

Based on these results the paper argues that topic-specific epistemic beliefs contribute more strongly to an understanding of learning phenomena than general and domain-specific beliefs about knowledge and knowing.

1 Einleitung

„So wie das Rechnungswesen seit Jahrhunderten ein zentrales Element kaufmännischen Denkens und Handelns ist, stellt auch der Rechnungswesenunterricht einen Kernbereich der kaufmännischen Berufsbildung dar“ (PREISS & TRAMM 1996a, S. V). Dies bestätigt ganz konkret eine Analyse der Ausbildungsordnungen von 55 kaufmännischen Ausbildungsberufen durch das BIBB, welche u. a. feststellt, dass die kaufmännische Steuerung und Kontrolle den größten Anteil der Qualifikationen kaufmännischer Sachbearbeiter/-innen bildet (vgl. BRÖTZ et al. 2014, S. 13 f.). Dieses Resultat ist auch nachvollziehbar, denn „[e]rst die Verfahren und Begriffe des Rechnungswesens erlauben es (...), die beobachtbaren Vorgänge im Unternehmen in ihrem ökonomischen Sinngehalt zu interpretieren und sie letztlich auf die Zielebene wirtschaftlichen Handelns zu beziehen [kursiv im Original]“ (PREISS & TRAMM 1996b, S. 229).

Das betriebliche Rechnungswesen stellt für die Unternehmung im Wesentlichen ein Instrument zur Informationsversorgung dar (vgl. MÖLLER & HÜFNER 2004, S. 13; WÖHE & DÖRING 2005, S. 809). „Es kann als Inbegriff eines Informationssystems (...) betrachtet werden, dessen Gegenstand die Erfassung, Speicherung und Verarbeitung von betriebswirtschaftlich relevanten quantitativen Informationen über angefallene oder geplante Geschäftsvorgänge und -ergebnisse ist [fett im Original]“ (SCHIERENBECK 2003, S. 505). Folglich übernimmt es eine Dokumentations-, Planungs- und Kontrollfunktion (vgl. WÖHE & DÖRING 2005, S. 809). Insbesondere dient es zur Unterstützung bzw. Absicherung unternehmerischer Entscheidungen (vgl. SCHIERENBECK 2003, S. 505). Für BAETGE, KIRSCH und THIELE (2014, S. 1) besteht es aus den vier Teilbereichen (1) Investitions-, (2) Finanz-, (3) Kosten- bzw. kalkulatorische Erfolgsrechnung sowie aus dem (4) externen Rechnungswesen einschließlich Finanzbuchführung und Jahresabschluss.

Die herausgehobene Stellung des Rechnungswesens für die kaufmännische berufliche Bildung zeigt sich auch darin, dass in der Vergangenheit eine Vielzahl didaktischer Konzepte insbesondere für den Anfangsunterricht in Buchführung entwickelt wurde (vgl. z. B. BUTZE 1936; DAUENHAUER 1977; ERNST 2012; GROSS 1981; 1990; MINNAMEIER & LINK 2010; PREISS & TRAMM 1990; RÜCKWART 2009; TRAMM 2005; WALTERMANN 1976) und aktuell eine umfassende Diskussion über *den* vorteilhaften didaktischen Ansatz für den Unterricht geführt wird, etwa zwischen Vertreter(inne)n der sog. Bilanzmethode und des wirtschaftsinstrumentellen Unterrichts (vgl. dazu z. B. BURKHARDT et al. 2014; ERNST 2014; GOLDBACH 2010; 2012; PLINKE 2010; 2011a; 2011b; 2014; PREISS 2011a; 2011b; RÜCKWART 2010; STOMMEL 2014). Ebenso liegen bereits einige Erkenntnisse über schwierige Themengebiete

te und die Ursachen für Lernschwierigkeiten vor (vgl. z. B. PAWLIK 1980; SEIFRIED 2004; TRAMM, HINRICHS & LANGENHEIM 1996; TÜRLING et al. 2011).

