.32** -.26** -.43**	-.43** -.33** -.51**		
4. Ziele math. Textaufgaben: Aktivierung	.43** .50** .33**	.41** .43** .38**	-.14 -.17* -.09	
5. Kausalattribution: Lehrer	.23** .21* .26**	.34** .34** .33**	.03 .02 .10	.30** .27** .33**

In Anknüpfung an die Arbeiten von Bandura (1977; 1997) kann vermutet werden, dass dieses Syndrom einer dynamischen Sicht auf Mathematik auch mit den Selbstwirksamkeitsüberzeugungen der Lehrkräfte korrespondiert.

Betrachtet man die beiden Lehrergruppen getrennt voneinander und bezieht zusätzlich noch Variablen der Schulumwelt mit ein, so zeigen sich teilweise unterschiedliche Strukturzusammenhänge. Zum einen hängen für die deutschen Lehrerinnen und Lehrer die Selbstwirksamkeitsüberzeugungen sehr viel enger mit den unterrichtsbezogenen Kognitionen zusammen als für die Schweizer Mathematiklehrerinnen und -lehrer (vgl. Tab. 4). Das bedeutet: Je selbstwirksamer sich die deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrer fühlen, desto ausgeprägter ist ihre konstruktivistische Orientierung und desto stärker sind sie der Ansicht, Mathematik sei eine Disziplin des Entdeckens und Nacherfindens und umgekehrt. Kontrolliert man die Schulform, so zeigt sich dieser Zusammenhang sowohl bei den Realschul-, Gesamtschul- und auch bei den deutschen Gymnasiallehrern, nicht jedoch bei den deutschen Hauptschullehrern.

Deutlichere Zusammenhänge zeigen sich zwischen der Selbstwirksamkeitsüberzeugung und den einzelnen Facetten der wahrgenommenen Schulumwelt. Diese Zusammenhänge gelten für beide Stichproben. Das bedeutet: Offenbar hängt das Gefühl der Selbstwirksamkeit enger mit der Wahrnehmung der Schulumwelt zusammen. Aus den querschnittlich ermittelten Korrelationen lassen sich jedoch keine endgültigen Aussagen zur Wirkungsrichtung der Zusammenhänge formulieren. Es ist durchaus vorstell-

6 Der erste Koeffizient gilt für die gesamte Stichprobe, der zweite nur für die deutsche, der dritte nur für die Schweizer.

bar, dass sich die wahrgenommene Schulumwelt auf die Selbstwirksamkeitsüberzeugungen der Lehrerinnen und Lehrer auswirkt: Lehrer, die über ein stärkeres Interesse von Eltern und Schülern berichten, und die sich in ihrer Arbeit anerkannt und geschätzt fühlen und zudem ihre Schulleitung als offen und aufgeschlossen erleben, dürften dieses positive Feedback vermutlich als Quelle für ihr Gefühl der Selbstwirksamkeit nutzen. Aber auch umgekehrte Effekte von der Selbstwirksamkeit auf die klimabezogenen Kognitionen können nicht ausgeschlossen werden: Wer sich selbstwirksamer fühlt und handlungsbezogen optimistischer ist, schätzt wahrscheinlich auch seine Umwelt positiver ein. Zudem ist denkbar, dass der Selbstwirksamkeitsüberzeugung und der Wahrnehmung der Schulumwelt ein gemeinsamer Faktor, den man mit dem Begriff des pädagogischen Optimismus umschreiben könnte, zugrunde liegt, der in Teilen sowohl die Selbstwirksamkeitsüberzeugungen als auch die Wahrnehmung der Schulumwelt determiniert.

