

Arbeitsbezogenes Erleben von Lehrkräften – Validierung eines mehrdimensionalen Messinstruments [Einzelbeitrag]

Karl-Oswald Bauer, Pierre Kemna

Ausgehend von Theorien zur Lehrerprofessionalität, zur Selbstwirksamkeit, zum Burnout und zum Thema „Sinn“ wird das mehrdimensionale Konstrukt eines arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrkräften hergeleitet, operationalisiert und empirisch überprüft. Vier Dimensionen des Erlebens werden herausgefiltert, die erlebte pädagogische Wirksamkeit, das Schülerinteresse, das Vertrauen und das Wohlbefinden der Lehrpersonen in ihrem Arbeitsumfeld. Dazu wird ein Testinstrument entwickelt, das im Hinblick auf seine Kriteriumsvalidität und seine Konstruktvalidität an einer Stichprobe von N = 413 Lehrkräften erprobt wird. Getestet wird ein Netzwerk von Propositionen, das sich vor allem auf Zusammenhänge zwischen den vier Subdimensionen und Schulleitungsqualität, Unterrichtsqualität, Burnout-Risiko sowie der Schulform bezieht.

1. Theoretischer Rahmen: Profession, Sinnerleben und pädagogische Wirksamkeit

Wie erleben Lehrkräfte ihre ja sehr komplexe und oft belastende Arbeit? Welche Dimensionen sind ihnen besonders wichtig? Wie lassen sich diese Dimensionen messen?

Theoretischer Ausgangspunkt der hier vorgestellten Forschungsarbeit ist die Schnittstelle zwischen Professionsforschung und Forschungen zum Wirksamkeits- und Sinnerleben sowie, sozusagen als Kehrseite dieses Ansatzes, Forschungen zum Burnout von Lehrkräften. Im Kontext der Professionsforschung wurde von unterschiedlichen Ansätzen und Modellen ausgehend vermutet und mitunter auch beobachtet, dass Lehrpersonen mit stabilen positiven Einstellungen im Hinblick auf die Güte und den Sinn ihrer Arbeit eine bessere Unterrichtsqualität erreichen und sich professionell günstiger entwickeln (Bauer & Kanders, 1998; Herrmann, 2002; Klusmann, Kunter, Trautwein & Baumert, 2006). Relevante Dimensionen sind das professionelle Ethos, die interne Attribuierung, die professionelle Identität und eine systematische Selbstwahrnehmung.

Entsprechende Überzeugungen sind dabei keineswegs eine triviale Selbstverständlichkeit, wird pädagogische Berufstätigkeit doch immer noch vielfach als ungeliebte Notlösung betrachtet (Rauin, 2007). Der „Sinn“ einer solchen Arbeit könnte dann darin bestehen, einen sicheren Halbtagsjob zu haben. Ergebnisse der Burnout-Forschung (Körner 2003; Schaarschmidt, 2005) lassen vermuten, dass eine solche Orientierung im Hinblick auf die Erhaltung der seelischen Gesundheit und Leistungsfähigkeit hoch riskant ist. Professionstheoretisch geht es um die Frage, wie Lehrkräfte in ihrem Selbstbild primäre pädagogische Ziele und Werte im Verhältnis zu Sekundärzielen bewerten und wie sie vor diesem Hintergrund den Sinn ihrer eigenen Arbeit wahrnehmen. Und es geht darum, wie Profession und Persönlichkeit aufeinander abgestimmt sind (Bauer 2005; Schaarschmidt & Kieschke, 2007; Dieterich & Dieterich, 2007). Eng verbunden damit ist die Frage nach der professionellen Identität.

Von Seiten der Optimismusforschung (Seligman, 2003) wurde in vielen Studien nachgewiesen, dass eine optimistische Grundeinstellung zum eigenen Leben Gesundheit, Lebenserfolg und Lebensqualität positiv beeinflusst. Auch diese Einstellung ist keineswegs allgemein gegeben, sondern qualitativ und quantitativ unterschiedlich ausgeprägt, so dass differenzielle Muster möglich sind. Wir vermuten, dass es weiter führt, zwischen einem allgemeinen Optimismus, wie Seligman ihn definiert, und einem spezifisch pädagogischen Wirksamkeitserleben zu unterscheiden. Denn der Optimismus von Lehrkräften wird Schülern ja nur dann zugute kommen, wenn Lehrkräfte auch auf pädagogische Erfolge abzielen und nicht nur auf Sekundärziele wie eine reibungslose Berufseinmündung oder ein bequemes Leben. Diese spezifisch pädagogische Art von Optimismus würde sich darin zeigen, dass Lehrkräfte sich selbst einen dauerhaften und umfassenden positiven Einfluss auf die Lern- und Entwicklungsprozesse ihrer Schüler zuschreiben. Misserfolge würden derartige pädagogische Optimisten auf temporäre und spezifische Bedingungen zurückführen und nicht generalisieren. Dass Lehrkräfte ihrer pädagogischen Arbeit überhaupt einen Sinn zuschreiben, ist angesichts der großen Bedeutung sekundärer Motive bei der Berufswahl keineswegs selbstverständlich. So betrachtet ein Viertel der Lehramtsstudierenden in Deutschland das Studium derzeit nur als Notlösung, genannt werden nicht selten pragmatische und hedonistische Motive (hierzu Rauin, 2007; Balliet, 2009).

Wir vermuten, dass es sich beim arbeitsbezogenen Erleben von Lehrpersonen um ein mehrdimensional zu fassendes Konstrukt handelt, in dessen Zentrum die dauerhafte und generelle Verwirklichung spezifisch pädagogischer Werte durch Handlungen der eigenen Person im Vertrauen auf die Lernenden steht,

begleitet von einem überwiegend positiv getönten Erleben des eigenen Arbeitsumfeldes. Diese Grundeinstellung zur eigenen Arbeit beruht auf Lernprozessen und lässt sich durch Lernprozesse in der einen oder anderen Richtung beeinflussen.

Der hier vorgestellte Ansatz weist Gemeinsamkeiten mit dem Konzept der Selbstwirksamkeit im Anschluss an Bandura auf, unterscheidet sich aber in zwei wesentlichen Punkten von diesem Konstrukt. Bandura (1997, 3) versteht unter Selbstwirksamkeitsüberzeugungen das Vertrauen in die eigene Fähigkeit, genau die Handlungen zu organisieren und auszuführen, die nötig sind, um bestimmte Ziele zu erreichen. Oder anders gesagt: „Selbstwirksamkeitserwartung wird definiert als die subjektive Gewissheit, neue oder schwierige Anforderungssituationen auf Grund eigener Kompetenz bewältigen zu können“ (Schwarzer & Jerusalem, 2002, 35).

Menschen werden also handeln, wenn sie der Überzeugung sind mit ihren Handlungen die gewünschten Wirkungen und Effekte zu erzielen. Ohne diese Überzeugung werden sie nicht versuchen „to make things happen“ (Bandura, 1997, 3). Eine Studie von Gibson und Dembo (1984) untersuchte dazu pädagogische Selbstwirksamkeitsüberzeugungen von Lehrkräften. Die Personen mit einer hohen Wirksamkeitsvorstellung glauben daran, bei schwierigen Schülern mit zusätzlichen Bemühungen und angemessenen Methoden erfolgreich zu sein. Sie sind zudem davon überzeugt, die Familien der Schüler als unterstützende Faktoren gewinnen zu können und mithilfe von gutem Unterricht auch negative Einflüsse der Lebenswelt der schwierigen Schüler kompensieren zu können. Im Gegensatz dazu stehen Lehrkräfte mit geringen pädagogischen Selbstwirksamkeitsüberzeugungen. Diese sind der Ansicht, kaum etwas gegen die geringe Motivation von Schülern ausrichten zu können. Die Wirkung auf deren geistige Entwicklung werde aus Sicht der Lehrkräfte durch gegenläufige Einflüsse aus dem Elternhaus und dem näheren Umfeld zu stark eingeschränkt (vgl. Bandura, 1997, 240).

Es gibt zahlreiche empirische Untersuchungen, die belegen, „dass optimistische Selbstwirksamkeitserwartungen eine Grundbedingung dafür darstellen, dass Anforderungen mit innovativen und kreativen Ideen aufgenommen und mit Ausdauer umgesetzt werden“ (Schwarzer & Jerusalem, 2002, 36). Beispielsweise hat eine groß angelegte Studie (Schwarzer & Jerusalem, 1994) in der „Wende“ Deutschlands gezeigt, dass „selbstwirksame Übersiedler und Flüchtlinge aller Altersgruppen insgesamt aktiver waren, eher Arbeit fanden, sich schneller sozial integrierten und zufriedener mit ihrem Leben waren als die Nichtselbstwirksamen“ (Schwarzer & Jerusalem, 2002, 38). Zwei Jahre später

stellte sich heraus, dass die selbstwirksamen untersuchten Personen auch gesünder waren als die nicht selbstwirksamen.

Zu den gleichen Erkenntnissen gelangt eine Studie im Rahmen des bundesweiten Modellversuchs Verbund Selbstwirksamer Schulen (vgl. Brockmeyer & Edelstein, 1997) in den Jahren 1996 bis 1999. Die knapp 300 Lehrkräfte wurden in einem jährlichen Turnus zu ihrer individuellen und kollektiven Selbstwirksamkeit befragt sowie mit dem Maslach Burnout Inventar und mit Fragen zum außerunterrichtlichen Engagement konfrontiert. Es stellt sich heraus, dass die individuelle Lehrer-Selbstwirksamkeitsskala (vgl. Schmitz & Schwarzer, 2000) hohe Korrelationen mit dem MBI (Maslach, Jackson & Leiter, 1996) auf der Dimension Leistungsverlust und mittelstarke Korrelationen mit den Dimensionen Erschöpfung und Depersonalisierung aufweist. Leistungsverlust benennt das immer schwieriger werdende erfolgreiche Arbeiten aufgrund von Erschöpfung und Rückzug. So verwundert es nicht, dass ein starker umgekehrt proportionaler Zusammenhang mit individuellen Selbstwirksamkeitsüberzeugungen besteht, da beide Skalen inhaltlich nahezu kongruent sind (Schmitz & Schwarzer, 2002, 200). Mit den Subskalen „Erschöpfung“ und „Depersonalisierung“ gehen die Lehrerüberzeugungen mittlere negative Korrelationen ein, die noch einmal den Zusammenhang von individueller Selbstwirksamkeitsüberzeugung und Gesundheit (bzw. Burnout-Syndrom) bekräftigen.