Bislang fehlen aber Erkenntnisse darüber, wie sich Lernende Wissen und Wissenserwerbsprozesse im Rechnungswesen vorstellen. Die Kenntnis dieser sog. themenspezifischen epistemischen Überzeugungen ist jedoch von fachdidaktischem Interesse, da Studien Zusammenhänge zwischen epistemischen Überzeugungen und einer Vielzahl lernrelevanter Faktoren belegen, wie z. B. dem Einsatz von Lernstrategien (vgl. PAECHTER et al. 2013; ZINN 2013), der Motivation (vgl. z. B. MASON et al. 2013; PAULSEN & FELDMAN 1999) oder dem Textverständnis (vgl. z. B. BRÅTEN, STRØMSØ & SAMUELSTUEN 2008). ZINN (2010, S. 45) und BERDING (2016) argumentieren zudem, dass bestimmte epistemische Überzeugungen für die Entwicklung beruflicher Handlungskompetenz förderlich sind. So belegt eine Studie von ZINN und SARI (2015) einen deutlichen Einfluss epistemischer Überzeugungen auf die metalltechnische Fachkompetenz und berichtet von einer Varianzaufklärung von 26 %. Die Analyse der themenspezifischen epistemischen Überzeugungen im Rechnungswesen bietet folglich das Potential für ein besseres Verständnis der Lernerfolge und Lernschwierigkeiten im Rechnungswesen.

Bislang liegt zwar eine Vielzahl von standardisierten Messinstrumenten zur Erfassung sog. *allgemeiner* und *domänenspezifischer* epistemischer Vorstellungen vor (vgl. für eine Übersicht MOKWINSKI 2011, S. 35 ff.), validierte Fragebögen zur Ermittlung der *themenspezifischen* epistemischen Vorstellungen im Rechnungswesen fehlen allerdings. Eine Adaption bereits bestehender Instrumente ist jedoch ausgeschlossen, da diese häufig erhebliche Schwächen bei den psychometrischen Eigenschaften zeigen. So berichten TEO (2013), TEO und CHAI (2011) sowie WELCH und RAY (2012) von konfirmatorischen Faktoranalysen, welche das Messmodell des *Epistemic Beliefs Inventory (EBI)* nicht bestätigen können. Zu einem vergleichbaren Ergebnis gelangen auch PAECHTER et al. (2013) bei der Analyse einer deutschsprachigen Version des EBI. DEBACKER et al. (2008) analysieren den *Schommer Epistemological Questionnaire (SEQ)*, den *Epistemic Beliefs Inventory (EBI)* und den *Epistemological Beliefs Survey (EBS)* und stellen für alle drei Instrumente ebenfalls unterschiedliche Probleme fest. Schließlich berichten Studien oft nur geringe Werte für die interne Konsistenz der eingesetzten Fragebögen (vgl. z. B. CANO 2005; CHAN & ELLIOTT 2004; HOFER 2000; OTTING et al. 2010; PAECHTER et al. 2013; SAEED, REZA & MOMENE 2014; WONG, CHAN & LAI 2009).

Die Ebene der themenspezifischen Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb weist jedoch gegenüber der Stufe allgemeiner und domänenspezifischer Überzeugungen ein großes Potential für Fortschritte in der standardisierten Messung epistemischer Überzeugungen auf. So stellen TRAUTWEIN, LÜDTKE und BEYER (2004, S. 193 f.) fest, dass 79 % der Varianz auf die Ebene der Themen/Theorien entfällt und nur wenig auf die Stufe allgemeiner epistemischer Überzeugungen. Die Konsequenz dieser Befundlage ist, dass Teilnehmer/-innen, die allgemeine und domänenspezifische Items beantworten, an unterschiedliche Theorien/Theemen denken und diese Varianzquelle die **Zuverlässigkeit der Instrumente reduziert** (vgl. TRAUTWEIN,

LÜDTKE & BEYER 2004, S. 196 f.). Die direkte Erfassung der themenspezifischen Überzeugungen sollte folglich zu zuverlässigeren Instrumenten führen.

Vor diesem Hintergrund ist es das Ziel des vorliegenden Beitrages, einen neuen Fragebogen zu entwickeln und zu validieren, welcher die Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb im Rechnungswesen zuverlässig erfasst und bisherige Schwächen wie z. B. geringe Werte für die interne Konsistenz und instabile Faktorstrukturen vermeidet, das sog. *Instrument for Measuring Epistemic Beliefs in Accounting (IMEB-A)*. Zur Realisierung dieser Ziele erfolgt die Darstellung der theoretischen Grundlagen und der Hypothesen zur Prüfung des Instruments in Kapitel 2. Es schließt sich die Darstellung von drei Teilstudien zur Entwicklung und Prüfung des Fragebogens an (Kapitel 3, 4 und 5). Der Beitrag endet mit einer Diskussion der Ergebnisse und einem Ausblick für die weitere Forschung (Kapitel 6).