Tab. 4: Interkorrelationen zwischen der Selbstwirksamkeitsüberzeugung und unterrichts- bzw. klimabezogenen Kognitionen

Unterrichtsbezogene Kognitionen/ Wahrnehmung des Schulkontextes	Korrelation mit der Selbstwirksamkeitsüberzeugung		
	alle Lehrerinnen und Lehrer	Nur deutsche Lehrerinnen und Lehrer	Nur Schweizer Lehrerinnen und Lehrer
Math. Weltbilder: Prozessaspekt	.259**	.373**	.064
Konstruktivistisches Verständnis des Mathematik-Lernens	.193**	.381**	.093
Ziele math. Textaufgaben: Aktivierung	.246**	.255**	.265**
Kausalattribution: Lehrer	.180**	.149	.265**
Interesse der Schüler und Eltern	.340**	.318**	.243**
Wertschätzung der Arbeit durch Schüler und Eltern	.414**	.388**	.421**
Autokratischer Führungsstil der Schulleitung	-.205**	-.268**	-.023
Aufgeschlossenheit der Schulleitung	.230**	.289**	.198*

## 5 Diskussion

In dieser hypothesengenerierenden Studie wurden deutsche und Schweizer Mathematiklehrkräfte in ihren unterrichtsbezogenen, selbst- und belastungsbezogenen sowie in ihren schul Umweltbezogenen Kognitionen miteinander verglichen.

Hierzu wurden für jeden Bereich multivariate Varianzanalysen durchgeführt, um erste Hinweise auf bestehende Unterschiede zu erhalten. Mittels

ein- und zweifaktorieller Varianzanalysen wurde überprüft, auf welchen einzelnen Dimensionen sich Lehrkräfte beider Länder besonders deutlich unterscheiden und ob offenkundige Länderunterschiede weiterhin Bestand haben, wenn man als zusätzlichen Faktor die Variable „Schulform“ in die Modelle einführt. Da eine Reihe von Einzelvergleichen durchgeführt wurden, wurde das Alpha-Fehler-Niveau gesenkt.

Den Ergebnissen zufolge unterscheiden sich deutsche und Schweizer Mathematiklehrkräfte im professionellen Lehrerwissen kaum voneinander. Lediglich beim approximativ erfassten fachlichen Wissen gab es einen bedeutsamen Unterschied: Deutsche Mathematiklehrkräfte nutzen nach eigenen Angaben ein breiteres Angebot an Informationsquellen zur Vorbereitung auf ihren Unterricht als ihre Schweizer Kollegen.

Auf den anderen Dimensionen des professionellen Lehrerwissens ergaben sich auf dem korrigierten 0,5%-Signifikanzniveau keine signifikanten Unterschiede; allenfalls lässt sich auf einigen Dimensionen von tendenziellen Unterschieden sprechen. Diese fielen jedoch teilweise erwartungswidrig aus.

So berichteten die deutschen Mathematiklehrerinnen und -lehrer tendenziell über ein konstruktivistischeres und weniger rezeptives Lernverständnis als ihre Schweizer Kolleginnen und Kollegen. Dieses Ergebnis steht in gewissem Widerspruch zu den Befunden von Pauli und Reusser (i.d. Heft). Ihren Ergebnissen zufolge zeichnet sich der deutsche Mathematikunterricht durch höhere Anteile fragend-entwickelnder Unterrichtsphasen aus. Bei der Frage nach unterrichtlichen Ablaufmustern in Übungs- und Vertiefungsstunden beschreiben zudem mehr Schweizer Lehrkräfte geöffnete Lernsituationen, während demgegenüber die deutschen Lehrkräfte häufiger Phasen im Klassenverband darstellen. Hinweise in die gleiche Richtung ergeben sich auch durch die Befunde von Clausen, Reusser und Klieme (in press). Sie verglichen 30 deutsche und 30 Schweizer Unterrichtsstunden in Mathematik, die im Rahmen der beiden TIMS Videostudien aufgenommen wurden, miteinander. Auch ihre Ergebnisse deuten darauf hin, dass der Mathematikunterricht in der Schweiz größere Freiheitsgrade für Schüler bereithält als der deutsche Mathematikunterricht.

Dass die Unterschiede in den kognitiven Voraussetzungen unterrichtlichen Handelns insgesamt nur relativ schwach ausfallen, bestätigt sich auch durch die vergleichbaren Strukturzusammenhänge pädagogischer Überzeugungen. Sowohl in der Schweiz als auch in Deutschland ließ sich ein Syndrom pädagogischer Überzeugungen identifizieren, das auf ähnlich gelagerten Korrelationen einzelner Dimensionen des professionellen Lehrerwissens basiert.

