

Fachdidaktisches Wissen im Rechnungswesen – Befunde einer Onlinebefragung aus Österreich

Christoph Helm, Stefanie Antonia Mayer

1. Einleitung

Das Wissen darüber, welche Fähigkeiten von Lehrpersonen besonders relevant für den Lernerfolg von Schüler/innen sind, ist notwendig, um die Lehreraus- und -fortbildung weiterentwickeln zu können. Dass das Professionswissen von Lehrkräften eine wichtige Voraussetzung für effektiven Unterricht ist, ist unumstritten. So konnte die COACTIV-Studie (Professionswissen von Lehrkräften, kognitiv aktivierender Mathematikunterricht und die Entwicklung mathematischer Kompetenz) indirekte Effekte des fachdidaktischen Wissens von Mathematiklehrkräften (mediert über die kognitive Aktivierung im Unterricht) auf die Schülerleistungen nachweisen (vgl. Baumert et al. 2010). Während auch für die Naturwissenschaften (bspw. Cauet, Liepertz, Kirschner, Borowski & Fischer 2015) und dem Bereich Lesen (bspw. Kelcey 2011) bereits Befunde vorliegen, steht die Forschung im berufsbildenden Bereich erst am Anfang. So wurden für die Domäne Rechnungswesen (RW) erste Arbeiten zur Erfassung des fachdidaktischen Wissens von Wirtschaftspädagogikstudent/innen (z.B. Schnick-Vollmer et al. 2015; Mindnich, Berger & Fritsch 2013) vorgelegt. Untersuchungen zu Effekten dieses Professionswissens auf die Schülerleistungen in RW sind dagegen erst in Planung.

Der vorliegende Beitrag knüpft an diese Arbeiten an, fokussiert dabei aber auf österreichische RW-Lehrpersonen. Wir wollen mit der Erfassung des fachdidaktischen Wissens von RW-Lehrkräften in Österreich einen ersten Schritt setzen, der für das deutsche Berufsbildungssystem bereits sehr aufwendig (u.a. auch mit Videostudien, Berger et al. 2013) gegangen wurde. Der Einsatz des bereits existierenden Testinstrumentes der Mannheimer, Frankfurter und Darmstädter Forschergruppe (z.B. Berger et al. 2013) war aus mehreren Gründen nicht möglich. Einerseits war das Testinstrument nicht zugänglich, da die Projektphase noch nicht abgeschlossen war. Andererseits wäre der Einsatz aufgrund organisatorischer und ressourcenbedingter Hürden nur schwer möglich gewesen. Lehrpersonen hätten sich freiwillig einem Papier-Bleistift-Assessment unterziehen müssen, das vor Ort durchgeführt werden hätte müssen. Aus diesen Gründen versucht die vorliegende Studie das fachdidaktische Wissen (im Folgenden kurz: PCK; Pedagogical Content Knowledge) mit einem Onlineinstrument zu erfassen, das in Teilen auf dem

Prinzip der „Übereinstimmung mit Expertenurteilen“ (vgl. Maag Merki, Ramseier & Karlen 2013) basiert. Die vorliegende Studie geht daher folgender Frage nach:

Inwiefern ist es möglich, das fachdidaktische Wissen von österreichischen RW-Lehrkräften mit einem Onlineinstrument zu erfassen?

Die Relevanz der Erforschung dieser Frage kann in folgenden Punkten gesehen werden:

- (1) Die Auseinandersetzung mit dem Thema ist sowohl für Hochschullehrende, Wirtschaftspädagog/inn/en und für Schüler/innen relevant, da diese Forschung weitere Mosaiksteinchen zum komplexen Bild über das Lehren und Lernen im RW-Unterricht liefert.
- (2) Die Erkenntnisse allgemeinbildender Domänen müssen nicht auch für die Berufsbildung gelten. Für das Fach Rechnungswesen gilt die Mathematik zwar als zentrale Hilfsdomäne, jedoch ist der RW-Unterricht – wie jeder Fachunterricht – durch domänenspezifische Charakteristika geprägt (z.B. Übungsintensität: Götzl, Jahn & Held 2013; Dominanz von Lernaufgaben: Seifried 2004).
- (3) Die Fokussierung auf österreichische Lehrkräfte erscheint notwendig, da sich die österreichische Ausbildung von Wirtschaftspädagog/inn/en sowie ihr Arbeitsfeld bedeutend von jenen in Deutschland unterscheidet: (a) einphasige vs. zweiphasige Lehrerausbildung (vgl. Fritsch et al. 2015), (b) sekundäre vs. post-sekundäre Berufs(aus)bildung (vgl. Lassnig 2016) und (c) kaufmännische Vollzeitschule vs. duale Ausbildung.

Obwohl das Pedagogical Knowledge und das Content Knowledge mit dem PCK korreliert sind, sind sie nicht Teil der vorliegenden Studie. Wir blenden die beiden anderen Facetten aus, weil sie zwar wichtige, aber nicht hinreichende Voraussetzungen für erfolgreichen Unterricht sind (vgl. Neuweg 2011). Ebenso können Effekte des RW-PCKs auf die Unterrichtsgestaltung und die kognitiven und non-kognitiven Schüleroutputs mangels Analysen noch nicht berichtet werden.

2. Facetten und Befunde zum fachdidaktischen Professionswissen im Rechnungswesen

Shulman (1987, 8) definiert das fachdidaktische Wissen (PCK) allgemein als „that special amalgam of content and pedagogy that is uniquely the province of teachers, their own special form of professional understanding“. Wirft man einen Blick auf die Operationalisierung des PCKs in unterschiedlichen Fach-

didaktiken, so ist festzustellen, dass sich die Definitionen sehr ähneln. Im Rahmen der COACTIV-Studie zählen Baumert und Kunter (2006, 495ff.) das Wissen über (a) das Potenzial von mathematischen Aufgaben, (b) mathematische Schülervorstellungen (z.B. typische Fehler) und (c) verschiedene Repräsentations- und Erklärungsmöglichkeiten zum fachdidaktischen Wissen in Mathematik. In den Naturwissenschaften wurde das fachdidaktische Wissen bspw. im Rahmen der ProWiN-Studie (Professionswissen in Naturwissenschaften) als das fachdidaktische Wissen über die Vermittlung fachspezifischer Konzepte im Bereich Mechanik, über Schülerkognitionen sowie über die Durchführung physikalischer Experimente definiert und empirisch erfasst (vgl. Caut et al. 2015). In der QuiP-Studie (Quality of Instruction in Physics) dagegen wurden die Dimensionen Schülerfehlvorstellungen (z.B. Anführen von Gründen für eine bestimmte Schülerantwort), Curriculum (z.B. Zuordnung bestimmter Curriculuminhalte zu bestimmten Schulstufen) und schwierige Inhaltsbereiche (z.B. Identifikation von Lernschwierigkeiten bei vorgelegten Schulbuchausschnitten) untersucht (vgl. Ergöncü, Neumann & Fischer 2014). Auch in weniger strukturierten Fächern wie den Sprachen wurden bereits Versuche zur Erfassung des PCKs unternommen. In der TEDS-LT-Studie (Teacher Education and Development Study: Learning to Teach) wurde das fachdidaktische Wissen in Englisch über folgende Inhaltsbereiche erfasst: Wissen über (1) fremdsprachliche Lehr- und Lernprozesse (z.B. Vermittlungsstrategien), (2) Curriculares Wissen (z.B. über Lehrmaterialien) und (3) Verstehensprozesse (z.B. Schülerfehlvorstellungen) (vgl. Roters, König, Tachtsoglou & Nold 2013). Vergleicht man die Definitionen sowie die empirische Erfassung des fachdidaktischen Wissens in den unterschiedlichen Domänen, sieht man deutlich, dass sich die Modelle sehr ähneln. Dieser Konzeption folgend wurde auch in der Domäne Rechnungswesen (z.B. Berger et al. 2013) eine Unterteilung in drei Facetten vorgenommen (siehe die diagonale Achse in Abbildung 1):