Lehrkräfte mit einer positiven Selbstwirksamkeit sind nicht nur gesünder, sie beschäftigen sich auch mehr im außerunterrichtlichen Bereich mit ihren Schülern. Das zeigt eine Analyse der Zusatzstunden in Zusammenhang mit den Selbstwirksamkeitsüberzeugungen (vgl. Schmitz & Schwarzer, 2002, 202). So leisten Lehrkräfte mit einer hohen individuell orientierten Selbstwirksamkeit signifikant mehr Zusatzstunden wöchentlich (3,6 Stunden) im Vergleich zu niedrig selbstwirksamen (1,9 Stunden). Wir vermuten, dass mit dieser außerunterrichtlichen Zuwendung vor allem das Schüler-Lehrer-Verhältnis begünstigt und eine Vertrauensdyade gepflegt wird. Vertrauen zwischen Schülern und ihrer Lehrkraft stellt sich dem aktuellen Forschungsstand zufolge als angstmindernd und leistungsfördernd heraus (vgl. Schweer, 2008, 547). Für Lehrkräfte gilt die optimistische Selbstwirksamkeitsüberzeugung als eine „wichtige Voraussetzung für hohe Motivation und hohes Leistungsniveau, für psychisches und körperliches Wohlbefinden und für hohe Berufs- und Lebenszufriedenheit“ (Schwarzer & Jerusalem, 2002, 36).

Angesichts der möglichen Machbarkeitseuphorie, die mit dem Konzept der Selbstwirksamkeit einhergehen könnte, muss an dieser Stelle deutlich gemacht werden, dass sich nicht alle pädagogischen Ziele und Wunschvorstellun-

gen realisieren lassen, nur weil man von der Wirksamkeit seiner selbst überzeugt ist. Mit dem Angebots-Nutzungs-Modell (Helmke, 2007; Bauer & Heise, 2007, 86) und neueren, auch fachdidaktisch fundierten Modellen (Voss & Blatt, 2009) hat die Empirische Unterrichtsforschung die behaviorale und quasi-technologische Epoche des Prozess-Produkt-Paradigmas überwunden. Lernende mit ihren Voraussetzungen, Erwartungen und individuellen Lernbereitschaften gelten seit den 1990er Jahren als zu berücksichtigende Spielpartner der Lehrkraft im Rahmen von Lern- und Erziehungsprozessen und können nicht ausgeblendet werden. Offenbar aus diesem Grund beziehen sich zwei der von uns auf induktivem Weg gewonnenen Erlebnisdimensionen auch explizit auf die Lernenden.

Außer auf das Konstrukt der Selbstwirksamkeit und aktuelle Konzepte der Modellierung von Unterrichtsqualität beziehen wir uns ausdrücklich auf das Konstrukt des Sinns aus der Positiven Psychologie. Sinn wird dabei in Anknüpfung an Tausch (2008) als Bedeutung und Bewertung einer (beruflichen) Tätigkeit betrachtet, die als förderlich, akzeptierend und bejahend und mit einem positiven Gefühl verbunden wird (ebd., 100). Vereinfacht gesagt, interessiert uns, in welchem Grad Lehrpersonen ihre Arbeit als sinnvoll und erfreulich erleben. Dieses Erleben ist nicht identisch mit dem Erleben der Selbstwirksamkeit, denn hohe Selbstwirksamkeit kann auch gegeben sein, wenn der Inhalt der eigenen Tätigkeit nicht als besonders sinnvoll erlebt wird. Wie noch gezeigt wird, enthält eine der von uns konstruierten Skalen deswegen explizite Aussagen zum wahrgenommenen Sinn der eigenen pädagogischen Tätigkeit. Mit diesem Bezug auf den Sinn speziell pädagogischer Handlungen grenzen wir uns explizit vom Konzept einer allgemeinen Selbstwirksamkeit nach Bandura ab. Es geht uns nicht so sehr um die Frage, wie Lehrkräfte ihre Fähigkeit einschätzen, erfolgreich mit Schwierigkeiten zurecht zu kommen, sondern darum, *wie wirksam sie ihre lehrende und erziehende Tätigkeit in ihrer derzeitigen Arbeitsumgebung erleben und wie sie sich selbst dabei fühlen*.

Wir halten es für wichtig, ein Messinstrument verwenden zu können, das die erlebte spezifisch pädagogische Wirksamkeit erfasst, sich also auf das Kerngeschäft von Lehrpersonen bezieht und den Sinn der eigenen Arbeit unmittelbar anspricht. Dass Lehrkräfte ihre Wirksamkeit im Vergleich zum Erleben der Normalbevölkerung eher unterschätzen, belegt zumindest eine Studie zu den Kontrollüberzeugungen (Dieterich & Dieterich 2007). Hier deutet sich an, dass Lehrkräfte auffallend häufig Persönlichkeitsmerkmale mitbringen, die das Selbstbild im Hinblick auf die eigene professionelle Wirksamkeit eher negativ prägen. Wir betrachten die erlebte pädagogische Wirksamkeit deswegen als

eine von mehreren Dimensionen des arbeitsbezogenen Erlebens, allerdings als eine für die Profession zentrale Dimension. Diese theoretische Annahme war für den Forschungsprozess leitend. Die übrigen Dimensionen haben wir auf induktivem Weg gewonnen. Wir stellen diesen Weg im Folgenden kurz dar. Im Anschluss präsentieren wir Ergebnisse der Überprüfung eines Modells, das die Zusammenhänge zwischen arbeitsbezogenem Erleben und einigen ausgewählten Variablen der Schulqualität, der Unterrichtsqualität, der Arbeitszufriedenheit und der seelischen Lehrergesundheit abbildet.

2. Der Fragebogen: Arbeitsbezogenes Erleben von Lehrpersonen (AEL)

Bei der Entwicklung der Skala zum pädagogischen Wirksamkeitserleben und anderen zentralen Aspekten des Erlebens der eigenen Arbeit haben wir einen ungewöhnlichen, aber offenbar durchaus gangbaren Weg eingeschlagen: Lehramtsstudierende wurden aufgefordert, aus der Sicht einer Lehrkraft heraus Aussagen zu generieren, die sich auf Bereiche des professionellen Erlebens von Lehrpersonen beziehen (Woran erkennen Lehrkräfte, dass sie eine Wirkung erzielen? Was ist für wirkungsvolles Handeln besonders wichtig? Wie sehen sie ihre Arbeitsumgebung? Was nehmen sie bei den Lernenden wahr?) Zunächst wurden auf diese Weise 300 Items erzeugt. Die so entstandenen potenziellen Testbausteine mussten für den Einsatz innerhalb eines Pretests gründlich aufbereitet werden. Im Wesentlichen bestand die Aufbereitung darin, die vorliegenden Formulierungen in eine eindeutige und präzise Gestalt zu überführen sowie multiple Inhalte innerhalb einer Aussage auf mehrere Items aufzuteilen.

Auf der Grundlage einer semantischen Beurteilung der Formulierungen erfolgte in einem nächsten Schritt die Verteilung jedes einzelnen Items auf verschiedene Dimensionen. Ließ sich ein Item nicht eindeutig zuweisen, wurde eine neue Kategorie benannt. Insgesamt wurden so elf verschiedene Dimensionen dargestellt:

- Erleben der Relevanz des Unterrichts
- Arbeitsklima
- Lärm- und Disziplinerleben
- Wohlbefinden
- Sinnerleben
- Erlebte pädagogische Wirksamkeit
- Erleben des Interesses auf Schülerseite

- Autoritätserleben und Respekterleben
- Zutrauen und Vertrauen
- Erleben des Arbeitsumfeldes
- Feedbackerleben

Nachdem redundante Items aussortiert wurden, verblieb ein Itempool von rund 120 Aussagen für den Einsatz in einem Pretest. Dieser sollte zum einen die Verständlichkeit der Testbausteine und zum anderen die interne Konsistenz des Gesamttests klären. Außerdem war es unser Ziel, ein möglichst sparsames Instrument verfügbar zu machen, das sich auf den Kern des für pädagogische Berufe relevanten Erlebens konzentriert und in der Praxis mit mäßigem Aufwand eingesetzt werden kann. Mithilfe der Trennschärfeparameter der Items und mit den Hinweisen der Studierenden bezüglich der Verständlichkeit haben wir die Anzahl der Skalenelemente auf 67 reduziert und schließlich eine interne Konsistenz des Gesamttests mit einem Alphaswert nach Cronbach von 0,938 erreicht (vgl. hierzu Diehl & Staufenbiel, 2002, 552).

2.1. Dimensionsreduktion

Das nächste Ziel lag in einer möglichst hohen internen Konsistenz jeder einzelnen Subskala des Tests. Durch die auf semantischen Grundlagen vorgenommene Vorauswahl der Items und deren Verteilung auf elf hypothetische Subdimensionen erreichte die Reliabilität der Einzelskalen in einigen Fällen nur einen Wert unter 0,60. Das ist für zuverlässige Aussagen auf den Subdimensionen unbefriedigend (Schermelleh-Engel & Werner, 2007, 129).

Für eine Dimensionsreduktion empfiehlt sich eine exploratorische Faktorenanalyse. Wir haben die Hauptkomponentenanalyse mit Varimax-Rotation gewählt, um mithilfe des orthogonalen Verfahrens die maximale Distanz zwischen den einzelnen Komponenten (Faktoren) zu erzeugen. Auf diese Weise erhalten wir Dimensionen mit einer hohen internen Konsistenz, die dabei untereinander möglichst gering miteinander korrelieren und daher eigenständige Abschnitte der Gesamtskala darstellen (Moosbrugger & Schermelleh-Engel, 2007, 309).

Die Faktorenanalyse ergab insgesamt 12 Faktoren mit einem Eigenwert größer als eins. Moosbrugger und Schermelleh-Engel (2007, 312) empfehlen als Abbruchkriterium für die Anzahl der Faktoren, sämtliche Faktoren vor dem „Knick“ auf dem Screeplot der Eigenwerte auszuwählen. In unserem Fall halten wir den „Knick“ nicht für eindeutig, weil ein Plateau durch den dritten und vierten Faktor entsteht. Wir greifen daher auf ein vier-faktorielles Design zurück.