Während die Länderunterschiede in ihrer Bedeutung eher schwach ausfielen, ergaben sich in einigen Fällen deutlichere Schulformeffekte. Diese

Schulformeffekte fallen für die Schweiz noch stärker aus als für Deutschland. Die Grenze verläuft dabei zwischen deutschen Hauptschulen bzw. Schweizer Realschulen auf der einen Seite und deutschen Gymnasien bzw. Schweizer Untergymnasien auf der anderen Seite. Mathematiklehrkräfte an den Schweizer Realschulen sind eher als die Lehrkräfte an den Schweizer Untergymnasien der Ansicht, dass Mathematik eine Disziplin ist, bei der es auf die Beherrschung von Schemata und Verfahren ankommt. Zur Vorbereitung ihres Unterrichts nutzen sie zudem ein eingeschränkteres Angebot an Informationsquellen als ihre Kollegen an den Schweizer Gymnasien. Hinzu kommt, dass Lehrkräfte an deutschen Hauptschulen und an Schweizer Realschulen stärker davon überzeugt sind, dass es sich beim Lernprozess eher um einen rezeptiven Vorgang handelt als die Lehrkräfte an deutschen Gymnasien bzw. an Schweizer Untergymnasien.

Deutlichere Unterschiede als in den unterrichtsbezogenen Kognitionen ergaben sich zwischen den befragten deutschen und Schweizer Lehrkräften in den selbst- und belastungsbezogenen sowie in den schul Umweltbezogenen Kognitionen. Deutsche Mathematiklehrerinnen und -lehrer fühlen sich weniger selbstwirksam und sehen ihre Leistungsfähigkeit stärker eingeschränkt als ihre Schweizer Kolleginnen und Kollegen. Beide Unterschiede sind auch unter Berücksichtigung der Schulform und unter Zugrundelegung eines konservativen Niveaus signifikant. Hinzu kommt, dass die Schweizer Lehrkräfte ihre Schulumwelt positiver einschätzen. Insbesondere erleben sie ein deutlich ausgeprägteres Interesse von Eltern und Schülern und nehmen eine höhere Wertschätzung ihrer Arbeit wahr. In Deutschland zeigte sich auf der Skala „Interesse von Eltern und Schülern“ ein Schulformeffekt, der in der Schweiz nicht nachweisbar war: Während deutsche Lehrerinnen und Lehrer an Hauptschulen ein signifikant geringeres Interesse von Eltern und Schülern erleben als deutsche Gymnasiallehrkräfte, zeigten sich in der Schweiz keine entsprechenden Unterschiede.

Das bedeutet: Besonders ungünstig wird die Schulumwelt an deutschen Hauptschulen eingeschätzt, während sich in der Schweiz keine schulformabhängigen Unterschiede in der Lehrerwahrnehmung zeigen. Dies lässt sich als Indikator für einen höheren Stellenwert von Schule und Lernen in der Schweiz und einen breiteren gesellschaftlichen Konsens über die Aufgaben schulischer Bildung werten.

Als interessante Hinweise in die gleiche Richtung erweisen sich auch die angedeuteten, aber auf einem konservativen Niveau nicht abzusichernden Interaktionseffekte zwischen Schulform und Land: In Deutschland nimmt das von Lehrern wahrgenommene Interesse von Schülern und Eltern mit dem Anstieg des Schulformniveaus zu, in der Schweiz ist dagegen tendenziell die gegenläufige Entwicklung festzustellen: Während in Deutschland die Lehrkräfte an Hauptschulen über das geringste Interesse von Schülern und Eltern berichten, nehmen die Schweizer Realschulkräfte tendenziell

sogar ein höheres Interesse wahr als ihre Kolleginnen und Kollegen an den Untergymnasien.

Eine ähnliche Konstellation zeigt sich auch bei der Selbstwirksamkeit: In Deutschland halten sich Lehrkräfte an Hauptschulen tendenziell für weniger selbstwirksam als Lehrkräfte an Gymnasien, in der Schweiz ist es dagegen eher umgekehrt. Hier deuten sich interessante Fragestellungen für zukünftige Forschungsvorhaben an.