2 Theoretischer Hintergrund, spezielle Anforderungen und Hypothesen zur Entwicklung und Prüfung des Instruments

Für die Beschreibung epistemischer Überzeugungen existiert in der internationalen Forschung eine Vielzahl von Modellen (vgl. z. B. CHAN 2006; CHINN, BUCKLAND & SAMARAPUNGAN 2011; ELBY & HAMMER 2010; GREENE, AZEVEDO & TORNEY-PURTA 2008; SCHOMMER 1990), wobei dem mehrdimensionalen Modell von HOFER und PINTRICH (1997) eine besondere Bedeutung zukommt, da empirische Studien es inhaltlich reflektieren und die Mehrdimensionalität epistemischer Überzeugungen bestätigen (vgl. z. B. BUEHL 2008, S. 99 f.; DENG et al. 2014; HOFER 2000; PAECHTER et al. 2013; ZINN 2013). Darüber hinaus bildet das Modell die Grundlage für andere Arbeiten im Bereich epistemischer Überzeugungen (vgl. z. B. BRÄTEN et al. 2011; MUIS, BENDIXEN & HAERLE 2006; RULE & BENDIXEN 2010) und löst viele Forderungen aus der Diskussion über die Inhalte epistemischer Überzeugungen ein (vgl. dazu BERDING 2015). Unter Verwendung vor allem der Arbeiten von ZINN (2013), MUIS, BENDIXEN und HAERLE (2006), BUEHL und ALEXANDER (2006) sowie BRÄTEN, STRØMSØ und SAMUELSTUEN (2008) entwickelt BERDING (2015; 2016) das Modell von HOFER und PINTRICH (1997) zu einem mehrere Ebenen umfassenden Modell für die kaufmännische berufliche Bildung weiter. Es unterscheidet auf allen Ebenen die folgenden fünf Dimensionen, welche jeweils ein fließendes Kontinuum von sog. absoluten bis hin zu sog. differenzierten Überzeugungen bilden:

- **Struktur:** Auf diesem Kontinuum erfolgt die Beschreibung von Überzeugungen, die Wissen als eine Menge isolierter Fakten betrachten, bis hin zu Ansichten, in denen sich Wissen aus hochgradig vernetzten Elementen konstituiert (vgl. HOFER & PINTRICH 1997, S. 120).
- **Sicherheit/Stabilität:** Vorstellungen über die Stabilität von Wissen beschreiben einen Bereich von der Überzeugung einer absoluten Sicherheit und Unveränderbarkeit von Wissen bis hin zu einer Anschauung, dass Wissen einer ständigen Entwicklung unterliegt (vgl. HOFER & PINTRICH 1997, 191).

- *Anwendbarkeit*: Überzeugungen zur Anwendbarkeit von Wissen reichen von der Auffassung, dass Wissen keinen praktischen Nutzen zur Erfüllung beruflicher Anforderungen besitzt, bis hin zur Vorstellung, dass Wissen in hohem Maß der Bewältigung beruflicher Anforderungen dient (vgl. ZINN 2013, S. 124).
- *Quelle*: Entlang dieses Kontinuums erfolgt die Beschreibung von Ansichten, dass Wissen außerhalb des Individuums vorliegt, bis hin zu Überzeugungen, in denen Wissen jeweils durch individuelle Konstruktionsleistung entsteht (vgl. HOFER & PINTRICH 1997, S. 120).
- *Rechtfertigung*: Diese Dimension erfasst die Bedingungen, die erfüllt sein müssen, damit aus Sicht des Individuums „Wissen“ vorliegt, und beschreibt, wie ein Individuum etwas als „Wissen“ legitimiert. Angelehnt an das Modell von KING und KITCHENER (1994) reicht dieses Kontinuum von der Rechtfertigung durch Beobachtung und Autoritäten über Legitimation durch die eigene, subjektive Meinung bis hin zur Rechtfertigung durch Integration und Abwägungen von Belegen, Argumenten, Expertisen und Autoritäten (vgl. HOFER 2004, S. 131).