Bestätigt sehen wir diese Wahl durch eine Klumpenbildung von Variablen, ebenfalls auf vier der zwölf Faktoren. Wir rechneten im weiteren Verlauf eine Varimax-rotierte Hauptkomponentenanalyse mit vier vorgegebenen Faktoren und unterdrückten sämtliche Faktorladungen kleiner als 0,30, so dass von den 67 nur noch 48 Items in die neuen Skalen einfließen.

Jede der vier mithilfe der Faktorenanalyse gewonnenen Subskalen setzt sich aus mehreren der elf ursprünglichen Skalen zusammen. Die ehemalige Skala, aus der die meisten Items stammen, wurde namensgebend für die neuen Skalen des vier-faktoriellen Modells. So entstand beispielsweise mit Items aus den Skalen Wohlbefinden, Arbeitsklima sowie Arbeitsumfeld die neue Skala Wohlbefinden im Arbeitsumfeld.

Dimensionen des Erlebens

Die Dimensionsreduktion mithilfe der exploratorischen Faktorenanalyse lieferte schließlich vier Subdimensionen, die in diesem Abschnitt inhaltlich erläutert werden. Drei Dimensionen beziehen sich auf die Wirksamkeit des pädagogischen Handelns, auf das Interesse der Schüler und auf Vertrauen zu den Lernenden. Die vierte Dimension wird durch die erlebte Arbeitsumgebung gebildet. Die Items der einzelnen Skalen nebst Reliabilitätskoeffizienten und Normbezügen befinden sich im Anhang.

Erlebte pädagogische Wirksamkeit

Die Skala erfasst, für wie wirksam Lehrkräfte ihr pädagogisches Handeln halten und ob sie ihrer Arbeit einen Sinn zuschreiben und Freude bei der Arbeit erleben. Pädagogisches Handeln bezieht sich auf die Arbeitsaufgaben Unterrichten und Erziehen, also auf den Kern der Lehrerarbeit. Die Skala enthält außer Aussagen zu Kognitionen auch Items zum emotionalen Erleben. Auch dadurch unterscheidet sie sich von bisher gebräuchlichen Lehrer-Selbstwirksamkeitsskalen, die ausschließlich Erwartungen messen und keine begleitenden Gefühle (Schmitz & Schwarzer, 2002, 211).

Im Wesentlichen fokussiert das Instrument dazu auf die Nützlichkeit und Nachhaltigkeit der Unterrichtsinhalte für den Berufseinstieg und den weiteren Lebensweg der Schüler. Ein besonderes Gewicht kommt dabei der Frage zu, wie hoch der selbst eingebrachte erzieherische Anteil an Entwicklungen der anvertrauten Educandi ist und wie hoch die selbst erlebte Sinnhaftigkeit der Lehrtätigkeit eingeschätzt wird. Darüber hinaus werden emotionale Merkmale des Unterrichts wie positives Feedback oder Freude der Schüler erfasst und durch die Einschätzung der eigenen Freude und des guten Gefühls im Umgang

mit Lernenden ergänzt. Wie sehr Lehrkräfte auf Rückmeldungen der Kinder und Jugendlichen rechnen können, ist ebenfalls Bestandteil dieser Skala. Dass hier unterschiedliche Aspekte pädagogisch wirksamen Handelns in eine Gesamtskala einfließen, sehen wir nicht als Nachteil. Im Gegenteil, dies wird der Komplexität der Arbeitsaufgaben eher gerecht als eine Aufspaltung in weitere Subdimensionen oder eine Beschränkung beispielsweise auf die Instruktionstätigkeit. Diese Auffassung wird durch die Daten bestätigt, wie die hohe interne Konsistenz der Subskala zeigt.

Schülerinteresse

Die Skala misst, wie hoch eine Lehrkraft das Interesse ihrer Schüler an den Inhalten des Unterrichts einschätzt. Ein wesentlicher Inhalt der Skala ist neben der wahrgenommenen Neugier und dem Interesse vor allem die Konzentration der Lernenden. Indikatoren dafür werden in Items zu selbstständigem Arbeiten und oft benötigten Hilfestellungen abgefragt. Eine weitere semantische Subdimension stellen die Aussagen zu dem außerunterrichtlichen Interesse an den Lerninhalten und damit verbunden, zu der Nachhaltigkeit des Wissens dar. Die Nachhaltigkeit wird vor allem dadurch erreicht, dass die Schüler eben nicht der Note wegen, sondern der Sache halber lernen und Interesse zeigen.

Vertrauen/Zutrauen

Wie sehr eine Lehrkraft ihren Schülern vertraut und ihnen etwas zutraut ist der Fokus dieser Skala. Die Items zum Vertrauen überprüfen, ob eine Klasse in bestimmten Arbeitsphasen allein gelassen werden kann und ob die Schüler der befragten Person auch persönliche Dinge anvertrauen. Vertrauensbildende Reaktionen der Lernenden, wie Zeigen von Respekt oder Honorieren von guten Leistungen der Lehrkraft, gehören ebenfalls zum Repertoire der Skala. Die semantisch vom Vertrauen getrennte Subdimension des Zutrauens wird vor allem durch folgende zwei Inhalte gebildet: Zum einen durch eine Aussage zur Wirkung von leistungsbezogenen Erwartungshaltungen auf die Schüler und zum anderen durch eine Aussage zur Bereitschaft von besseren Lernenden, die schwächeren zu unterstützen. Das allgemeine Vertrauen der Lehrkraft, an der Schule etwas bewegen zu können, wird ebenfalls gemessen.

Wohlbefinden im Arbeitsumfeld

Die Skala überprüft, wie wohl sich eine Person in ihrem schulischen Arbeitsumfeld fühlt. Dabei wird im Sinne transaktionaler Modelle davon ausgegangen, dass Person und Arbeitsumfeld einander wechselseitig beeinflussen. Je positiver eine Person ihr Arbeitsumfeld erlebt, umso besser ist es ihr gelungen, die zu ihr passenden Arbeitsbedingungen zu finden oder herzustellen. Dieses Merk-

mal ist wichtig für die Unterstützung der pädagogischen Tätigkeit. Eine hohe Ausprägung deutet darauf hin, dass Lehrkräfte sich durch ihr Arbeitsumfeld gut unterstützt fühlen. Besonders diese Dimension ist für die Steuerung von Schulentwicklung interessant.

Die erste semantische Subdimension umfasst das Wohlfühlen sowohl in den Räumlichkeiten als auch im Kollegium und stellt damit die Kerndimension dieser Skala dar. Aussagen zur Einigkeit des Kollegiums oder zum Arbeitsklima an der Schule sind konkrete, beispielhafte Ausschnitte aus dem Instrument. Die andere Subdimension stellt moderne Didaktik und den überfachlichen Lehrplan in den Fokus. Dazu prüfen die Items Aussagen in Bezug auf moderne Lehrmethoden, den Einsatz Neuer Medien, die Vermittlung von sozialer Kompetenz sowie individuelle Förderung von Schülern. Auch hier gilt, dass gerade die Mischung der semantischen Subdimensionen der gefühlten Qualität der Arbeitsumgebung besser entspricht als die Isolierung einzelner Teilaspekte.

Testgütekriterien

Im Rahmen des Pretests wurde mit der Zuordnung von Items auf die vier empirisch ermittelten Subdimensionen jeweils eine deutlich verbesserte interne Konsistenz im Vergleich zu den ursprünglichen, auf einer semantischen Grundlage generierten Dimensionen erzielt. Anhand der Daten von 112 Lehrkräften an vier Schulen erwiesen sich drei der vier Subskalen zum arbeitsbezogenem Erleben von Lehrkräften als eindeutig reliabel. Die vierte Skala zum Vertrauen/Zutrauen erreicht nur eine weniger zufriedenstellende Reliabilität mit einem Cronbachs α von 0,784.

Im Rahmen der späteren, umfangreicheren Datenerhebung mit dem Ziel einer Konstruktvalidierung haben sich folgende Reliabilitäten der Subskalen erhärtet:

- Erlebte pädagogische Wirksamkeit: Cronbachs α = 0,849 mit 13 Items.
- Schülerinteresse: Cronbachs α = 0,879 mit 16 Items.
- Vertrauen/Zutrauen: Cronbachs α = 0,606 mit 9 Items.
- Wohlbefinden im Arbeitsumfeld: Cronbachs α = 0,846 mit 10 Items.

Die Skalen können vereinigt werden zu einer Gesamtskala unter dem Superkonstrukt des „Arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrkräften“. Alle Skalen zusammen genommen führen zu einem Cronbachs α von 0,922 mit 48 Items. Die Skala ist also offenbar geeignet, das arbeitsbezogene Erleben anhand zentraler Indikatoren sparsam zu messen. Gewiss kämen auch andere Indikatoren in Frage. Aber der Konstruktionsprozess hat eben genau diese vier Dimensionen

ergeben. Die übrigen von uns ins Rennen geschickten Indikatoren sind auf der Strecke geblieben. Wir dürfen also annehmen, dass die von uns gefundenen Dimensionen wichtige Aspekte des arbeitsbezogenen Erlebens abbilden, wenn auch gewiss nicht vollständig und ausschließlich. Die späteren Werte wurden mit den Daten von 413 Lehrkräften ermittelt und gelten daher als äußerst robust. Bis auf die Skala zum Vertrauen/Zutrauen erreichen die Skalen des arbeitsbezogenen Erlebens weiterhin zufriedenstellende Reliabilitätskoeffizienten. Die Skala zum Vertrauen/Zutrauen kann mit dem schlechten α -Wert nicht mehr als ausreichend reliabel bezeichnet werden und benötigt eine Nachbesserung in einem nächsten Arbeitsschritt. Wir planen die Konstruktion von weiteren Items zum Vertrauen/Zutrauen und ggf. die Herausnahme alter, wenig trennscharfer Items, bis auch diese Skala ausreichend konsistent erscheint und zuverlässige Ergebnisse liefert.

Neben den klassischen Methoden der Testentwicklung haben wir Prüfmethode eingesetzt, die auf probabilistischen Modellen basieren. Uns liegen beispielsweise für die Skala zur erlebten pädagogischen Wirksamkeit Daten von 413 Probanden für 40 Parameter vor, also ein zufriedenstellendes Verhältnis für die Parameterschätzung.