1. *Wissen über Schülerkognitionen:* Das Benennen und Erklären von (typischen) Schülerfehlvorstellungen, -fehlern und Fehlerursachen sowie Verständnisproblemen oder Bearbeitungsschwierigkeiten sind zentrale Merkmale dieser Facette. *Beispiel: Die Lehrkraft kann die Ursache für einen Fehler in einer Schülerlösung analysieren.*
2. *Wissen über das Zugänglichmachen von Inhalten:* Das Erklären und Veranschaulichen eines Inhaltsbereiches / eines RW-spezifischen Konzepts anhand verschiedener Zugangsmöglichkeiten (hier z.B. grafisch, in Prosa, verbal, plastisch, aktionistisch, ...) gehören zum Lehrwissen dieser Facette. *Beispiel: Die Lehrkraft kann verschiedene Erklärungen zu einem Sachverhalt generieren.*
3. *Wissen über das Potenzial von Aufgaben:* Das Erkennen und Beurteilen des kognitiven Aktivierungspotenzials einer Aufgabe bilden Fähigkeiten

dieser Facette ab. *Beispiel: Die Lehrkraft kann beurteilen, ob das Vorwissen der Schüler/innen für die Bearbeitung einer Rechnungswesenaufgabe ausreichend ist.*

Die letzte Facette wird als besonders zentral für den RW-Unterricht erachtet, da in Hinblick auf seine besondere Struktur der Einsatz von Aufgaben eine zentrale Dimension der Unterrichtsqualität sowie ein Mittel zur Steuerung kognitiv anspruchsvoller Lernprozesse darstellt (vgl. Berger et al. 2013, 96).

Im vorgestellten Modell spielen über diese drei PCK-Facetten hinaus die Inhaltsbereiche und das Anforderungsniveau (Aufgabenschwierigkeit) eine wesentliche Rolle für die Testkonstruktion. Abbildung 1 zeigt auf der horizontalen Achse die Lerninhaltsbereiche des Rechnungswesenunterrichts, welche von Mindnich et al. (2013) durch eine Analyse der Lehrpläne eruiert wurden. Auf der vertikalen Achse wird die Schwierigkeit der jeweiligen Items repräsentiert. Diese unterteilt sich in das kognitive Anspruchsniveau (z.B. Reproduktion) sowie die quantitative (z.B. Verknüpfung von Wissensbereichen) und qualitative Komplexität (z.B. buchhalterische Operationen).

Forschungsbefunde

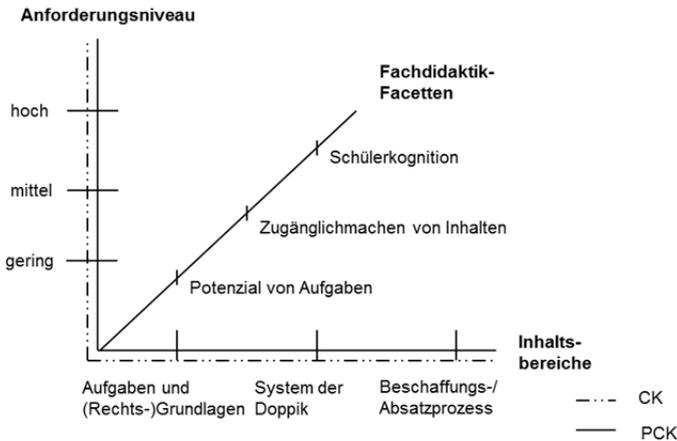
Die COACTIV-Studie (vgl. Baumert et al. 2010) hat eindrucksvoll die Bedeutung des Professionswissens von Lehrpersonen im Fach Mathematik belegt. Die Ergebnisse zeigen, dass das fachdidaktische Wissen von Lehrpersonen zu einem erheblichen Teil die kognitive Struktur der Lerngelegenheiten bestimmt (vgl. Baumert & Kunter 2011, 185). Darüber hinaus ist das fachdidaktische Wissen eindeutig leistungsrelevant. Dies zeigt der Regressionskoeffizient von $\beta = .62$ zur Vorhersage der Mathematikleistung am Ende der 10. Klasse durch das PCK von Lehrkräften (vgl. Baumert & Kunter 2011, 181). So können 39% der Leistungsvarianz zwischen den Klassen alleine durch das fachdidaktische Lehrerwissen erklärt werden.

Im allgemeinbildenden Bereich setzen sich auch die TEDS-M- sowie TEDS-LT-Studien in den Domänen Mathematik, Deutsch und Englisch (vgl. Blömeke 2013) sowie die ProwiN-Studie in der naturwissenschaftlichen Domäne Physik (vgl. Cauet et al. 2015) mit der Modellierung und Messung des Professionswissens auseinander. In Letzterer gelang es bisher allerdings noch nicht die Wirkungskette Professionswissen > kognitive Aktivierungsqualität des Unterrichts > Schülerleistungen zu belegen (vgl. Cauet et al. 2015). Dies relativiert die durch die Ergebnisse der COACTIV-Studie aufgebauten Erwartungen an die Effekte des Lehrerwissens in anderen Domänen.

Im berufsbildenden Bereich ist die ILLEV-Studie zu nennen, die das wirtschaftswissenschaftliche Wissen von BWL- und Wirtschaftspädagogik-Studierenden erfasst, um die Effekte der unterschiedlichen Studienmodelle (Bachelor, Master und Diplom) auf die Professionalität zu untersuchen (vgl. Förster & Zlatkin-Troitschanskaia 2010, 106f.). Die Ergebnisse dieser Studie

zeigen einerseits, dass es gelang das ökonomische Wissen von Wirtschaftspädagogikstudierenden valide zu erfassen, und andererseits, dass sich Bachelorstudierende hinsichtlich ihrer Fachkompetenz kaum von Diplomstudierenden unterscheiden (vgl. Förster & Zlatkin-Troitschanskaia, 2010, 119).