Die Befunde lassen vermuten, dass die Probleme also vor allem in den deutschen Hauptschulen kumulieren. Lehrkräfte an diesen Schulen erleben einerseits höhere berufliche Anforderungen und schätzen zugleich ihre Ressourcen für die Bewältigung dieser Probleme ungünstiger ein.

Ein ähnliches Fazit zieht auch Fend (1998) aus seiner repräsentativen Lehrerbefragung in Deutschland und der Schweiz. Er stellte fest, dass Schweizer Lehrkräfte das Schülerverhalten deutlich positiver beurteilen als Lehrkräfte in Deutschland. Auch Schweizer Schülerinnen und Schüler selbst schätzen sich disziplinierter ein (s.o.). Zudem zeigte sich in der Studie, dass beide Lehrergruppen, die Deutschen und die Schweizer, über gestiegene Anforderungen berichten, dass aber die Schweizer Lehrkräfte die Bedingungen für eine positivere und offensive Bewältigung dieser Anforderungen günstiger einschätzen als die deutschen Lehrkräfte. Fend (1998, S. 344) bilanziert: „Wenn man das Verhältnis von Anforderungen und persönlichen Kompetenzen als Person-Umwelt-Quotienten ... definiert, dann ist dieser in Deutschland negativ ausgeprägt, so daß keine Bewältigungs- sondern eine Leidensstimmung vorherrscht.“ Die Daten der vorliegenden Studie deuten darauf hin, dass dieses Missverhältnis zwischen beruflichen Anforderungen auf der einen Seite und Bewältigungskompetenzen auf der anderen Seite besonders die Situation an den deutschen Hauptschulen kennzeichnet. Schließlich lassen sich die hier vorlegten Befunde auch in Verbindung bringen mit denen von Clausen, Reusser und Klieme (in press). Sie zeigten in ihrer Studie, dass sich der deutsche und der Schweizer Mathematikunterricht weniger in didaktischen Dimensionen unterscheidet, sondern vor allem in der Effizienz der Klassenführung.

Der Prozess des Schulehaltens gestaltet sich aus Sicht der Lehrkräfte in Deutschland also offenbar deutlich schwieriger und anspruchsvoller. Es ist zu vermuten, dass hierfür nicht nur einzelne Variablen auf der Lehrer- und Schülerebene, sondern unterschiedliche kulturelle Systembedingungen eine gewichtige Rolle spielen. Hierzu zählt z.B. auch der Stellenwert von Lernen und Bildung, der sich wiederum in unterschiedlichem Lehrer- und Schülerverhalten widerspiegeln kann.

Auch beim Zusammenhang zwischen Selbstwirksamkeit und konstruktivistischem Verständnis zeigte sich eine Sonderstellung der deutschen Lehrkräfte an den Hauptschulen. Während für die beiden anderen Lehrergrup-

pen in Deutschland die Selbstwirksamkeit positiv mit einem konstruktivistischen Lernverständnis korrespondiert, ist dieser Zusammenhang für die deutschen Hauptschullehrerinnen und -lehrer nicht nachweisbar.

Möglicherweise hängt dies mit Unterschieden in der Konnotation der Selbstwirksamkeitsüberzeugung zusammen. Lehrkräfte an Hauptschulen verbinden mit Selbstwirksamkeit eventuell eher eine pädagogische Wirksamkeit, während sich Lehrkräfte an anderen Schularten dann selbstwirksamer fühlen, wenn sie glauben, die fachliche Kompetenzentwicklung ihrer Schülerinnen und Schüler positiv beeinflussen zu können. Es erscheint auf diesem Hintergrund plausibel, dass Lehrkräfte an Hauptschulen ihre Selbstwirksamkeit weniger eng an ihre subjektive Lern- und Verständnistheorien, sondern eher an ihre Rolle als Pädagogen und damit eher an nicht-fachliche Komponenten koppeln, weil eine wirkungsvolle Unterstützung des Kompetenzerwerbs aus ihrer Sicht möglicherweise nur eingeschränkt möglich ist. Dagegen ist zu vermuten, dass Lehrerinnen und Lehrer an den anderen Schularten eher der Überzeugung sind, mit einer bestimmten Art von Unterricht den Kompetenzerwerb ihrer Schülerinnen und Schüler beeinflussen zu können, was sich dann in einem engeren Zusammenhang zwischen konstruktivistischem Verständnis und Selbstwirksamkeitsüberzeugung widerspiegelt. Die Enge des Zusammenhangs könnte also durch die Interpretation der eigenen Rolle und durch den Grad der Überzeugung, durch konstruktivistischen Unterricht die Kompetenzentwicklung der Schülerinnen und Schüler unterstützen zu können, moderiert werden.