Die Rasch-Analyse mit Winmira zeigt innerhalb der Subskalen „Wirksamkeitserleben“ und „Schülerinteresse“ geordnete Schwellenwertparameter der Antwortkategorien (vgl. Bühner, 2006, 365). Zwei ungeordnete Schwellenwertparameter befinden sich in der kritischen Skala zum Vertrauen/Zutrauen (Item Nr. 1 und 6). Ein Item mit nach dem Guttman-Kriterium modellwidrigen Schwellenwertparametern befindet sich in der Skala „Wohlbefinden im Arbeitsumfeld“ (Nr. 2). Sämtliche Items mit geordneten Schwellenwertparametern werden mit zunehmendem Personenparameter auch stärker mit „trifft voll zu“ bewertet. Items, die diese Eigenschaft aufweisen, erfüllen ein wichtiges Kriterium des Rasch-Modells, da Guttman-konform, und sind ein Beleg für die interne Validität der Skalen (vgl. Rost, 2004, 35). Personenparameter sind die mit Schätzverfahren ermittelten psychometrischen Ausprägungen eines latenten Konstrukts, welches in unserem Fall jeweils durch die vier Subdimensionen der pädagogischen Lehrerüberzeugungen spezifiziert wird. Die Antwortkategorien der Items aus den ersten beiden Subskalen sind der Analyse zufolge mindestens ordinalskaliert. Das ist längst keine Selbstverständlichkeit und bei den Analysemethoden aus der klassischen Testtheorie gar nicht erst berücksichtigt.

Die Subskala zur erlebten pädagogischen Wirksamkeit von Lehrkräften zeigt keinerlei Auffälligkeiten der Q-Indizes. Die Spanne der Q-Indizes rangiert von 0,093 bei dem trennschärfsten Item bis hin zu 0,166 bei dem „schlechtesten“

Item der Skala. Eine größere Spannweite der Q-Indizes liefert die Subskala zum Schülerinteresse. Die Werte reichen von 0,108 bis hin zu 0,237. Die beiden genannten Werte stammen von Items, die signifikant vom erwarteten Antwortmuster abweichen. Ein Item-Overfit (5%-Niveau, einseitig) mit einem Z-Wert von -1,78 liegt bei dem Item „Meine Schüler arbeiten selbstständig und sind wissbegierig“ (Nr. 10) vor. Das wesentlich ungünstigere Item „Ich habe nur wenige Anhaltspunkte zur Bewertung meiner pädagogischen Arbeit“ (Nr. 16), welches aufgrund der exploratorischen Faktorenanalyse im Rahmen des Pretests dieser Skala zugeordnet wurde, liefert ein auf dem 1%-Niveau signifikantes Item-Underfit mit einem Z-Wert von 0,279. Da sowohl die semantische Passgenauigkeit als auch die Trennschärfe nach klassischer ($\alpha = 0,378$) und probabilistischer (Q-Index = 0,237) Testtheorie wenig vielversprechend ausfallen, ist der Einsatz dieser Aussage bei weiteren Untersuchungen fraglich. In einem Reliabilitäts-Validitäts-Dilemma befinden wir uns in Bezug auf dieses Item jedenfalls nicht (vgl. Rost, 2004). Die Skala zum Wohlbefinden im Arbeitsumfeld zeigt, ebenso wie die Skala zum pädagogischen Wirksamkeitserleben, keine auffälligen Abweichungen von einem erwarteten Lösungsmuster. Die Q-Indizes variieren von 0,084 bis 0,202.

Die internen Konsistenzen und Q-Indizes der drei nach testtheoretischen Kriterien guten Subskalen sowie die Analyse der Gesamtskala zum arbeitsbezogenen Erleben von Lehrpersonen liefern befriedigende Alpha- und Item-Fit-Werte, so dass in einem nächsten Schritt die Validierung des Instruments erfolgen kann.

3. Konstruktvalidierung

Für die Konstruktvalidierung haben wir eine Befragung von 413 Lehrkräften an Grundschulen, Hauptschulen, integrierten Haupt-/Realschulen und Gymnasien durchgeführt. Insgesamt nahmen 22 Schulen teil, davon 15 Schulen aus dem nördlichen Raum (Niedersachsen) und 7 Schulen aus dem südlichen Raum (Nordrhein-Westfalen). Neben den Skalen zum arbeitsbezogenen Erleben von Lehrkräften wurden Skalen aus dem DFG-Projekt „Qualität von Schule und Unterricht“ (vgl. Ditton, 2001) und Skalen zum Burnout nach dem Maslach Burnout Inventar (vgl. Körner, 2003) in einem Fragebogen vereint. Bedeutsame Zusammenhänge und schulformspezifische Besonderheiten werden in den folgenden Abschnitten zusammengefasst.

3.1. Zusammenhänge zwischen arbeitsbezogenem Erleben von Lehrkräften, Schulqualität, Burnout und Arbeitszufriedenheit

In diesem Abschnitt wird die externe Validität der Subdimensionen des arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrkräften (AEL) untersucht. Dazu werden zunächst einfache Analyseverfahren eingesetzt, die später in komplexe Verfahren, nämlich exemplarisch an der zentralen Subdimension erlebte pädagogische Wirksamkeit, in eine Pfadanalyse übergehen.

Bivariate Korrelationen

Bivariate Korrelationen zwischen einem validierten und reliablen Instrument und einem neu konstruierten reliablen, aber noch nicht validierten Instrument geben Aufschluss über die Gültigkeit des neuen Instruments (s. Rost, 2004, 34).

Wir erwarten zwischen der neu konstruierten Subskala „Wohlbefinden im Arbeitsumfeld“ und den im Rahmen des DFG-Projekts „Qualität von Schule und Unterricht“ eingesetzten, validierten und geeichten Skalen zur Qualität von Schulleitung und Kollegium einen mittelstarken bivariaten Zusammenhang. Mittelstark deshalb, weil es sich nicht um inhaltlich identische Dimensionen handelt, sondern um Faktoren der schulischen Umwelt, die ein angenehmes berufliches Arbeitsumfeld für die Lehrkraft herstellen.

	Wohlbefinden im Arbeitsumfeld Subskala des AEL
Effizientes Schulmanagement und klare Zuständigkeiten	0,57 ***
Schulleitung – Führungskompetenz	0,47 ***
Kollegium – Positives Sozialklima	0,54 ***
Integration neuer Kollegen	0,51 ***
*** $p < 0,001$; N = 413	

Tabelle 1: Bivariate Korrelationen zwischen der Subskala Wohlbefinden im Arbeitsumfeld und bereits validierten Skalen zur Qualität von Schulleitung und Kollegium.

Erwartungskonform zeigen sich hochsignifikante, mittelstarke Korrelationen zwischen den einzelnen Dimensionen der vier Skalen zur Qualität von Schulleitung und Kollegium und der neu konstruierten Skala „Wohlbefinden im Ar-

beitsumfeld" (vgl. Tabelle 1). Diese Ergebnisse lassen Rückschlüsse auf Potenziale des Schulleitungshandelns und der Kollegiumsentwicklung zu.

Die nächste Hypothese erwartet eine hohe Korrelation, da es sich inhaltlich um beinahe identische Dimensionen handelt. Ein Wert $r > 0,7$ wird zwischen der neuen Skala zum Schülerinteresse und der reliablen und validierten Skala „Erwartete Unterrichtswahrnehmung der Schüler – Interessantheit" aus dem DFG-Projekt erwartet.

	Schülerinteresse – Subskala des AEL
Erwartete Unterrichtswahrnehmung der Schüler – Interessantheit	0,52 ***
*** $p < 0,001$; $N = 413$	

Tabelle 2: Bivariate Korrelation zwischen den beiden Skalen zum Schülerinteresse.

Tabelle 2 zeigt eine nur mittlere Korrelation zwischen diesen sehr ähnlich bezeichneten Skalen, die inhaltlich nahezu Identisches messen sollen und daher zu deutlich höheren Korrelationen führen müssten. Die Reliabilität der Skalen erlaubt im Idealfall eine Validität von $\min(0,881/2, 0,841/2) = 0,92$ (vgl. Rost, 2004, 389). Wir stellen uns daher die Frage, welche der beiden Skalen nun tatsächlich valide ist. Immerhin enthält die Skala zu den Lehrerüberzeugungen insgesamt 16 Items und dürfte daher ein breiteres Spektrum des Schülerinteresses erfassen als die Skala aus dem DFG-Projekt mit nur sechs Items. Ferner unterstützt ein Blick auf die Inhalte der Items die Validität der neuen Skala, denn hier befindet sich nur ein Item der insgesamt 16, welches aufgrund der exploratorischen Faktorenanalyse hinzugefügt wurde, obgleich es inhaltlich weniger passend erscheint. Die Skala aus dem DFG-Projekt zeigt unseres Erachtens jedoch gleich zwei von sechs Items, die aus semantischer Perspektive zunächst keinen direkten Bezug zum Schülerinteresse haben. Es sind also weitere Verfahren zur Validierung dieser Subskala notwendig. Ein weiteres wird im anschließenden Abschnitt „Schulformvergleiche" behandelt.

Lineare Regressionen

Anstelle von bivariaten Korrelationen setzen wir nachfolgend Verfahren ein, die multiple Korrelationen berücksichtigen und dadurch Rückschlüsse auf den Mehrwert einer Skala liefern. Regressionen erlauben es, eine Vielzahl von Prä-

diktoren für die Varianzaufklärung (R^2) einer abhängigen Variablen einzusetzen und dabei mithilfe der Kovarianzen die exklusive Varianzaufklärung eines einzelnen Prädiktors zu berechnen. Der so korrigierte Einfluss eines Prädiktors kann an den standardisierten β -Gewichten abgelesen werden.

Theoriegeleitet gehen wir davon aus, dass die erlebte pädagogische Wirksamkeit der Lehrkräfte zu den salutogenetischen Bestandteilen des professionellen Selbst gehört und das Risiko für einen Burnout signifikant beeinflussen kann. Eine solche Hypothese lässt sich auch aus der Bedeutung von Sinnerleben für das Wohlbefinden ableiten. Ebenso schätzen wir die Berufszufriedenheit ein. Wer mit seiner beruflichen Tätigkeit – im Sinne von Antonovskys Kohärenzdimension Bedeutsamkeit – dauerhaft unzufrieden ist, wird eher frustriert reagieren, angespannt sein und schneller erschöpfen als jemand mit einer hohen Berufszufriedenheit (vgl. Antonovsky, 1997). Wir haben entsprechende Regressionen gerechnet und die einzelnen Dimensionen sowie die gesamte Skala des MBI-D nach Körner als abhängige Variable eingesetzt (vgl. Körner, 2003).