Abb. 1: Modell zum fachdidaktischen Wissen in Rechnungswesen



Quelle: Berger et al. 2013, 95

Für die vorliegende Studie ist das KoMeWP-Projekt (Kompetenzmessung im wirtschaftspädagogischen Studium) besonders interessant, da es das Ziel verfolgt die fachlichen und fachdidaktischen Fähigkeiten von Studierenden zu modellieren (vgl. Mindnich et al. 2013). Dazu wurde ein Paper-Pencil-Test entwickelt, der das CK und das PCK im externen Rechnungswesen erfasst. Schnick-Vollmer et al. (2015, 28) untersuchten mit diesem Testinstrument u.a. den Zusammenhang zwischen Fachwissen und fachdidaktischem Wissen. Die latente Korrelation zwischen diesen beiden Variablen fällt mit .92 sehr hoch aus. Dies bedeutet, dass 85% der Varianz in den CK- und PCK-Leistungen der Studierenden deckungsgleich sind und sich somit diese Kompetenzen empirisch kaum voneinander trennen lassen.

Trotz des Vorliegens dieses Instruments musste in der hier präsentierten Studie ein anderes Verfahren eingesetzt werden, da der KoMeWP-Test sich einerseits noch in der Entwicklungsphase befand und andererseits die aufwendige Durchführung (eine österreichweite Face-to-Face-Prüfung der RW-Lehrpersonen mittels eines 45minütigen Papier-Bleistift-Testung) vom Autor bzw. der Autorin nicht geleistet hätte werden können. Aus diesen Gründen wird in den folgenden Abschnitten ein Onlineinstrument zur Erfassung des RW-PCKs sowie die Ergebnisse einer Dimensions- und Validierungsstudie

vorgestellt. Der Einsatz des oben beschriebenen Instrumentes bei österreichischen Lehrpersonen wäre dennoch hoch spannend, da ein Onlineinstrument mit vielen Nachteilen verbunden ist (siehe die Diskussion).

3. Methode

3.1 Design der Studie und Beschreibung der Stichprobe

Im Mai 2015 wurden österreichweit Lehrkräfte aus berufsbildenden mittleren und höheren Schulen eingeladen einen Onlinetest bzw. -fragebogen auszufüllen. Von den 524 eingeladenen Kommerzialist/inn/en antworteten 91 (32,9% männlich, Alter: $M = 47,6$, $SD = 7,9$). Dies entspricht einer Rücklaufquote von 17,4%, was aufgrund der stetigen beruflichen Belastung von Lehrkräften deutlich über unseren Erwartungen liegt und für die Teilnahmemotivation der Lehrpersonen spricht. 20 der 91 Lehrpersonen unterrichten zudem Schulklassen, die im Rahmen der LOTUS-Studie (vgl. Helm 2015) zur Wahrnehmung der Instruktionsqualität des Unterrichts befragt wurden, sodass für diese Lehrpersonen eine Gegenüberstellung der Schülersicht ($N = 519$, 29,3% männlich, Alter: $M = 14,45$, $SD = 0,74$) möglich ist.

3.2 Operationalisierung des RW-PCKs sowie der von Schüler/inne/n wahrgenommenen Instruktionsqualität

In Anlehnung an das Theoriemodell von Berger et al. (2013) wurden Fragebogenitems entwickelt, die den drei Facetten des RW-PCKs zuordenbar sind. In Summe wurden sieben Fragenblöcke mit Performance- und Selbsteinschätzungssitem erstellt. Drei Fragenblöcke wurden mit offenem Antwortformat vorgelegt. Die vollständigen Itemtexte und die Itemzuordnung zu den PCK-Facetten können im Netz nachgesehen werden: www.edumetrics.de/forschungsprojekte. Die mittlere Bearbeitungszeit betrug rund 28 Minuten. Der Tabelle 2 sind Angaben zur Güte der Skalen (Schwierigkeiten, Trennschärfen und Reliabilitäten) zu entnehmen.

Wissen über Schülerkognitionen

(Block 1) *Wissen über Schülerfehlvorstellungen*: Den Lehrpersonen wurden drei Verständnisfragen von Schüler/inne/n beim Lernen im Fach Rechnungswesen vorgelegt, die typische Fehlvorstellungen (Skonto, Rückstellung, Zahlung auf Ziel) repräsentieren, bspw.: *„Sie stellen den Schüler/inne/n im Unterricht folgende Frage: ‚Warum bildet ein Unternehmen Rückstellungen?‘ Daraufhin gibt Ihnen Susanne folgende Antwort: ‚Rückstellungen*

werden gebildet, um für drohende Verluste genug Geld zu haben, d.h. wir legen uns den entsprechenden Geldbetrag zur Seite.“ Die Lehrpersonen wurden aufgefordert, so ausführlich wie möglich anzugeben, worin der Denkfehler liegen könnte. Die Antworten wurden entsprechend ihrer Zeichenlänge (I) und ihres Informationsgehaltes sowie ihrer Korrektheit (II) von zwei Ratern kodiert ($ICC_{\text{just, fixed}} = .86$). Allerdings waren die beiden weiteren Fehlvorstellung-Items zum Skonto und zur Zahlung auf Ziel zu leicht gestaltet, sodass nahezu alle Lehrpersonen den Denkfehler identifizieren und Erklärungen geben konnten. Die beiden Items wurden ausgeschieden.

(Block 2) *Kenntnisse über mögliche Fehlerarten*: Das Wissen über häufige Fehlerquellen kann als eine zentrale Facette der professionellen Fehlerkompetenz angesehen werden (vgl. Wuttke & Seifried 2012). Um diese zu erfassen, mussten die Lehrpersonen für zwölf Themenbereiche der Buchführung – deren Schwierigkeitsgrad von Seifried (2004, 49) bei kaufmännischen Berufsschüler/innen empirisch festgestellt wurde – einschätzen, wie häufig sie Schüler/innen Lernschwierigkeiten bereiten. Die sich daraus ergebende Rangordnung wurde mit jener von Seifried in Beziehung gesetzt. Die so ermittelten Korrelationen bilden im Sinne der Fehlerkompetenz von Lehrpersonen einen weiteren Indikator für das Wissen über Schülerkognitionen.

(Block 3) *Kenntnisse über Lösungswege/-strategien (Skills)*: Das Wissen über Skills (Lösungsschritte), die beim Bearbeiten von Aufgaben durch Schüler/innen angewandt werden müssen, ist ebenfalls Ausdruck des PCKs und spiegelt insbesondere das Wissen über Schülerkognitionen wider. Diese Skills wurden von Helm, Bley, George und Pocrnja (2015) für das Verbuchen eines Geschäftsfalles analysiert. Es konnten zehn Skills für die Verbuchung des Skontos identifiziert werden (z.B. Erfassen der Situation und Übersetzung ins RW; Korrektur der Steuer; ...). Die Lehrpersonen der vorliegenden Stichprobe wurden gebeten, die zentralen Skills von Schüler/innen beim Verbuchen des Skontos anzuführen. Zwei Rater kodierten und verglichen die Antworten mit den Skills der Studie von Helm et al. (2015; $ICC_{\text{just, fixed}} = .84$). Die Anzahl der übereinstimmenden Skills wurde als Indikator über das Wissen von Schülerkognitionen herangezogen.