Bezüglich ihrer Grundform wird davon ausgegangen, dass epistemische Überzeugungen eine subjektive Theorie bilden (vgl. z.B. HOFER & PINTRICH 1997, S. 117 f.; KÖLLER, BAUMERT & NEUBRAND 2000, S. 230 f.; MÜLLER, PAECHTER & REBMANN 2008, S. 2; ZINN 2013, S. 37 f.). GROEBEN (1988, S. 19) definiert diese als „Kognitionen der Selbst- und Weltsicht, als komplexes Aggregat mit (zumindest impliziter) Argumentationsstruktur, das auch die zu objektiven (wissenschaftlichen) Theorien parallelen Funktionen der Erklärung, Prognose, Technologie erfüllt [kursiv im Original].“ Es ist die per Definition notwendige Argumentationsstruktur, welche die Voraussetzungen für die genannten Funktionen schafft und erst die Handlungswirksamkeit subjektiver Theorien ermöglicht (vgl. SCHEELE & GROEBEN 1988, S. 61, S. 66). Durch die Argumentationsstruktur können die Überzeugungen aber nicht unabhängig voneinander sein, wie es beispielsweise SCHOMMER-AIKINS (2004, S. 21) annimmt. Vielmehr ist davon auszugehen, dass die einzelnen Überzeugungen miteinander verknüpft sind, sich vergleichbar wissenschaftlicher Theorien gegenseitig stützen und einen kausalen Erklärungsrahmen bilden (vgl. HOFER & PINTRICH 1997, S. 117 f.). Tatsächlich berichten Studien von Zusammenhängen zwischen den Vorstellungen zur Quelle und Sicherheit des Wissens (vgl. z.B. CHAI, KHINE & TEO 2006; CHAI, TEO & LEE 2010; CHAN 2011; CHAN & ELLIOTT 2004; CONLEY et al. 2004; DENG et al. 2014; OTTING et al. 2010; TSAI et al. 2011; WONG, CHAN & LAI 2009). In anderen Studien bilden Struktur und Sicherheit des Wissens einen gemeinsamen Faktor (vgl. z.B. HOFER 2000; QIAN & ALVERMANN 1995). Speziell für den Bereich beruflicher Bildung berichten MÜLLER (2009, S. 209 f., S. 226 f.) und ZINN (2013, S. 176 f.) von Überschneidungen zwischen den Überzeugungen zur Struktur und Anwendbarkeit des Wissens sowie den Vorstellungen zur Quelle und Rechtfertigung des Wissens. Letzteres bestätigt auch die Studie von ZINN und SARI (2015, S. 81). Aus der Modellierung als subjektive Theorie folgen aus diesem Forschungs-

stand die folgenden Hypothesen, die von einem validen Fragebogen erfüllt sein sollten und als Kriterien zu seiner Validierung dienen:

- (H₁) *Es besteht ein Zusammenhang zwischen Quelle und Sicherheit des Wissens.*
- (H₂) *Es besteht ein Zusammenhang zwischen Struktur und Sicherheit des Wissens.*
- (H₃) *Es besteht ein Zusammenhang zwischen Struktur und Anwendbarkeit des Wissens.*
- (H₄) *Es besteht ein Zusammenhang zwischen Quelle und Rechtfertigung des Wissens.*

Aufgrund der Vermutung von Zusammenhängen zwischen den Überzeugungsdimensionen kommt der Analyse der Diskriminanzvalidität eine besondere Bedeutung zu. Diese kann verstanden werden als „the degree to which a construct is discriminable (e. g., uncorrelated) from, and non-redundant with, other constructs“ (LOUNSBURY, GIBSON & SAUDARGAS 2006, S. 139). Sie fordert das Vorliegen unterschiedlicher Konstrukte (vgl. BORTZ & DÖRING 2009, S. 203). Sehr hohe Korrelationen können vor diesem Hintergrund als Hinweis auf gleiche bzw. sich überlappende Konstrukte gedeutet werden.

Darüber hinaus geht die Forschung gegenwärtig davon aus, dass epistemische Überzeugungen auf mehreren Ebenen existieren (vgl. GREENE & YU 2014, S. 14; MUIS, BENDIXEN & HAERLE 2006; BUEHL & ALEXANDER 2006; ZINN 2013, S. 66). Das Modell von Berding (2015; 2016) überträgt diese Sichtweise auf den Bereich beruflicher Bildung, indem es vor allem auf Grundlage der Arbeiten von MUIS, BENDIXEN und HAERLE (2006), BUEHL und ALEXANDER (2006) sowie BRÄTEN, STRØMSØ und SAMUELSTUEN (2008) zwischen drei Ebenen unterscheidet, die parallel zueinander bestehen:

- *Allgemeine epistemische Überzeugungen* beziehen sich auf sämtliches Wissen und sämtliche Wissenserwerbsprozesse. Sie sind nicht in Bezug auf bestimmte Domänen oder Themen bzw. Theorien formuliert (vgl. z. B. PAECHTER et al. 2013; SCHRAW, BENDIXEN & DUNKLE 2002).
- *Domänenspezifische epistemische Überzeugungen* konkretisieren die allgemeinen Vorstellungen, indem sie die Überzeugungen eines Individuums über Wissen und Wissenserwerb in verschiedenen Domänen zum Ausdruck bringen (vgl. MUIS, BENDIXEN & HAERLE 2006, S. 36). Während in der internationalen Forschung Domänen vor allem als akademische Disziplinen angesehen werden, wie z. B. Mathematik oder Geschichte (vgl. z. B. BARNARD 2007; BUEHL & ALEXANDER 2006; BUEHL, ALEXANDER & MURPHY 2002; JEHNG, JOHNSON & ANDERSON 1993; MUIS, BENDIXEN & HAERLE 2006; PAULSEN & WELLS 1998; SCHOMMER-AIKINS, DUELL & BARKER 2003; SO et al. 2010), definiert das Modell von BERDING (2015, S. 10 f.; 2016) auf Grundlage der im BIBB-Projekt „Gemeinsamkeiten und Unterschiede kaufmännisch-betriebswirtschaftlicher Aus- und Fortbildungsberufe“ festgestellten großen Gemeinsamkeiten der 55 analysierten kaufmännischen Ausbildungsberufe von 70 % die kaufmännisch-betriebswirtschaftlichen Berufe als eine Domäne für die berufliche Bildung in Deutschland (vgl. KAISER 2012, S. 172 f.).
- *Themenspezifische epistemische Überzeugungen* beschreiben die unterschiedlichen Vorstellungen eines Individuums über das Wissen und den Wissenserwerb in be-

stimmten Themen. Sie verfeinern die domänenspezifischen Vorstellungen (vgl. BRÄTEN, STRØMSØ & SAMUELSTUEN 2008, S. 819). Auf Basis der im oben genannten BIBB-Projekt identifizierten Gemeinsamkeiten lassen sich Themen wie z. B. Rechnungswesen und Marketing/Absatzwirtschaft als Referenzpunkte für die Analyse der themenspezifischen Überzeugungen identifizieren (vgl. BERDING 2015, S. 11; 2016; BRÖTZ et al. 2014, S. 14; KAISER 2012, S. 172 f.).

Mit der Einführung verschiedener Überzeugungsebenen sind Vermutungen über die Relevanz bestimmter Vorstellungen verbunden. Sowohl MUIS, BENDIXEN und HÄRLE (2006, S. 31) als auch BUEHL und ALEXANDER (2006, S. 33 f.) gehen davon aus, dass domänenspezifische Vorstellungen für domänenspezifische Handlungen eine größere Bedeutung besitzen als allgemeine Vorstellungen. BRÄTEN, STRØMSØ und SAMUELSTUEN (2008, S. 819) sind ferner der Auffassung, dass themenspezifische Überzeugungen noch geeigneter zur Beschreibung von Lernprozessen sind als domänenspezifische Vorstellungen, da sie näher an den eigentlichen Lernprozessen innerhalb einer Thematik angesiedelt sind und auf der gleichen Ebene wie andere lernrelevante Konstrukte liegen. Für diese Betrachtungsweise spricht auch, dass die Studien von TRAUTWEIN, LÜDTKE und BEYER (2004) sowie TRAUTWEIN und LÜDTKE (2007) Unterschiede in den epistemischen Vorstellungen bezüglich verschiedener Theorien/Themen belegen. In der Konsequenz sollte ein valides Instrument zur Erfassung der themenspezifischen Vorstellungen im Rechnungswesen Lernerfolge im Rechnungswesen besser vorhersagen bzw. beschreiben können als ein Fragebogen, welcher allgemeine Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb erfasst. Es besteht die folgende Hypothese:

(H₅) Themenspezifische Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb im Rechnungswesen erklären Erfolge im Rechnungswesen besser als allgemeine epistemische Überzeugungen.