	Emotionale Erschöpfung	Depersonalisierung	Reduzierte persönliche Leistungsfähigkeit	Burnout gesamt
Päd. Wirksamkeitserleben (stand. β -Gewicht)	-.16 ***	-.36 ***	-.40 ***	-.32 ***
Berufszufriedenheit (stand. β -Gewicht)	-.40 ***	-.16 ***	-.19 ***	-.33 ***
Korrigiertes R^2	.23	.19	.25	.29
*** $p < 0,001$; $N = 413$				

Tabelle 3: Lineare Regression mit den Summenscores der Skalen „Wirksamkeitserleben“ und „Berufszufriedenheit“ als Prädiktoren und jeweils den Burnout-Skalen als abhängige Variable.

Tabelle 3 zeigt die besondere Stellung der Skala zur erlebten pädagogischen Wirksamkeit von Lehrkräften: Auf den Subdimensionen „Depersonalisierung“ und „Reduzierte persönliche Leistungsfähigkeit“ liefert die neu konstruierte Skala deutlich höhere β -Gewichte mit $-.36$ und $-.40$ als die Berufszufriedenheit mit nur $-.16$ und $-.19$, gemessen mit der entsprechenden Skala aus dem DFG-Projekt (s.o.). Auf der Subdimension „Emotionale Erschöpfung“ fließt die Berufszufriedenheit stärker ein als die erlebte pädagogische Wirksamkeit der Lehrkraft.

Nachfolgend haben wir ergänzend das Messmodell der konfirmatorischen Faktorenanalyse mit den latenten Dimensionen Burnout, erlebte pädagogische Wirksamkeit und Berufszufriedenheit gerechnet und in Abbildung 1 dargestellt. Mit dem vollständigen Messmodell, welches die einzelnen Items zur Berechnung der latenten Dimensionen anstelle der sonst eingesetzten Summenscores der Skalen enthält, können die beiden Prädiktoren eine Varianzaufklärung von 34 % erreichen. Die β -Gewichte liegen bei der erlebten pädagogischen Wirksamkeit bei $-.31$ und bei der Berufszufriedenheit bei $-.36$. Zusätzlich liefert die Abbildung die Ladungen (partielle standardisierte Regressionsgewichte) der Items auf die jeweilige latente Variable (z.B. Item Nr. 13 der erlebten pädagogischen Wirksamkeit $r = .47$) und multiple quadrierte Korrelationskoeffizienten (R^2), d.h. der Teil an Varianz eines Items, der durch die latente Variable erklärt wird, auch als die Kommunalität des Items bezeichnet (vgl. Bühner, 2006, 283). Beispielsweise $R^2 = .22$ durch die latente Variable bei Item Nr. 13 der erlebten pädagogischen Wirksamkeit.

Die Skala zur erlebten pädagogischen Wirksamkeit stellt ein wertvolles Instrument für die Vorhersage von Burnouttrisiken dar und ist in diesem Zusammenhang ebenso bedeutsam oder gar bedeutsamer als die Berufszufriedenheit. Zudem misst die Skala offenbar tatsächlich eine von der Berufszufriedenheit abweichende Dimension, denn sonst liefen die β -Gewichte der Wirksamkeitscores aufgrund der hohen Kovarianzen mit der Berufszufriedenheit gegen Null. Da dieser Fall aber nicht gegeben ist und der Einfluss auf den Burnout durch hochsignifikante β -Gewichte mit negativem Vorzeichen erwartungskonform und erfreulich deutlich ausfällt, sehen wir die Validität dieser Subskala durch die Daten bestätigt.

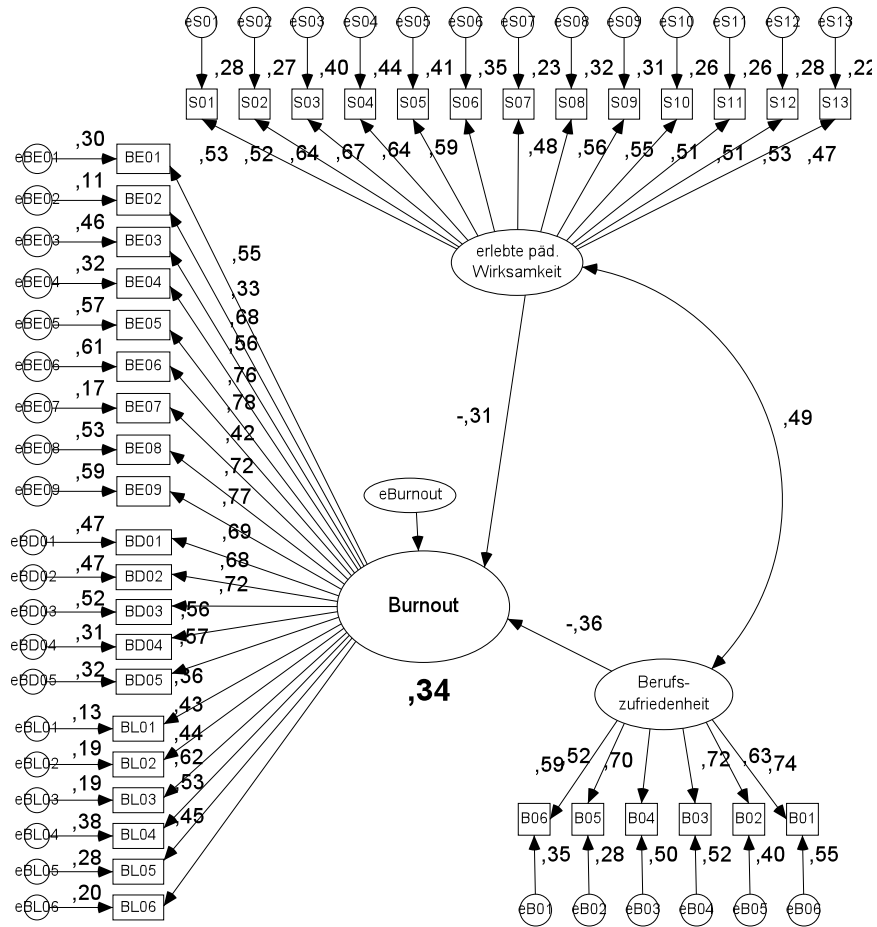


Abbildung 1: Konfirmatorische Faktorenanalyse (AMOS) mit vollständigem Messmodell.

Pfadmodell

Einen Schritt weiter als multiple Korrelationen gehen die multiplen Regressionen. Mithilfe der multiplen Regressionen bzw. Pfadmodelle sind nicht nur Regressionen mehrerer Ordnungen möglich, sondern es kann auch eine Modell-schätzung durchgeführt werden.

Theoriegeleitet haben wir im Anschluss an die im vorigen Abschnitt behandelten Regressionsanalysen ein Pfadmodell entwickelt und mit Amos auf Modellkonformität hin untersucht.

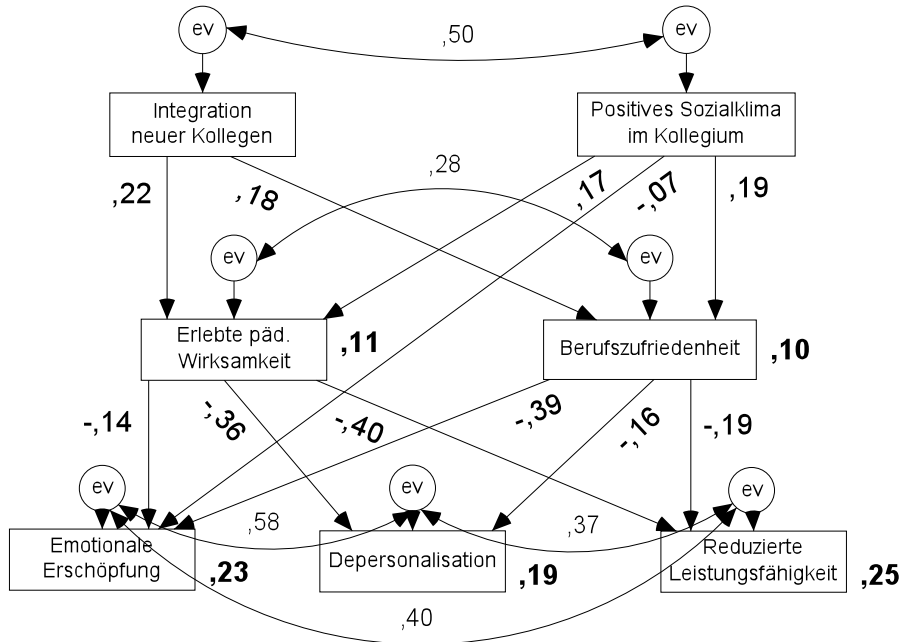


Abbildung 2: Pfaddiagramm (AMOS) nach theoriegeleiteter Modellentwicklung.

Die rechteckigen Kästchen in Abbildung 2 stellen die manifesten (beobachteten) Variablen unseres Modells dar. Zwischen diesen Variablen bestehen theoriegeleitet gerichtete Beziehungen, gekennzeichnet durch nach unten führende Pfeile. An den Pfeilen sind die berechneten standardisierten Regressionsgewichte ausgegeben, die im Fall der erlebten pädagogischen Wirksamkeit (-,14/-,36/-,40) und der Berufszufriedenheit (-,39/-,16/-,19) erwartungsgemäß kaum von der zuvor gerechneten Regressionsanalyse abweichen. In das Modell wurden nur die verbleibenden Variablen mit einem signifikantem Einfluss ($p < 0,05$) aufgenommen. Zu den bereits bekannten Variablen aus der Regressions-

analyse gliedern sich in dieses Modell zwei weitere Prädiktoren ein. Zunächst die Integration neuer Kollegen, welche einen direkt positiv gerichteten Effekt sowohl auf die erlebte pädagogische Wirksamkeit ($,22$) als auch auf die Berufszufriedenheit ($,18$) ausübt und sich so als indirekter Prädiktor für Burnout erweist. Beispielsweise auf die emotionale Erschöpfung übt die Integration neuer Kollegen einen totalen Effekt (β -Gewicht) von $-,10$ aus. Der totale Effekt berechnet sich aus der Summe der indirekten Pfade, einmal über die Erlebte päd. Wirksamkeit (Produkt aus $,22$ und $-,14$ ergibt $-,03$) und einmal über die Berufszufriedenheit (Produkt aus $,18$ und $-,39$ ergibt $-,07$). Die andere aufgenommene Variable ist das positive Sozialklima im Kollegium. Hier gibt es neben den direkten Pfaden auf die erlebte pädagogische Wirksamkeit ($,17$) und Berufszufriedenheit ($,19$), ebenfalls einen direkten Pfad auf die emotionale Erschöpfung. Der totale Effekt auf die emotionale Erschöpfung berechnet sich aus der Summe von direkten und indirekten Pfaden, wobei der Effekt eines indirekten Pfades, wie zuvor gezeigt, aus dem Produkt der Einzelpfade herrührt (vgl. Bühner, 2006, 238). Das positive Sozialklima im Kollegium liefert demnach ein totales β -Gewicht von etwa $-,17$ (direkter Pfad: $-,07$; indirekter Pfad über erlebte päd. Wirksamkeit: $-,024$; indirekter Pfad über Berufszufriedenheit: $-,074$). Dem sozialen Aspekt des Kollegiums fällt den empirisch gewonnenen Erkenntnissen zufolge eine signifikante *indirekte* Rolle bei der Erklärung von Burnout zu.