Wissen über das Potential von Aufgaben

(Block 4) *Wissen über das kognitive Aktivierungspotential von Aufgaben*: Die Lehrpersonen wurden gebeten anzugeben, nach welchen Kriterien sie Aufgaben für den Rechnungswesenunterricht auswählen bzw. erstellen. Die offenen Antworten wurden mit wissenschaftlichen Kriterienkatalogen zur Beurteilung der fachdidaktischen Qualität von Aufgaben (vgl. Fortmüller, Krelinger, Rendl, Mohr & Steinbach 2013; Maier, Kleinknecht, Metz & Bohl 2010; Mayer 2015) abgeglichen. Diese Kataloge basieren auf allgemeindidaktischen Lernzieltaxonomien und Befunden der Kognitionspsychologie sowie fachdidaktischen Überlegungen zum RW; in Summe geben sie

13 Kriterien vor (bspw. Anzahl der Wissensseinheiten, Lebensweltbezug, fachliche Korrektheit, ...). Die Übereinstimmungshäufigkeiten wurden als Wissensindikatoren herangezogen (I). Darüber hinaus wurde die Anzahl der genannten Kriterien – unabhängig davon, ob sie in den Kriterienkatalogen genannt werden – als zweiter Indikator für diese Wissensfacette über Lernaufgaben herangezogen (II).

(Block 5) *Diagnose von Aufgabenschwierigkeiten*: Diese Fähigkeit, die gleichzeitig auch Ausdruck des Wissens über Schülerkognitionen ist und daher auch weiter oben angeführt werden könnte, lässt sich als Bestandteil des Lehrerwissens über das Potential von Aufgaben ansehen, da es darum geht festzustellen, wie gut es Lehrpersonen gelingt, die Schwierigkeit (und daher das Anforderungsniveau für Schüler/innen) von Lernaufgaben akkurat einzuschätzen (vgl. van Ophuysen 2010). Zur Erfassung der Diagnosefähigkeit wurden die Lehrpersonen gebeten, auf einer Skala von -5 (sehr leicht) bis +5 (sehr schwer) zehn typische Schulbuchaufgaben (Geschäftsvorfälle, die verbucht werden müssen) einzuschätzen. Für dieselben zehn Items liegen aus der LOTUS-Studie (vgl. Helm in Druck) Itemschwierigkeiten (basierend auf dem Rasch-Modell) vor. Durch Gegenüberstellung der Lehrerurteile und den empirischen Itemschwierigkeiten war es möglich die Niveau-, Differenzierungs- und Rangkomponente der pädagogisch-diagnostischen Fähigkeit (vgl. PDK, van Ophuysen 2010) zu berechnen. Diese drei Indikatoren bilden weitere Analysevariablen, die über das PCK-Modell hinausgehen.

Wissen über das Zugänglichmachen von Inhalten

Das Wissen über das Zugänglichmachen von Inhalten wurde über drei Frageblöcke mit 5-stufigem Antwortformat erfasst. Block 6 fragte die Lehrpersonen nach *alternativen Erklärungs- bzw. Darstellungsformen*, die von ihnen im Unterricht eingesetzt werden. Die Antworten ließen sich grob in drei Gruppen einteilen: traditionelle (z.B. Einsatz von T-Konten, Belegen, Tabellen und Zeitlinien), praxisorientierte (z.B. Einsatz von Geschäftsfällen aus der Praxis und plastischem Material) sowie visuelle und aktionistische (z.B. Visualisierung von Zusammenhängen mittels Farben, Einsatz von Bildern und Rollenspielen) Darstellungsformen. Indikator (I) enthält die Anzahl dieser Kategorien zu denen sich die Nennungen zuordnen lassen. Indikator (II) enthält die Anzahl der Nennungen insgesamt.

Der Block 7 beinhaltet Indikatoren über das *Wissen über (fach-)didaktische Modelle*. Auch wenn dieses Wissen nicht Bestandteil des oben angeführten PCK-Modells nach Berger et al. (2013) ist, so stellt das Wissen über didaktische Modelle eine Grundvoraussetzung für das Zugänglichmachen von Inhalten dar. Gerade Planungs- und Analysekonzepte wie die didaktische Analyse nach Klafki (1958) oder das Phasenmodell problemorientierten Unterrichts nach Seel (1974) zwingen Lehrpersonen sich Gedanken über die Zugänglichkeit der Unterrichtsinhalte für die zu unterrichtende Schülergrup-

pe zu machen. Block 7 setzt sich aus acht bzw. sechs vorgelegten allgemein- bzw. fachdidaktischen Modellen (z.B. didaktische Analyse nach Klafki bzw. Wirtschaftsinstrumentelles RW) zusammen. Die Lehrpersonen wurden aufgefordert anzugeben, ob sie die Modelle kennen bzw. anwenden (1 = „Nicht bekannt“ ... 3 = „Gut darüber informiert“ ... 5 = „Wende ich an“). Auch hier wurden die aufsummierten Antworten als Indikatoren für diese Wissensform herangezogen. Die internen Konsistenzen dieser Skalen sind zufriedenstellend: α .75 allgemeindidaktisch / α .80 fachdidaktisch.

Außenkriterien

Um die Validität der oben angeführten Items *näherungsweise* zu prüfen, wurden mehrere Außenkriterien erfasst. Es ist darauf hinzuweisen, dass wir mit „Außenkriterium“ nicht die Erfassung des PCKs mittels weiterer Testinstrumente meinen, sondern mit Bühner (2011, 63) Kriterien, „mit denen der Test aufgrund seines Messanspruchs korrelieren sollte“. So gehen wir davon aus, dass die mit dem Onlinefragebogen erfassten Lehrerwissensindikatoren mit der Anzahl der jährlich besuchten fachdidaktischen Fortbildungen, der Berufserfahrung in der Wirtschaft sowie dem didaktischen Handeln (Selbst- und Fremdeinschätzung) im Zusammenhang stehen. Dies vermutlich nur schwach, da jeweils das Lehrerwissen und -handeln noch von vielen weiteren Faktoren (z.B. Lehrersichtweisen, Seifried 2009) beeinflusst ist. Auch wird im Folgenden mit der Schülerperspektive nicht das PCK der Lehrpersonen beurteilt, vielmehr dient die Schülerperspektive als ergänzendes Validitätskriterium: Nach Cauet, Borowski & Fischer (2016) werden Testinstrumente oft ohne Bezug zu Kriterien guten und erfolgreichen Unterrichts versucht zu validieren. Aus ihrer Sicht ist damit aber eine valide Interpretation der Testwerte nicht sichergestellt. Daher stellt die Schülereinschätzung zur Qualität des Unterrichts (hier die Merkmale kognitive Aktivierung und Verstehenspotential) ein wichtiges Außenkriterium dar.

In Block 9 wurde einerseits nach der Anzahl der *jährlich besuchten fachdidaktischen Fortbildungen* gefragt, da sich nach Lipowsky (o.J., 52) „erfolgreiche und wirksame Fortbildungen durch einen eher engen fachdidaktischen Fokus“ auszeichnen. Fachdidaktische Fortbildungen stellen für Lehrpersonen eine der wenigen Opportunities to Learn (OTL) dar, die nachweislich im signifikanten Zusammenhang mit dem fachdidaktischen Wissen von Lehrkräften stehen (z.B. für Mathematik: Blömeke 2010). Andererseits wurde die *Berufserfahrung in der Wirtschaft* in Jahren erfasst, da die kaufmännische Praxis zentrale Grundlage dafür ist, Praxiserfahrungen positiv in die Unterrichtsgestaltung einfließen zu lassen (vgl. Weinfurter 2009).