Aufgrund des Querschnittscharakters der Daten kann jedoch nicht abschließend beurteilt werden, ob es sich bei der für die deutschen Lehrkräfte an Realschulen und Gymnasien festgestellten Beziehung zwischen der Selbstwirksamkeit und dem konstruktivistischen Lernkonzept tatsächlich um einen kausalen Effekt handelt. Weitere längsschnittliche Untersuchungen auch unter Einbezug von Leistungsdaten von Schülerinnen und Schülern erscheinen in diesem Zusammenhang sinnvoll.

Die vorliegenden Befunde lassen einen differenzierteren Zusammenhang zwischen Lehrerkognitionen und Unterrichtspraxis vermuten, der durch Variablen der Schulumwelt, der Lehrerpersönlichkeit und durch Bewältigungsressourcen der Lehrkräfte beeinflusst wird und der sich in unterschiedlichen Merkmalskonfigurationen manifestiert. Durch den Einbezug videogestützter und schülerbezogener Daten im Rahmen der aktuell laufenden Hauptstudie hoffen wir differenziertere Aussagen über die Ursachen der Leistungsunterschiede von deutschen und Schweizer Schülerinnen und Schülern gewinnen zu können. Mit den vorliegenden Daten ließ sich die Frage nach den Ursachen der Leistungsunterschiede jedenfalls nicht beantworten.

## Literatur

- Ashton, P. T. & Webb, R. B. (1986). Making a difference. Teachers' sense of efficacy and student achievement. White Plains, New York: Longman, Inc.
- Aurin, K. (1990). Strukturelemente und Merkmale guter Schulen - Worauf beruht ihre Qualität? In K. Aurin (Hrsg.). Gute Schulen-worauf beruht ihre Wirksamkeit? Bad Heilbrunn/Obb.: Klinkhardt, S.64-87.
- Bandura, A. (1977). Self-efficacy: Towards a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review* 84 (2), S. 191-215.
- Bandura, A. (1997). Self-efficacy: The exercise of control. New York: Freeman.
- Barth, A.-R. (1992). Burnout bei Lehrern. Göttingen: Hogrefe.
- Bromme, R. (1992). Der Lehrer als Experte. Zur Psychologie des professionellen Wissens. Bern: Hans Huber.
- Bromme, R. (1997). Kompetenzen, Funktionen und unterrichtliches Handeln des Lehrers. In F.E. Weinert (Hrsg.). Enzyklopädie der Psychologie. Band 3. Psychologie des Unterrichts und der Schule. Göttingen: Hogrefe, S. 177-212.
- Brookover, W., Beady, C., Flood, P., Schweitzer, J. & Wisenbaker, J. (1979). School social system and student achievement schools can make a difference. New York: Bergin.
- Clausen, M., Reusser, K. & Klieme, E. (in press). Unterrichtsqualität auf der Basis hoch-inferenter Unterrichtsbeurteilungen. Ein Vergleich zwischen Deutschland und der deutschsprachigen Schweiz. *Unterrichtswissenschaft* 31 (2).
- Diedrich, M.; Thußbas, C. & Klieme, E. (2002). Professionelles Lehrerwissen und selbstberichtete Unterrichtspraxis im Fach Mathematik. 45. Beiheft der Zeitschrift für Pädagogik, S. 105-127.
- Dworkin, A. G. (1997). Coping with Reform: The Intermix of Teacher Morale, Teacher Burnout, and Teacher Accountability. In B. J. Biddle, T. L. Good & I. F. Goodson (Ed.:). *International Handbook of Teachers and Teaching*. Dordrecht: Kluwer, S. 459-498.
- Eder, F. (1996). Schul- und Klassenklima. Wien: Studienverlag.
- Eder, F. (1998). Schul- und Klassenklima. In D. H. Rost (Hrsg.). *Handwörterbuch Pädagogische Psychologie*. Beltz: Verlagsunion, S. 424-430.
- Enzmann, D. & Kleiber, D. (1989). Helfer-Leiden. Stress und Burnout in psychosozialen Berufen. Heidelberg: Asanger.
- Fend, H. (1977). Schulklima. Weinheim: Beltz.
- Fend, H. (1998). Qualität im Bildungswesen. Weinheim: Juventa.
- Fennema, E.; Carpenter, T. P. & Peterson, P.L. (1989). Learning mathematics with understanding. Cognitively guided instruction. In J. Brophy (Ed.). *Advances in research on teaching*. Vol. 1. Greenwich, CT: JAI Press, S. 195-221.
- Fischler, H. (2000). Über den Einfluss von Unterrichtserfahrungen auf die Vorstellungen vom Lehren und Lernen bei Lehrerstudenten der Physik. Teil 1: Stand der Forschung sowie Ziele und Methoden einer Untersuchung. *Zeitschrift für Didaktik der Naturwissenschaften* 6, S. 27-36.