Die Varianzaufklärungen (bzw. geschätzte quadrierte multiple Korrelationen) stehen in fettgedruckten Ziffern rechts neben den manifesten Variablen. Das Modell geht bezüglich der der Varianzaufklärung mit der Regressionsanalyse konform (emotionale Erschöpfung: $R^2 = 0,23$; Depersonalisation: $R^2 = 0,19$; reduzierte persönliche Leistungsfähigkeit: $R^2 = 0,25$). Immerhin 11 % der Varianz der erlebten pädagogischen Wirksamkeit lassen sich durch die Integration neuer Kollegen und das positive Sozialklima im Kollegium erklären. Ähnliches gilt für die Varianzaufklärung durch die Integration neuer Kollegen und das positive Sozialklima im Kollegium bei der Berufszufriedenheit (10 %).

Die runden Variablen (ev) auf den beobachteten Variablen sind die Residuen bzw. die Fehlervariablen (error variables). Erwartungsgemäße Kovarianzen zwischen den Fehlervariablen wurden mit Doppelpfeilen symbolisiert. So gibt etwa die Kovarianz der Residuen zwischen der Integration neuer Kollegen und dem positiven Sozialklima genau die Produkt-Moment-Korrelation ($r = ,50$) der beiden manifesten Variablen an, da kein Anteil an Varianz durch andere Faktoren aufgeklärt wurde. Inhaltlich liegt es auch nahe, mittelstarke Korrelationen zu vermuten, da ein positives Sozialklima wohl die Integration neuer Kollegen

umfasst und die Integration wiederum zu einem guten Arbeitsverhältnis innerhalb des Kollegiums führt. Eine ähnliche Verbindung besteht zwischen der erlebten pädagogischen Wirksamkeit und der Berufszufriedenheit. Lehrkräfte mit einer hohen Wirksamkeitsüberzeugung werden mit ihrem Beruf zufrieden sein, weil sie davon überzeugt sind etwas bewirken und die gestellten Anforderungen handhaben zu können. Und wer mit seinem Beruf zufrieden ist, wird sich fortbilden und stetig verbessern, so dass auch die Wirksamkeitsüberzeugung davon profitiert. Die isoliert betrachtete bivariate Korrelation der Variablen liegt hier ebenfalls bei $r = ,50$, also höher als die in der Abbildung dargestellte Kovarianz der Residuen ($,28$), welche auch als Partialkorrelation bezeichnet wird (vgl. Bortz, 2005, 445). Das heißt, ein Teil der Kovarianz wird durch die beiden Drittvariablen Integration neuer Kollegen und positives Sozialklima erzeugt. Um eben diese übergeordneten Faktoren sind die Kovarianzen der Residuen im Modell bereinigt. Die verbleibende Partialkorrelation kann vermutlich auf weitere, noch zu spezifizierende Drittvariablen zurückgeführt werden. Gleiches gilt für die Kovarianzen der Fehlervariablen zu den einzelnen Subdimensionen des Burnouts. Da die drei Subdimensionen einer konsistenten Skala zum Burnout-Inventar entnommen wurden und die aufgeführten übergeordneten Faktoren die Kovarianz nur teilweise begründen, sind weiterhin deutliche Kovarianzen der Residuen der Subdimensionen messbar und theoretisch auch durch einen latenten Superfaktor (Burnout) begründet.

Die Güte unseres Modells zeigen die Werte in Tabelle 4.

Chi ² = 9,95; df = 5; p = 0,077
CFI = 0,994
RMSEA = 0,049; LOW 90 = 0,000; HIGH 90 = 0,094

Tabelle 4: Kennwerte zum Modell-Fit der Pfadanalyse.

Der Chi²-Test zeigt, dass die Nullhypothese nicht verworfen wird. Unser Pfadmodell weicht also nicht signifikant von den Erwartungswerten ab. Der CFI erreicht mit 0,994 einen sehr guten Wert. Der RMSEA liegt unter dem Cut-off von 0,06 und schließt als untere Grenze des Konfidenzintervalls den Wert 0,000 (LOW 90) ein (vgl. Bühner, 2006, 257f.). Wir sehen unser Modell daher durch die Messwerte von 413 Lehrkräften bestätigt und sprechen von einer Validierung des Konstrukts „erlebte pädagogische Wirksamkeit“.

Das Modell soll übrigens nicht belegen, dass „alles mit allem zusammenhängt“, sondern beschränkt sich auf die Variablen, die tatsächlich einen bedeutsamen und gewichtigen Einfluss aufeinander haben. Dabei nimmt die erlebte pädagogische Wirksamkeit eine zentrale Position ein und erweist sich als beeinflussbar durch Maßnahmen auf Schulebene, wie die gezielte Integration neuer Kollegen und den Aufbau eines unterstützenden Sozialklimas im Kollegium. Daraus kann die Vermutung abgeleitet werden, dass Maßnahmen der Schulentwicklung auf dieser Ebene die erlebte pädagogische Wirksamkeit und das Sinnerleben fördern. Dieser Befund ist für pädagogische Führungskräfte wichtig.

3.2. Schulformunterschiede

In diesem abschließenden Abschnitt unserer Validitätsüberprüfung ziehen wir die Schulform als äußeres Kriterium heran. Bei der Schulform handelt es sich um ein Kriterium, das unmittelbar gemessen werden kann und keiner Befragung bedarf. Insofern liegt ein objektives Strukturmerkmal für unsere Analysen vor. Die nachfolgenden Abbildungen zeigen jeweils die Mittelwerte der einzelnen Schulformen auf den Dimensionen des arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrkräften. Zu den Mittelwerten sind in den Fehlerbalken auch die obere und untere Grenze des 95%igen Konfidenzintervalls angegeben. Die Ordinatenachse trägt die Werte der Antwortvorgaben ab (z.B. 4 = „trifft voll zu“).

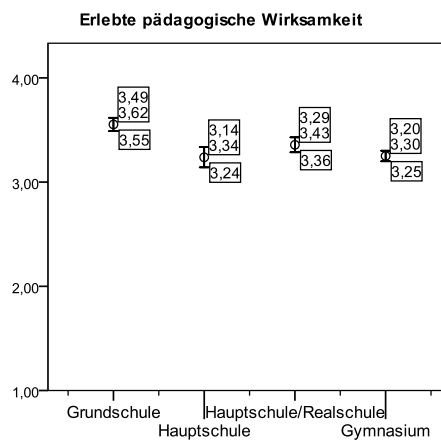


Abbildung 3: Vergleich der schulformspezifischen Ergebnisse auf der Subdimension „pädagogisches Wirksamkeitserleben“ (Fehlerbalken).

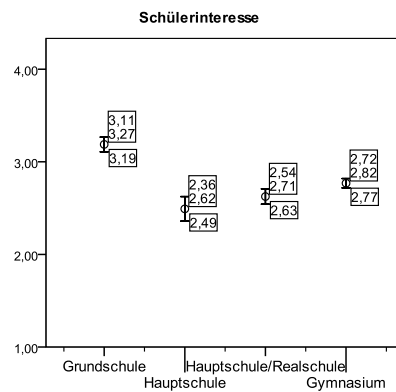


Abbildung 4: Vergleich der schulformspezifischen Ergebnisse auf der Subdimension „Schülerinteresse“ (Fehlerbalken).

Zunächst fällt auf, dass auf allen Dimensionen unseres neu entwickelten Instruments die Grundschulen besser abschneiden als die übrigen Schulformen, und zwar hochsignifikant besser (p stets $< 0,001$). Ähnlich gerichtete Ergebnisse haben auch Bos et al. mit IGLU 2006 geliefert: Schüler aus Deutschland fallen im internationalen Vergleich von überdurchschnittlichen Lesekompetenzen in der Grundschule auf unterdurchschnittliche Werte in der Sekundarstufe (vgl. Bos, Valtin, Hornberg, Buddenberg, Goy & Voss, 2007, 151). Wir vermuten, dass es einen Zusammenhang zwischen den objektiven Leistungsmerkmalen von Schülern und den Merkmalsausprägungen von Lehrkräften auf den Dimensionen des arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrkräften gibt. Grundschullehrkräfte sind von ihrer erlebten pädagogischen Wirksamkeit stärker überzeugt, sie schätzen das Schülerinteresse höher ein, sie vertrauen ihren Schülern mehr und sie fühlen sich in ihrem Arbeitsumfeld wohler als die Lehrkräfte der anderen Schulformen.

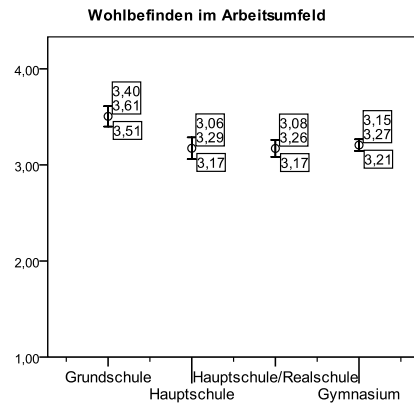


Abb. 5: Vergleich der schulformspezifischen Ergebnisse auf der Subdimension „Wohlbefinden im Arbeitsumfeld“ (Fehlerbalken).