Als weiteres Außenkriterium wurde auch die *Selbsteinschätzung* der Lehrpersonen in Hinblick auf ihr didaktisches Handeln erfasst (Block 10). Die Lehrpersonen wurden aufgefordert auf einer fünfstufigen Skala („trifft nicht zu“ bis „trifft voll zu“) Items zu ihrer (1) *Kompetenzorientierung im*

Unterricht (5 Items, Beispielitem: „Ich arbeite im RW-Unterricht mit Kompetenzrastern.“, α .65), (2) *Individualisierungskompetenz* (4, „Bei der Unterrichtsplanung versuche ich die Interessen meiner Schüler/innen zu berücksichtigen.“, α .71) und (3) *Diagnosefähigkeit* (4, „Bei den meisten Schulbuchaufgaben weiß ich sofort, ob diese Aufgabe den Schüler/inne/n schwer bzw. leicht fällt.“, α .59) einzuschätzen.

Als letztes Validierungskriterium wird die *Fremdeinschätzung* des Lehrerhandelns durch die Schüler/innen mit Fokus auf die *kognitive Aktivierung im Unterricht* (21 „Im RW-Unterricht vergleichen wir unterschiedliche Lösungswege.“; α .88, ICC(1): .31, ICC(2): .90; zur Berechnung siehe Lüdtke, Trautwein, Kunter & Baumert 2006) und auf das *Verstehen im Unterricht* (9, „Unsere RW-Lehrperson kann gut erklären.“; α .90, ICC(1): .34, ICC(2): .92) (Block 11) erhoben. Diese Fremdeinschätzung liegt nur für die oben beschriebene Teilstichprobe der LOTUS-Studie vor. Es ist wichtig anzumerken, dass es hierbei nicht um die Einschätzung des fachdidaktischen Wissens der Lehrperson durch die Schüler/innen geht, sondern diese Schülereinschätzung einen Indikator für die Erklärungskompetenz der Lehrperson darstellt. Wer, wenn nicht die Adressat/inn/en der Lehrerklärungen könnten besser einschätzen, wie verständlich Lehrer/innen erklären können?

3.3 Analyseverfahren und Prüfung der Normalverteilung

Zur Durchführung der Dimensions- und Validitätsanalysen werden die gesammelten Daten Korrelationsanalysen unterzogen. Die Voraussetzungsprüfung ergab wie erwartet, dass die Indikatoren *Wissen über Fehlvorstellung (I)*, *kognitives Aktivierungspotential von Lernaufgaben*, *(fach)didaktische Modelle* sowie *fachdidaktische Fortbildung* signifikant rechtsschief verteilt sind. D.h., hier liegen vor allem Ausprägungen im unteren Skalen- bzw. Wissensbereich vor. Dagegen erweist sich die Verteilung der *Diagnosefähigkeit (Rangkomponente)* als linksschief, was bedeutet, dass die Mehrzahl der Lehrpersonen die Lernaufgaben relativ gut in Hinblick auf ihre Schwierigkeit reihen konnten. Bei den Indikatoren *Skills* und *Darstellungsformen* liegt eine bipolare Verteilung vor, d.h. die mittleren Ausprägungen sind relativ gering besetzt. Diese Hinweise sind bei der Interpretation der nachfolgend dargestellten Korrelationen zu berücksichtigen. Der Anteil fehlender Werte lag im höchsten Fall bei 5 fehlenden Angaben (5,5%), sodass eine Imputation nicht notwendig erschien. Die Prüfung der Daten auf Ausreißer zeigte, dass keine vorliegen.

4. Ergebnisse

4.1 Dimensionsanalyse

Der vorliegende Beitrag geht der Frage nach, inwiefern mit einem Onlineinstrument zentrale Facetten des RW-PCKs erfasst werden können. Tabelle 1 gibt dazu eine Antwort, indem die Korrelationen (inkl. Mittelwert und Standardabweichung) der Wissensindikatoren untereinander dargestellt sind. Aus Gründen der Übersichtlichkeit werden nur die statistisch signifikanten Korrelationen gezeigt. Es zeigt sich, dass in Summe wenige und durchwegs niedrige Korrelationen zu beobachten sind, was dazu führt, dass auch im Rahmen einer Faktorenanalyse (Hauptachsenanalyse) die Blöcke jeweils auf eigenen Faktoren laden aber miteinander moderat korreliert sind. Diese Ergebnisse verweisen darauf, dass die einzelnen Facetten des RW-PCK nicht auf ein gemeinsames, latentes Konstrukt zurückgeführt werden können, sondern es sich hierbei eher um voneinander unabhängige Aspekte des Lehrerwissens handelt.

1. Die Quantität und Qualität der Reaktion auf die *Schülerfehlvorstellungen* (hier im Bereich der Rückstellung) hängt signifikant positiv mit dem Wissen über typische *Skills* von Schüler/inne/n beim Lösen von Lernaufgaben (hier die Skontoverbuchung) sowie dem *Wissen über Kriterien kognitiv aktivierender Lernaufgaben* zusammen. Gleichzeitig ist diese Kompetenzfacette negativ mit dem Einsatz unterschiedlicher *Darstellungsformen* korreliert. Letztere geht allerdings tendenziell positiv mit dem Wissen über Themengebiete des Rechnungswesens, die Schüler/inne/n häufig Lernschwierigkeiten bereiten, einher.
2. Das Lehrerwissen über *Skills* korreliert positiv mit dem *Wissen über Kriterien kognitiv aktivierender Lernaufgaben* und tendenziell negativ mit dem Wissen und Anwenden *allgemeindidaktischer Modelle*.
3. Das *Wissen über Kriterien kognitiv aktivierender Lernaufgaben* hängt zudem positiv mit der *PDK (Rangkomponente und Niveauelemente)* sowie der Anwendung unterschiedlicher *Kategorien von Darstellungsformen* (traditionell, praxisorientiert, visuell-aktionistisch) im RW-Unterricht zusammen.
4. Die *PDK (Rang)* ist tendenziell positiv mit dem *Einsatz von Darstellungsformen* und dem Wissen über *fachdidaktische Modelle* korreliert.
5. Der Einsatz unterschiedlicher *Darstellungsformen* im RW-Unterricht hängt signifikant positiv mit dem Wissen über und der Anwendung von *allgemein- und fachdidaktische(n) Modelle(n)* zusammen, welche auch untereinander signifikant korreliert sind.

Wenn auch nicht ganz konsistent und teils nur schwach bis moderat korreliert, so zeigt sich doch, dass die Indikatoren des fachdidaktischen Lehrerwissens über Schülerkognitionen (Block 1-4), die PDK-Komponenten (Block 5) und die Darstellungsformen sowie Didaktikmodelle (Block 6-8) jeweils wie erwartet untereinander korreliert sind. Die von Berger et al. (2013) angeführte RW-PCK-Unterteilung lässt sich damit mit Bezug auf die Facetten *Wissen über Schülerkognitionen* und über das *Zugänglichmachen von Inhalten* auch empirisch nachweisen. Einzig die Indikatoren zum *Wissen über das Potential von Lernaufgaben* hängen nicht wie erwartet zusammen: Das Wissen über kognitiv aktivierende Lernaufgaben scheint stärker mit dem Wissen über Schülerkognitionen zusammenzuhängen als – wie von uns angenommen – mit der PDK bezüglich der Lernaufgaben.