- Grigutsch, S.; Raatz, U. & Törner, G. (1998). Einstellungen gegenüber Mathematik bei Mathematiklehrern. *Journal für Mathematikdidaktik* 19 (1), S. 3-45.
- Klieme, E. & Rakoczy, K. (2003). Unterrichtsqualität aus Schülerperspektive: Kulturspezifische Profile, regionale Unterscheide und Zusammenhänge mit Effekten von Unterricht. In J. Baumert, C. Artelt, E. Klieme, M. Neubrand, M. Prenzel, U. Schiefele, W. Schneider, K.-J. Tillmann & M. Weiß (Hrsg.). (2003). *Pisa 2000 - Ein differenzierter Blick auf die Länder der Bundesrepublik Deutschland*. Opladen: Leske + Budrich, S. 333-359.
- Kowarsch, A. (1994). Persönlichkeitsmerkmale von Lehrerstudenten und Unterrichtsstörungen im Praktikum. In J. Mayr, J. (Hrsg.). *Lehrer/in werden*. Innsbruck: Österreichischer Studienverlag, S. 128-140.
- Lipowsky, F. (2003). Wege in den Beruf. Beruflicher Erfolg von Lehramtsabsolventen in der Berufseinstiegsphase. Dissertation, Pädagogische Hochschule Heidelberg (Veröffentlichung in Vorbereitung).
- Maslach, C. & Jackson, S. E. (1986). *Maslach Burnout Inventory manual* (2. Aufl.). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Mayr, J.; Eder, F. & Fartacek, W. (1991). Mitarbeit und Störung im Unterricht: Strategien pädagogischen Handelns. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie* 5 (1), S. 43-55.
- Mayr, J. & Mayrhofer, E. (1994). Persönlichkeitsmerkmale als Determinanten von Leistung und Zufriedenheit bei LehrerstudentInnen. In J. Mayr, J. (Hrsg.). *Lehrer/in werden*. Innsbruck: Österreichischer Studienverlag, S. 113-127.
- Purkey, S. C. & Smith, M. S. (1990). Wirksame Schulen - Ein Überblick über die Ergebnisse der Schulwirkungsforschung in den Vereinigten Staaten. In K. Aurin (Hrsg.). *Gute Schulen - Worauf beruht ihre Wirksamkeit?* Bad Heilbrunn, Obb.: Klinkhardt, S. 13-45.
- Ross J.A., (1995). *Strategies for Enhancing Teachers' Beliefs in Their Effectiveness: Research on a School Improvement Hypothesis*. *Teachers College Record*, 97, S. 227-251.
- Rutter, M. et al. (1979). *Fifteen Thousand Hours*. London: Open Books.
- Schaarschmidt, U. & Fischer, A. W. (2001). *Bewältigungsmuster im Beruf. Persönlichkeitsunterschiede in der Auseinandersetzung mit der Arbeitsbelastung*. Göttingen: Vadenhoek & Ruprecht.
- Scheerens, J. & Bosker, R. (1997). *The Foundations of Educational Effectiveness*. Oxford: Pergamon.
- Schmitz, G. (2000). *Zur Struktur und Dynamik der Selbstwirksamkeitserwartung von Lehrern. Ein proektiver Faktor gegen Belastung und Burnout?* Dissertation. Berlin: Freie Universität. URL: <http://darwin.inf.fu-berlin.de/2000/29/Abrufdatum:10.1.2002>
- Schmitz, E. & Leidl, J. (1999). Brennt wirklich aus, wer entflammt war? Studie 2: Eine LISREL-Analyse zum Burnout-Prozeß bei Lehrpersonen. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 46, S. 302-310.
- Schoenfeld, A. (1983). Beyond the purely cognitive: Belief systems, social cognitions, and metacognitions as driving forces in intellectual performance. *Cognitive Science* 7, S. 329-363.
- Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (Hrsg.) (2001). *Skalen zur Erfassung von Schüler- und Lehrermerkmalen. Dokumentation der psychometrischen Verfahren*