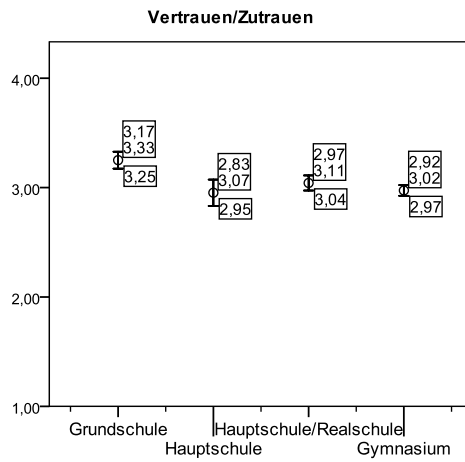


Abb. 6: Vergleich der schulformspezifischen Ergebnisse auf der Subdimension „Vertrauen/Zutrauen“ (Fehlerbalken).

Abbildung 5 zum Schülerinteresse zeigt eine nennenswerte Besonderheit. Nicht nur die Mittelwerte der Primar- und Sekundarstufe zeigen hochsignifikante Unterschiede, sondern ebenso die Mittelwerte der Hauptschulen und Gymnasien ($p < 0,001$). Das geht mit einer Untersuchung der Schulstufen im Rahmen von PISA 2003 konform. Dort haben Senkbeil et al. konstatiert, dass Schulleiterinnen und Schulleiter in den Hauptschulen die Arbeitshaltung – und unserer Auffassung nach damit auch das Interesse – der Schüler deutlich schlechter bewerten als in den Gymnasien. (vgl. Senkbeil, Drechsel, Rolff, Bensen, Zimmer, Lehmann & Neumann, 2006, 302f.) In den Hauptschulen liegt der Wert 0,47 Standardabweichungen (SD) unter dem Gesamtmittelwert, in den Gymnasien 0,22 SD darüber. Wir haben für einen Vergleich mit unserer Studie nur die Daten der Sekundarstufe betrachtet und stellen fest, dass die Hauptschullehrkräfte in Sachen Schülerinteresse einen Wert erreichen, der 0,49 SD unter dem Gesamtmittelwert ($M = 2,69$, $SD = 0,41$) liegt. Die Lehrkräfte der Gymnasien bewerten das Schülerinteresse mit einem Wert, der 0,20 SD über dem Gesamtmittelwert liegt. Unsere Skala zum Schülerinteresse und das Instrument zur Arbeitshaltung der Schüler aus PISA 2003 erzielen demnach nahezu gleichstarke schulformspezifische Abweichungen vom Gesamtmittelwert. Wir sehen daher die Validität der Skala zum Schülerinteresse mehrfach bestätigt.

Über Schulformunterschiede auf den anderen Dimensionen unseres Fragebogens soll abschließend kurz berichtet werden.

So ergeben sich signifikante Unterschiede zwischen Primar- und Sekundarstufe bei den Skalen zu sozialen Aspekten der Schulqualität ($p < 0,01$) und auf der Skala zur Berufszufriedenheit ($p < 0,05$). Dort zeigen die gemessenen Werte der Lehrkräfte aus den Grundschulen stets höhere Werte als die aggregierten Daten der Kolleginnen und Kollegen aus den anderen Schulformen. Auf den konkreten Dimensionen bedeutet das eine Differenz der Mittelwerte von 0,51 Standardabweichungen für das positive Sozialklima im Kollegium, 0,94 SD für das positive Verhältnis zwischen den Lehrkräften und der Schülerschaft, 0,41 SD, wenn die Lehrkräfte Angaben über die gelungene Integration neuer Kolleginnen und Kollegen liefern und 0,32 SD bei der Berufszufriedenheit. Signifikante Unterschiede zwischen den Hauptschulen, integrierten Haupt-/Realschulen und Gymnasien bestehen nicht. Innerhalb der Sekundarstufe liegen die Mittelwerte auf den genannten Dimensionen dicht beieinander.

Auf den Skalen zum Burnout lässt sich eine Tendenz erkennen: Lehrkräfte an Grundschulen und integrierten Haupt-/Realschulen zeigen auf den gemessenen drei Subdimensionen des Burnouts, nämlich emotionale Erschöpfung, redu-

zierte persönliche Leistungsfähigkeit und Depersonalisation, tendenziell eine geringere Bedrohung durch Burnout als das Lehrpersonal an Hauptschulen und Gymnasium. Die Konfidenzintervalle der Mittelwerte der einzelnen Schulformen überschneiden sich allerdings, so dass keine signifikanten Unterschiede nachweisbar sind. Auffällig ist dennoch das identische Muster der Fehlerbalken auf allen Subdimensionen.

Die gemessenen Schulformunterschiede zeigen, dass von sämtlichen eingesetzten Skalen, die neu konstruierten und validierten Instrumente die deutlichste Diskriminierung der Schulformen leisten.

4. Diskussion

Teils theoriegeleitet, teils induktiv wurde ein Messinstrument für zentrale Dimensionen des arbeitsbezogenen Erlebens von Lehrpersonen entwickelt und validiert. Dazu gehört insbesondere die Gewissheit, dass die eigene pädagogische Arbeit wirksam und sinnvoll ist. Induktiv wurden mit Unterstützung von Studierenden und Lehrkräften Items generiert, theoriegeleitet wurden Dimensionen mit Bezügen zur Professionsforschung, zum Optimismuskonstrukt und zur Theorie der Selbstwirksamkeit sowie zum Konstrukt des „Sinns“ generiert und mittels Itemanalysen bestätigt. Das induktiv gewonnene Modell wurde u.a. durch eine konfirmatorische Faktorenanalyse überprüft und im Anschluss erheblich modifiziert und auch reduziert. Zur Validierung wurde ein Netzwerk von Hypothesen an einer Stichprobe mit $N = 413$ Lehrkräften und 22 Schulen über komplexe Zusammenhänge zwischen der erlebten pädagogischen Wirksamkeit und einer Reihe von externen Variablen, die reliabel und valide gemessen werden können, getestet. Zu diesen externen Variablen zählen drei Subdimensionen des Burnout und die Burnout-Gesamtskala (MBI), die Berufszufriedenheit, Merkmale der Qualität von Schule und Schulleitung, Merkmale der Unterrichtsqualität sowie als objektives Strukturmerkmal die Schulstufe (Primarstufe/Sekundarstufe). Die gezielte Integration neuer Kolleginnen und Kollegen und das gute Sozialklima im Kollegium haben einen deutlichen Einfluss auf die erlebte pädagogische Wirksamkeit. Dies deutet darauf hin, dass die wahrgenommene pädagogische Wirksamkeit durch entsprechende Kontexte auf Schulebene gefördert wird. Dieser Befund wirft ein neues Licht auf das Potenzial von Schulentwicklung und Leitungshandeln.

Modellkonform finden sich mittelstarke Ausprägungen der Zusammenhänge zwischen dem arbeitsbezogenen Erleben und Burnout. Insbesondere die Dimension der erlebten pädagogischen Wirksamkeit ragt heraus. Die Einbezie-

hung der Variablen Berufszufriedenheit ermöglicht es, die Stärke des Einflusses der Variablen pädagogisches Wirksamkeitserleben mit der Stärke des Einflusses eben der Berufszufriedenheit zu vergleichen. Es konnte gezeigt werden, dass die erlebte pädagogische Wirksamkeit als Prädiktor für Burnout ebenso geeignet ist wie die Berufszufriedenheit. Beide Prädiktoren zusammen liefern ein insgesamt gutes Ergebnis und erklären beim Burnout etwa ein Drittel der Varianz. Besonders wichtig für die Validierung sind die gefundenen Unterschiede zwischen den Schulstufen. Denn bei der Schulstufe handelt es sich zweifellos um ein objektives Strukturmerkmal. Dass dieses Merkmal erwartungskonform mit dem arbeitsbezogenen Erleben zusammenhängt, wiegt schwerer als die gefundenen Korrelationen mit anderen von der subjektiven Wahrnehmung der Lehrkräfte abhängigen Merkmalen. Die Unterschiede zwischen Primarstufen- und Sekundarstufenlehrern lassen sich zum großen Teil durch die geringere erlebte pädagogische Wirksamkeit der Sekundarstufenlehrkräfte erklären.

Deutsche Sekundarstufenlehrer weisen vermutlich deswegen eine geringere erlebte pädagogische Wirksamkeit als deutsche Grundschullehrkräfte auf, weil ihre pädagogische Wirksamkeit auch tatsächlich geringer ist als die der Grundschullehrkräfte, wie die referierten Ergebnisse aus PISA und IGLU belegen. Im Sinne transaktionaler Modelle ist hier von einer Wechselwirkung auszugehen. Das heißt, eine Erhöhung des Wirksamkeitserlebens wird vermutlich auch zu einer höheren pädagogischen Wirksamkeit beitragen. Gleichzeitig muss aber, bedingt durch Maßnahmen zur Verbesserung der Unterrichtsqualität, die Wirksamkeit auch tatsächlich messbar steigen, damit die *erlebte* pädagogische Wirksamkeit ein höheres Niveau erreicht.

Die Zusammenhänge zwischen dem arbeitsbezogenen Erleben und der Schulstufe, auf der Lehrkräfte arbeiten, sollte mit einer für die internationale Forschung geeigneten Version des Instruments weiter untersucht werden, um die Hypothese zu prüfen, dass in Ländern mit geringeren Unterschieden der *tatsächlichen* pädagogischen Wirksamkeit zwischen den Schulstufen auch die *erlebte* pädagogische Wirksamkeit zwischen den beiden Gruppen von Lehrkräften kleiner wird bzw. verschwindet. Dies würde belegen, dass die erlebte pädagogische Wirksamkeit der Lehrkräfte einen engen Bezug zur realen pädagogischen Wirksamkeit ihrer jeweiligen Institutionen aufweist.