Tab. 1: Signifikante Zusammenhänge zwischen den Facetten des RW-PCKs

	Block	M	SD	1b	2	3	4a	4b	5a	5b	5c	6a	6b	7a	7b
Schülerkognitionen	1a: FV	140	125	,62**			,31**	,31**	,32**						
	1b: FV	1,15	0,93		1		,34**	,34**	,43**				-,29*		
	2: FQ	-0,01	0,34			1								,22'	
3: Skill	3,38	2,16				1	,21*	,25*							-,20'
Aktivierungspotential	4a: Ap	1,91	1,22				1	,77**	,20'		,213*	,24*			
	4b: Ap	2,49	1,68					1	,26*		,182'	,24*			
	5a: PDK	0,69	0,36						1	,28**	,41**	,17'			,18'
5b: PDK	1,74	0,81							1	,29**					
5c: PDK	-1,29	1,60								1					
Zugänglichmachen	6a: Df	2,09	0,96									1	,55**		
	6b: Df	4,69	2,96										1	,27*	,38**
	7a: adM	1,13	0,89											1	,45**
7b: fdM	2,17	1,05													1

Anmerkungen: M: Mittelwert, SD: Standardabweichung; N = 91; 1a Fehlvorstellungen I, 1b Fehlvorstellungen II, 2 Fehlerquellen, 3 Skills, 4a Aktivierungspotential Lernaufgaben I, 4b Aktivierungspotential Lernaufgaben II, 5a pädagogisch-diagnostische Kompetenz (PDK, Rangkomponente), 5b PDK (Differenzierungskomponente), 5c (PDK Niveauekomponente), 6a Darstellungsformen I, 6b Darstellungsformen II, 7a allgemein-didaktische Modelle, 7b fachdidaktische Modelle

Quelle: Eigene Abbildung

4.2 Validierungsstudie

Tabelle 2 enthält Ergebnisse einer *Validierungsstudie*, im Rahmen derer die Frage gestellt wurde, inwiefern die Wissensindikatoren mit Außenkriterien wie der Selbst- und Fremdeinschätzung zusammenhängen. Interessant ist, dass das Wissen über und die Anwendung von *allgemein- und fachdidaktischen Modellen* mit *beinahe allen* Außenkriterien positiv korreliert.

Tab. 2: Validierungsstudie zu den Facetten des RW-PCKs

	Schwierig- keit	Trenn- schärfe	α	A	B	C	D	E	F	G
M				1,36	3,45	3,37	3,09	3,85	64,51	31,18
SD				0,66	1,33	0,70	0,69	0,56	7,72	4,49
1a: FV	.28	.52	-					-,213*		,302
1b: FV	.43	.38	.86*				-,187	-,258*		
2: FQ	.50	.16	-							
3: Skill	.48	.39	.84*			-,223*		-,204		
4a: Ap	.38	.48	-						,356	,374
4b: Ap	.36	.60	-							
5a: PDK	.85	.45	.82							
5b: PDK	.67	.23	.82							
5c: PDK	.46	-.16	.82							-,262
6a: Df	.54	.43	.64							
6b: Df	.34	.46	.64		,264*				,332	,279
7a: adM	.23	.30	.75	,329**	,279*	,361**	,287**		,374	,370
7b: fdM	.29	.43	.80	,325**	,323**	,281**			,271	,226

Anmerkungen: M: Mittelwert, SD: Standardabweichung; N = 91 für A-F; N = 20 für G und H; A fachdid. Fortbildungen, B Berufsjahre (Wirtschaft), C Kompetenzorientierung, D Individualisierung, E Diagnosefähigkeit, F kog. Aktivierung (Schülerwahrnehmung), G Verstehen (Schülerwahrnehmung); α Cronbachs Alpha, * Interraterreliabilität

Quelle: Eigene Abbildung

Lehrerperspektive: Jene Lehrpersonen, die angeben über eine höhere *Diagnosefähigkeit* zu verfügen, tun dies gemessen an der *PDK* nicht und schneiden auch bei den Wissensindikatoren *Fehlvorstellungen* und *Skills* schlechter ab als ihre Kolleg/inne/n. Darüber hinaus gilt für Lehrpersonen, die angeben verstärkt *kompetenzorientiert* bzw. *individualisiert* zu unterrichten, dass sie eher schlechter bei den Indikatoren *Skills* bzw. *Fehlvorstellungen* abschnei-

den. Des Weiteren ist die Anzahl der *Berufsjahre in der Wirtschaft* positiv assoziiert mit dem Einsatz unterschiedlicher *Darstellungsformen*.

Schülerperspektive: Besonders interessant in Hinblick auf die Validität des Onlineinstruments scheint die Gegenüberstellung mit der Schülerperspektive. Tabelle 2 zeigt, dass die Wissensindikatoren *Wissen über Fehlvorstellungen*, *Kriterien kognitiv aktivierender Lernformen*, *Anwendung unterschiedlicher Darstellungsformen* sowie *allgemein- und fachdidaktische Modelle* sowohl mit dem von den Schüler/inne/n *im Unterricht erlebten kognitiven Aktivierungspotential* sowie dem *Verstehen* positiv zusammenhängen. Einzig die *PDK* sowie das *Wissen über Fehlerquellen und Skills* sind nicht mit den Schülerurteilen über die Unterrichtsqualität korreliert. Es ist aufgrund der niedrigen Stichprobengröße von 20 Klassen anzumerken, dass die statistischen Signifikanzprüfungen kaum Aussagekraft besitzen. Im Rahmen der Interpretation der Ergebnisse stützen wir uns daher auf die Effektstärken, die allerdings nur gering bis moderat ausfallen.

4. Diskussion

Die hier berichtete Studie widmete sich der Frage, inwiefern mittels Onlinebefragung Facetten der RW-PCK erfasst werden können. Die Ergebnisse einer Korrelationsstudie verweisen darauf, dass die Wissensindikatoren untereinander nur schwach bis moderat korreliert sind. Es konnte gezeigt werden, dass die Wissensindikatoren über Schülerkognitionen (1-6), die PDK-Komponenten (7-9) und die Darstellungsformen sowie Didaktikmodelle (10-13) jeweils untereinander korreliert sind und daher je einen Faktor bilden, was sich auch durch eine hier nicht berichtete Faktorenanalyse tendenziell bestätigen lässt. Zudem hängen die meisten Facetten mit zentralen Außenkriterien wie die Schülereinschätzung zur Unterrichtsqualität zusammen.

Aufgrund dieser eher ernüchternden Ergebnisse muss kritisch gefragt werden, inwiefern das hier vorgestellte Onlineinstrument geeignet ist, um Indikatoren über das RW-PCK von Lehrpersonen zu erfassen.

1. Viele Items, auch wenn sie im Sinne von Performance-Items gestellt wurden, bilden Lehrerurteile ab, die von der tatsächlichen Kompetenz abweichen können.
2. Die PCK-Dimensionen wurden meist nur in Bezug auf ein paar wenige konkrete RW-Inhalte erfasst. So erwies sich lediglich eines von drei Items zur Erfassung des Lehrerwissens über Schülerfehlvorstellungen als angemessen schwierig, um damit weitere Analysen durchzuführen. Damit ist allerdings die inhaltliche Validität nicht länger gegeben, da die inhaltliche Bandbreite des RWs nicht abgedeckt wird.