- im Rahmen der Wissenschaftlichen Begleitung des Modellversuchs Selbst-wirksame Schulen. Berlin: Freie Universität. PDF-Datei. Neue URL: <http://www.fu-berlin.de/gesund/schulen/>.
- Schwarzer, R. (2000). Stress, Angst und Handlungsregulation. Stuttgart: Kohlhammer.
- Shulman, L. S. (1987). Knowledge and teaching: Foundations of the new reform. *Harvard Educational Review* 57 (1), S. 1-22.
- Staub, F. & Stern, E. (2002). The Nature of Teachers' Pedagogical Content Beliefs Matters for Students' Achievement Gains: Quasi-Experimental Evidence From Elementary Mathematics. *Journal of Educational Psychology* 94 (2), S. 344-355.
- Stipek, D.J.; Givvin, K. B.; Salmon, J. M. & MacGyvers, V. L. (2001). Teachers' beliefs and practices related to mathematics instruction. *Teaching and Teacher Education* 17, S. 213-226.
- Stoeckli, G. (2000). Burnout. Vom psychohygienischen zum pädagogischen Konstrukt. *Beiträge zur Lehrerbildung*, 18 (2), S. 199-206.
- Urban, W. (1992). Untersuchungen zur Prognostizierbarkeit der Berufszufriedenheit und Berufsbelastung bei österreichischen Hauptschullehrern. *Empirische Pädagogik* 6 (2), S. 131-148.
- Van Horn, J. E., Schaufeli, W. B. & Enzmann, D. (1999). Teacher burnout and lack of reciprocity. *Journal of Applied Social Psychology*, 29, S. 91-108.
- Weinert, F. E.; Schrader, F.W. & Helmke, A. (1989). Quality of instruction and achievement outcomes. *International Journal of Educational Research* 13, S. 895-914.

#### Anschriften der Autoren

Dipl. Päd. Frank Lipowsky, Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung,  
Schloßstr. 29, 60486 Frankfurt, Email: [lipowsky@dipf.de](mailto:lipowsky@dipf.de)

Dr. Claudia Thußbas, Technische Universität Berlin, Institut für Psychologie und Arbeitswissenschaft, Pädagogische Psychologie  
Franklinstr. 5-7, 10587 Berlin, Email: [thussbas@gp.tu-berlin.de](mailto:thussbas@gp.tu-berlin.de)

Prof. Dr. Eckhard Klieme, Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung  
Schloßstr. 29, 60486 Frankfurt, Email: [klieme@dipf.de](mailto:klieme@dipf.de)

Prof. Dr. Kurt Reusser, Pädagogisches Institut, Universität Zürich  
Gloriastr. 18a, 8006 Zürich, E-Mail: [reusser@paed.unizh.ch](mailto:reusser@paed.unizh.ch)

Dr. Christine Pauli, Pädagogisches Institut, Universität Zürich  
Gloriastr. 18a, 8006 Zürich, E-Mail: [cpauli@paed.unizh.ch](mailto:cpauli@paed.unizh.ch)