Die hier validierten und im Anhang abgedruckten Skalen können zur Evaluation und Steuerung von Prozessen der Schulentwicklung und der Unterrichtsentwicklung sofort eingesetzt werden. Dabei können sowohl die pädagogische Wirksamkeit der Lehrkräfte als zentrale Dimension des Erlebens im Fokus ste-

hen als auch einzelne Zielbereiche, wie die vertrauensvolle Lehrer-Schülerbeziehung oder das Interesse der Lernenden im Unterricht, wenn genau dort Entwicklungsbedarf festgestellt wurde. Auch die Professionsforschung kann die ökonomisch zu handhabenden Instrumente nutzen, um Veränderungen des arbeitsbezogenen Erlebens im Laufe von Ausbildung, Fortbildung und Supervision festzustellen und auf die Erhaltung von Wohlbefinden und Gesundheit im Beruf hinzuwirken. Im Hinblick auf die Eignung für den Lehrerberuf kann die Frage nach dem Sinn der eigenen pädagogischen Tätigkeit einen wichtigen Stellenwert einnehmen. Hier wären kulturvergleichende Studien interessant, weil die erwähnten Sekundärmotivationen bei der Berufswahl möglicherweise in anderen Ländern oder Kulturen weniger ausgeprägt sein könnten. Dazu sind aber in Fortführung der hier vorgestellten Querschnittsstudie experimentelle Interventionsstudien erforderlich, die Veränderungen in Abhängigkeit von Interventionen nachweisen. Interventionen können sich dabei allgemein auf die erlebte pädagogische Wirksamkeit als auch speziell auf Wohlbefinden im Arbeitsumfeld oder Vertrauen zu den Lernenden beziehen und sollten Auswirkungen auf die Lehrgesundheit und auf die Unterrichtsqualität modellieren und nachweisen.

Bevor praktische Konsequenzen für die Lehrerausbildung, die Fortbildung, das Schulleitungshandeln und die Personalentwicklung gezogen werden können, ist in experimentellen Längsschnittstudien zu klären, ob Verbesserungen des spezifisch pädagogischen Wirksamkeitserlebens sowie anderer Komponenten des arbeitsbezogenen Erlebens ursächlich zur Burnoutprävention und zur Verbesserung der Unterrichtsqualität beitragen.

Autoren

Prof. Dr. Karl-Oswald Bauer
Dipl. Päd. Pierre Kemna
Hochschule Vechta
Empirische Bildungsforschung
E-Mail: pierre.kemna@uni-vechta.de

Literatur

- Antonovsky, A. (1997). *Salutogenese. Zur Entmystifizierung der Gesundheit*. Tübingen: DGVT.
- Balliett, M. (2009). Risikofaktor Referendariat? Ein Therapieansatz. In U. Kliebisch & R. Meloefski (Hrsg.), *LehrerGesundheit. Anregungen für die Praxis*. Baltmannsweiler: Schneider Verlag Hohengehren, 83-97.

- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-Efficacy. The Exercise of Control*. New York: Freeman.
- Bauer, K.-O. & Heise, M. (2007). Entwicklung des professionellen Selbst durch Evaluation? In K.-O. Bauer (Hrsg.), *Evaluation an Schulen. Theoretischer Rahmen und Beispiele guter Evaluationspraxis* (S. 81-117). Weinheim: Juventa.
- Bauer, K.-O. (2005). *Pädagogische Basiskompetenzen. Theorie und Training*. Weinheim u.a.: Juventa.
- Bauer, K.-O. & Kandera, M. (1998). Burnout und Belastung von Lehrkräften. In H.-G. Rolff, K.-O. Bauer, K. Klemm & H. Pfeiffer (Hrsg.), *Jahrbuch der Schulentwicklung. Daten, Beispiele und Perspektiven* (S. 201-233), Bd. 10, Weinheim, München: Juventa.
- Bortz, J. (2005). *Statistik: Für Human- und Sozialwissenschaftler* (6. Auflage). Berlin: Springer.
- Bos, W., Valtin, R., Hornberg, S., Buddenberg, I., Goy, M. & Voss, A. (2007). Internationaler Vergleich 2006: Lesekompetenzen von Schülerinnen und Schülern am Ende der vierten Jahrgangsstufe. In W. Bos, S. Hornberg, K.-H. Arnold, G. Faust, L. Fried, E.-M. Lankes, K. Schwippert & R. Valtin (Hrsg.), *IGLU 2006. Lesekompetenzen von Grundschulkindern in Deutschland im internationalen Vergleich* (S. 109-160). Münster: Waxmann.
- Brockmeyer, R. & Edelstein, W. (Hrsg.). (1997). *Selbstwirksame Schulen: Wege pädagogischer Innovation*. Oberhausen: Laufen.
- Bühner, M. (2006). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (2. Auflage). München: Person.
- Diehl, J.M. & Staufienbiel, T. (2002). *Statistik mit SPSS Version 10 + 11*. Eschborn: Klotz.
- Dieterich, J. & Dieterich, M. (2007). Die Persönlichkeit von Lehrern und mögliche Auswirkungen auf die Unterrichtsgestaltung. In: *bildungsforschung 4* (2). Verfügbar unter: <http://www.bildungsforschung.org/Archiv/2007-02/lehrer/> [17.12.2009].
- Ditton, H. (2001). DFG-Projekt „Qualität von Schule und Unterricht“. Skalenbildung Hauptuntersuchung. Verfügbar unter: http://www.quassu.net/SKALEN_1.pdf [19.07.2009].
- Gibson, S. & Dembo, M.H. (1984). Teacher efficacy: A construct validation. *Journal of Educational Psychology* 76, 569-582.
- Helmke, A. (2007). *Unterrichtsqualität erfassen, bewerten, verbessern*. Seelze: Klett Kallmeyer.
- Herrmann, U. (2002). *Wie lernen Lehrer ihren Beruf? Empirische Befunde und praktische Vorschläge*. Weinheim, Basel: Beltz.
- Klusmann, U., Kunter, M., Trautwein, U. & Baumert, J. (2006). Lehrerbelastung und Unterrichtsqualität aus der Perspektive von Lehrenden und Lernenden. In: *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie* 20 (3), 161-173.
- Körner, S. (2003). *Das Phänomen Burnout am Arbeitsplatz Schule. Ein empirischer Beitrag zur Beschreibung des Burnout-Syndroms und seiner Verbreitung sowie*

- zur Analyse von Zusammenhängen und potentiellen Einflussfaktoren auf das Ausbrennen von Gymnasiallehrern. Berlin: Logos.
- Maslach, C., Jackson, S.E. & Leiter, M.P. (1996). Maslach Burnout Inventory manual (3rd edition). Palo Alto: Consulting Psychologists Press.
- Moosbrugger, H. & Schermelleh-Engel, K. (2007). Exploratorische (EFA) und Konfirmatorische (CFA) Faktorenanalyse. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), Testtheorie und Fragebogenkonstruktion (S. 307-324). Heidelberg: Springer.
- Rauin, U. (2007). Im Studium wenig engagiert – im Beruf schnell überfordert. In: Forschung aktuell 3: Frankfurt, 60-64.
- Rost, J. (2004). Lehrbuch Testtheorie – Testkonstruktion (2. Auflage). Bern: Huber.
- Schaarschmidt, U. (2005). Halbtagsjobber? Psychische Gesundheit im Lehrerberuf – Analyse eines veränderungswürdigen Zustandes. 2. Aufl. Weinheim: Beltz.
- Schaarschmidt, U., Kieschke, U. (Hrsg.). (2009). Gerüstet für den Schulalltag. Psychologische Unterstützungsangebote für Lehrerinnen und Lehrer. Weinheim u.a.: Beltz.
- Schermelleh-Engel, K. & Werner, C. (2007). Methoden der Reliabilitätsbestimmung. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), Testtheorie und Fragebogenkonstruktion (S. 113-134). Heidelberg: Springer.
- Schmitz, G.S. & Schwarzer, R. (2000). Selbstwirksamkeitserwartung von Lehrern: Längsschnittbefunde mit einem neuen Instrument. In Zeitschrift für Pädagogische Psychologie 14, 12-25.
- Schmitz, G.S. & Schwarzer, R. (2002). Individuelle und kollektive Selbstwirksamkeitserwartungen von Lehrerinnen und Lehrern. In M. Jerusalem & D. Hopf (Hrsg.), Selbstwirksamkeit und Motivationsprozesse in Bildungsinstitutionen (S. 192-214). Zeitschrift für Pädagogik 44. Beiheft, Weinheim, Basel: Beltz.
- Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (2002). Das Konzept der Selbstwirksamkeit. In M. Jerusalem & D. Hopf (Hrsg.), Selbstwirksamkeit und Motivationsprozesse in Bildungsinstitutionen (S. 28-53). Zeitschrift für Pädagogik, 44. Beiheft, Weinheim, Basel: Beltz.
- Schwarzer, R. & Jerusalem, M. (Hrsg.). (1994). Gesellschaftlicher Umbruch als kritisches Lebensereignis: Psychosoziale Krisenbewältigung von Übersiedlern und Ostdeutschen. Weinheim: Juventa.
- Schweer, M.K.W. (2008). Vertrauen im Klassenzimmer. In M.K.W. Schweer (Hrsg.), Lehrer-Schüler-Interaktion: Inhaltsfelder, Forschungsperspektiven und methodische Zugänge (S. 547-564). Wiesbaden, 2. Aufl.: VS.
- Seligman, M. (2003). Der Glücks-Faktor. Warum Optimisten länger leben. Bergisch-Gladbach: Ehrenwirth.
- Senkbeil, M., Drechsel, B., Rolff, H.-G., Bosen, M., Zimmer, K., Lehmann, R.H. & Neumann, A. (2006). Merkmale und Wahrnehmung von Schule und Unterricht. In PISA-Konsortium Deutschland (Hrsg.), PISA 2003: Der Bildungsstandard der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs (S. 296-313). Münster: Waxmann.

- Tausch, R. (2008). Sinn in unserem Leben. In A.E. Auhagen (Hrsg.), Positive Psychologie. Anleitung zum besseren Leben (2. Auflage). Weinheim: Beltz.
- Voss, A. & Blatt, I. (2009). Unterrichtsentwicklungsforschung. Ein integrativer Ansatz zur Verbesserung der Unterrichtsqualität. In K.-O. Bauer & N. Logemann (Hrsg.), Kompetenzmodelle und Unterrichtsentwicklung (S. 11-74). Bad Heilbrunn: Klinkhardt.

Anhang

AEL – Arbeitsbezogenes Erleben von Lehrkräften Fragebogen zur erlebten Wirksamkeit, zum Schülerinteresse, zum Vertrauen und zum Wohlbefinden im Arbeitsumfeld (in der Online-Version zugänglich)

Online zugänglich unter

Bauer, Karl-Oswald & Kemna, Pierre (2009). Arbeitsbezogenes Erleben von Lehrkräften – Validierung eines mehrdimensionalen Messinstruments [Einzelbeitrag]. In: bildungsforschung, Jahrgang 6, Ausgabe 2, URL: <http://www.bildungsforschung.org/>