3. Die offen formulierten Items verlangen von den Lehrpersonen zudem eine gewisse Anstrengungsbereitschaft beim Beantworten, die mit der eigentlichen Fähigkeit der Lehrperson nur bedingt zusammenhängen muss.
4. Es ist – zumindest für manche Items – fraglich, inwiefern es gelang prognostisch relevante Informationen zu erfassen. So erfasst die Frage nach den angewandten Darstellungsformen möglicherweise eher die Einstellung der Lehrperson gegenüber unterschiedlichen Darstellungsformen und Unterrichtsmethoden, als die fachdidaktische Fähigkeit ein Konzept auf unterschiedlichen Wegen darzustellen.

Diesen Punkten ist allerdings entgegenzuhalten, dass auf theoretischer Basis noch wenig argumentiert ist, weshalb diese Facetten stark miteinander zusammenhängen sollten. So wurde bspw. für die PDK-Komponenten gezeigt, dass diese nicht miteinander korreliert sind (vgl. Spinath 2005). Auch spricht das Wissen über Schülerkognitionen wohl eine andere Kompetenz an (bspw. sich in die Gedankengänge von Schüler/inne/n hineinzuversetzen), als die Fähigkeit RW-Konzepte auf unterschiedliche Weisen darzustellen bzw. zu erläutern (hier ist eine hoch kreative Leistung erforderlich, wenn bspw. Gesetzmäßigkeiten grafisch oder plastisch veranschaulicht werden sollen). Die vorliegende Studie zeigt damit Aspekte auf, die Gegenstand zukünftiger Untersuchungen sein können, nämlich bspw. die Frage, welche Merkmale konkret spezifische Facetten der PCK ausmachen.

Während das Potential der präsentierten Studie in der Breite der erfassten PCK-Facetten sowie in der relativ ökonomischen Erhebung eben dieser liegt (es konnten aus Ressourcengründen keine aufwendigen Assessments mit Lehrpersonen durchgeführt werden), liegen die Grenzen der Studie einerseits in der angesprochenen Validität sowie der Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse. Zur Validität ist allerdings anzumerken, dass das hier angewandte Verfahren des Abgleiches von (Lehrer/innen-)Einschätzungen bzw. Urteilen mit Expertenurteilen bzw. theoretisch fundierten Kriterienkatalogen eine wissenschaftlich bewährte Vorgehensweise darstellt, die sich auch in anderen Kompetenzmessungen, bspw. bei der Erfassung metakognitiver Lernkompetenzen (vgl. Maag Merki, Ramseier & Karlen 2013), durchgesetzt hat. Zur Repräsentativität ist anzuführen, dass insbesondere jene Analysen, die auf der Teilstichprobe von 20 Lehrer/inne/n bzw. Klassen beruhen, vorsichtig zu interpretieren sind.

Trotz dieser Einschränkungen sind Studien wie die vorliegende von hoher praktischer Relevanz, da sie erste Einblicke in die Struktur und Ausprägung des RW-PCKs von Praktiker/inne/n liefern. Diese Informationen können bei weiteren Forschungen (z.B. Studien zu Effekten des Professionswissens) sowie in fachdidaktischen Lehreraus- und -fortbildungen genutzt werden.

Literatur

- Baumert, J. & Kunter, M. (2011). Das mathematikspezifische Wissen von Lehrkräften, kognitive Aktivierung im Unterricht und Lernfortschritte von Schülerinnen und Schülern. In M. Kunter, J. Baumert, W. Blum, U. Klusmann, S. Krauss & M. Neubrand (Hrsg.), *Professionelle Kompetenz von Lehrkräften. Ergebnisse des Forschungsprogramms COACTIV* (S. 163-192). Münster: Waxmann.
- Baumert, J., Kunter, M., Blum, W., Brunner, M., Voss, T., Jordan, A., Klusmann, U., Krauss, S., Neubrand, M. & Tsai, Y. (2010). Teachers' Mathematical Knowledge, Cognitive Activation in the Classroom, and Student Progress. *American Educational Research Journal*, 47(1), 133-80.
- Berger, S., Fritsch, S., Seifried, J., Bouley, F., Mindnich, A., Wuttke, E., Schnick-Vollmer, K. & Schmitz, B. (2013). Entwicklung eines Testinstruments zur Erfassung des fachlichen und fachdidaktischen Wissens von Studierenden der Wirtschaftspädagogik – Erste Erfahrungen und Befunde. In O. Zlatkin-Troitschanskaia, R. Nickolaus & K. Beck (Hrsg.), *Lehrerbildung auf dem Prüfstand – 2013 – Sonderheft. Kompetenzmodellierung und Kompetenzmessung bei Studierenden der Wirtschaftswissenschaften und der Ingenieurwissenschaften* (S. 93-107). Landau: Empirische Pädagogik e.V.
- Blömeke, S., Bremerich-Vos, A., Kaiser, G., Nold, G., Haudeck, H., Keßler, J.-U. & Schwippert, K. (Hrsg.). (2013). *Professionelle Kompetenzen im Studienverlauf. Weitere Ergebnisse zur Deutsch-, Englisch- und Mathematiklehrausbildung aus TEDS-LT*. Münster: Waxmann.
- Blömeke, S., Suhl, U., Kaiser, G., Felbrich, A. & Schmotz, C. (2010). Lerngelegenheiten und Kompetenzerwerb angehender Mathematiklehrkräfte im internationalen Vergleich. *Unterrichtswissenschaft*, 38(1), 29-50.
- Bühner, M. (2011). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion*. München: Pearson.
- Cauet, E., Borowski, A. & Fischer, H. E. (2016). *Schwierigkeiten bei der Untersuchung von Zusammenhängen zwischen Professionswissen, Unterrichtsqualität und Unterrichtserfolg*. Vortrag an der GEBF 2016, Berlin, Online unter: http://www.gebf2016.de/aktuelles/Symposien_Abstracts_240216.pdf (01.06.2016).
- Cauet, E., Liepertz, S., Kirschner, S., Borowski, A. & Fischer, H. E. (2015). Does it Matter What We Measure? Domain-specific Professional Knowledge of Physics Teachers. *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften*, 37(3), 463-480.
- Ergöneç, J., Neumann, K. & Fischer, H. E. (2014). The Impact of Pedagogical Content Knowledge on Cognitive Activation and Student Learning. In H. E. Fischer, P. Labudde, K. Neumann & J. Viiri (Hrsg.), *Quality of Instruction in Physics* (S. 145-159). Münster: Waxmann.
- Förster, M. & Zlatkin-Troitschanskaia, O. (2010). Wirtschaftliche Fachkompetenz bei Studierenden mit und ohne Lehramtsperspektive in den Diplom- und Bachelorstudiengängen – Messverfahren und erste Befunde. In K. Beck & O. Zlatkin-Troitschanskaia (Hrsg.), *Lehrerbildung auf dem Prüfstand – 2010 – Sonderheft. Lehrerprofessionalität: Was wir wissen und was wir wissen müssen* (S. 106-125). Landau: Empirische Pädagogik e.V.

- Fortmüller, R., Kreiling, L., Rendl, E., Mohr, C. & Steinbach, L. (2013). Entwicklung der fachdidaktischen Fähigkeit zur Formulierung von Problemstellungen im Fach Rechnungswesen. *wissenplus*, 5-13/14, 27-32.
- Fritsch, S., Berger, S., Seifried, J., Bouley, F., Wuttke, E., Schnick-Vollmer, K. & Schmitz, B. (2015). The impact of university teacher training on prospective teachers CK and PCK – a comparison between Austria and Germany. *Empirical Research in Vocational Education and Training*, 7(4), 1-20.
- Götzl, M., Jahn, R. W. & Held, G. (2013). Bleibt alles anders!? Sozialformen, Unterrichtsphasen und echte Lernzeit im kaufmännischen Unterricht. *bwp@ Berufs- und Wirtschaftspädagogik – online*, 24, 1-22. Online: http://www.bwpat.de/ausgabe24/goetzl_etal_bwpat24.pdf (01.06.2016).
- Helm, C. (2015). Determinants of competence development in accounting in upper secondary education. *Empirical Research in Vocational Education and Training*, 7(10), 1-36.
- Helm, C. (in Druck). Berufsbildungsstandards und Kompetenzmodellierung im Fach Rechnungswesen. In Bundesinstitut für Berufsbildung (Hrsg.), *Bildungsstandards und Kompetenzorientierung. Herausforderungen und Perspektiven der Bildungs- und Berufsbildungsforschung*. Bonn.
- Helm, C., Bley, S., George, A. C. & Pocrnja, M. (2015). Potentiale kognitiver Diagnosemodelle für den berufsbildenden Unterricht. In M. Stock, P. Schlögl, K. Schmid & D. Moser (Hrsg.), *Kompetent wofür? Life-Skills – Beruflichkeit – Persönlichkeitsbildung* (S. 206-224). Wien: StudienVerlag.
- Kecey, B. (2011). Assessing the Effects of Teachers' Reading Knowledge on Students' Achievement using Multilevel Propensity Score Stratification. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 33, 458-482.
- Klafki, W. (1958). Didaktische Analyse als Kern der Unterrichtsvorbereitung. *Die Deutsche Schule*, 50(10), 450-471.
- Lassnig, F. (2016). 'Duale' oder 'dualistische' Berufsbildung: Gemeinsamkeiten und Unterschiede Österreich-Schweiz-Deutschland, in J. Seifried, S. Seeber & B. Ziegler (Hrsg.), *Jahrbuch der berufs- und wirtschaftspädagogischen Forschung 2016* (S. 23-42), Schriftenreihe der Sektion Berufs- und Wirtschaftspädagogik. Opladen: Barbara Budrich.
- Lipowsky, F. (o.J.). *Lernen im Beruf – Empirische Befunde zur Wirksamkeit von Lehrerfortbildung*. Online: https://www.unikassel.de/einrichtungen/fileadmin/datas/einrichtungen/zlb/J2010_-_Lipowsky_Lernen.pdf (21.10.2015).
- Lüdtke, O., Trautwein, U., Kunter, M. & Baumert, J. (2006). Analyse von Lernumwelten: Ansätze zur Bestimmung der Reliabilität und Übereinstimmung von Schülerwahrnehmungen. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 20, 85-96.
- Maag Merki, K., Ramseier, E. & Karlen, Y. (2013). Reliability and validity analyses of a newly developed test to assess learning strategy knowledge. *Journal of cognitive education and psychology*, 12(3), 391-408.
- Maier, U., Kleinknecht, M., Metz, K. & Bohl, T. (2010). Ein allgemeindidaktisches Kategoriensystem zur Analyse des kognitiven Potenzials von Aufgaben. *Beiträge zur Lehrerbildung*, 28(1), 84-96.
- Mayer, S. A. (2015). *Zusammenhang zwischen ausgewählten Aspekten der Lehrerexpertise und den Schülerleistungen im Rechnungswesenunterricht*. Diplomarbeit, Johannes Kepler Universität. Linz.

- Mindnich, A., Berger, S. & Fritsch, S. (2013). Modellierung des fachlichen und fachdidaktischen Wissens von Lehrkräften im Rechnungswesenunterricht – Überlegungen zur Konstruktion eines Testinstruments. In U. Faßhauer, B. Fürstenau & E. Wuttke (Hrsg.), *Jahrbuch der berufs- und wirtschaftspädagogischen Forschung 2013*, (S. 61-72). Opladen: Barbara Budrich.
- Neuweg, G. H. (2011). Das Wissen der Wissensvermittler. Problemstellungen, Befunde und Perspektiven der Forschung zum Lehrerwissen. In E. Terhart, H. Bennewitz & M. Rothland (Hrsg.), *Handbuch der Forschung zum Lehrerberuf* (S. 451-477). Münster: Waxmann.
- Roters, B., König, J., Tachtsoglou, S. & Nold, G. (2013). Fachdidaktisches Wissen angehender Englischlehrkräfte. *Lehrerbildung auf dem Prüfstand*, 6(2), 155-177.
- Schnick-Vollmer, K., Berger, S., Bouley, F., Fritsch, S., Schmitz, B., Seifried, J. & Wuttke, E. (2015). Modeling the competencies of prospective business and economics teachers. Professional knowledge in accounting. *Zeitschrift für Psychologie*, 223(1), 24-30.
- Seel, H. (1974). *Allgemeine Unterrichtslehre*. Wien: ÖBV.
- Seifried, J. (Hrsg.). (2004). *Fachdidaktische Variationen in einer selbstorganisierten Lernumgebung*. Wiesbaden: Deutscher Universitäts-Verlag.
- Seifried, J. (2009): *Unterricht aus der Sicht von Handelslehrern*. Frankfurt/Main: Peter Lang.
- Shulman, L. S. (1987). Knowledge and teaching: Foundations of the new reform. *Harvard Educational Review*, 57, 1-22.
- Spinath, B. (2005). Akkuratheit der Einschätzung von Schülermerkmalen durch Lehrer und das Konstrukt der diagnostischen Kompetenz. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 19(1/2), 85-95.
- van Ophuysen, S. (2010). Professionelle pädagogisch-diagnostische Kompetenz – eine theoretische und empirische Annäherung. In N. Berkemeyer, W. Bos, H. G. Holtappels, N. McElvany & R. Schulz-Zander (Hrsg.), *Jahrbuch der Schulentwicklung*, 16 (S. 203-234). Weinheim und München: Juventa Verlag.
- Weinfurter, M. R. (2009). *Die Bedeutung kaufmännischer Berufspraxis für die Unterrichtsgestaltung von Lehrenden an wirtschaftsberuflichen Schulen in Österreich*. Diplomarbeit, Leopold-Franzens-Universität. Innsbruck.
- Wuttke, E. & Seifried, J. (2012). Ansätze der Identifikation typischer Schülerfehler – Ergebnisse aus Studien in kaufmännischen Schulen. *Unterrichtswissenschaft*, 40(2), 174-192.