Die Bestätigung von (H₅) ist nicht nur aus theoretischen Gründen geboten, sondern auch im Rahmen der inkrementellen Validität, welche verstanden werden kann als „the degree to which a construct (or variable) significantly adds unique variance to the prediction of some construct or criterion above and beyond what is predicted by some other measure“ (LOUNSBURY, GIBSON & SAUDARGAS 2006, S. 139). Diese Form der Validität ist vor allem für neue Erhebungsinstrumente von Bedeutung, da diese nachweisen müssen, dass sie eine stärkere Erklärungskraft besitzen als bereits existierende Verfahren, wie z. B. dem EBI (vgl. LOUNSBURY, GIBSON & SAUDARGAS 2006, S. 139 f.).

In diesem Zusammenhang ist auch die Kriteriumsvalidität zu belegen. Diese beschreibt „how well a test corresponds with a particular criterion. Such evidence is provided by high correlations between a test and a well-defined criterion measure. A criterion is the standard against which the test is compared“ (KAPLAN & SACCUZZO 2013, S. 138). So belegt die Studie von CANO (2005), dass differenziertere Überzeugungen von der Struktur und Sicherheit des Wissens mit besseren Leistungen einher-

gehen. MASON et al. (2013) konnten zeigen, dass die Vorstellungen zur Sicherheit und Rechtfertigung des Wissens Leistungen, vermittelt über andere Konstrukte, beeinflussen. Ebenso belegen RICCO, SCHUYTEN PIERCE und MEDINILLA (2010) unter anderem, dass Vorstellungen über die Sicherheit des Wissens neben Motivation einen Einfluss auf die erzielten Noten besitzen. Es ergeben sich die folgenden Hypothesen zur Prüfung der Kriteriumsvalidität:

- (H6) *Je differenzierter die Vorstellungen über die Sicherheit des Wissens im Rechnungswesen sind, desto besser sind die Leistungen im Rechnungswesen.*
- (H7) *Je differenzierter die Vorstellungen über die Struktur des Wissens im Rechnungswesen sind, desto besser sind die Leistungen im Rechnungswesen.*
- (H8) *Je differenzierter die Vorstellungen über die Rechtfertigung des Wissens im Rechnungswesen sind, desto besser sind die Leistungen im Rechnungswesen.*

Auf Basis dieses Rahmenkonzepts werden drei Studien durchgeführt, um das *Instrument for Measuring Epistemic Beliefs in Accounting (IMEB-A)* zu entwickeln. Studie 1 beinhaltet die Generierung einer umfassenden Itemsammlung zur Erfassung der themenspezifischen epistemischen Überzeugungen im Rechnungswesen und die Selektion der Items mit den besten psychometrischen Eigenschaften. Als Ergebnis liegt ein erster Entwurf des Fragebogens vor. Studie 2 dient der Prüfung der Werte aus Studie 1 und der Verbesserung des Instruments, ggf. durch Anpassung der Items. Studie 3 schließlich soll die Verbesserungen bestätigen und zur endgültigen Fassung des Fragebogens führen. Die Ergebnisse und Methoden werden in den folgenden Kapiteln dargestellt, wobei zur Vermeidung von Doppelungen die Diskussion sämtlicher Ergebnisse zum Ende des Beitrages erfolgt.

3 Entwicklung eines ersten Entwurfs des Instruments (Studie 1)

3.1 Methode

Die Itemgenerierung greift auf die rationale Testkonstruktion zurück, welche vor allem beim Vorliegen aussagekräftiger Theorien und Modelle eine geeignete Wahl darstellt (vgl. BÜHNER 2011, S. 93). Hierbei werden Items aus der Theorie abgeleitet (vgl. KAPLAN & SACCUZZO 2013, S. 344). Auf Grundlage der Unterscheidung des Rechnungswesens von BAETGE, KIRSCH und THIELE (2014, S. 1) in die vier Teilbereiche (1) Investitions-, (2) Finanz-, (3) Kosten- bzw. kalkulatorische Erfolgsrechnung sowie (4) externes Rechnungswesen einschließlich Finanzbuchführung und Jahresabschluss werden für jede der fünf Dimensionen epistemischer Überzeugungen Aussagen formuliert (z. B. für die Dimension Sicherheit des Wissens: „Ich bin davon überzeugt, dass die Konzepte und Verfahren der Kosten- und Leistungsrechnung ausgereift sind und daher nicht überarbeitet werden müssen.“). Ziel ist es, dass für jede Überzeugungsdimension Aussagen zu allen vier Bereichen des Rechnungswesens vorliegen, um das Konstrukt vollständig abzudecken. Die Proband(inne)n sollen auf

einer siebenstufigen Skala von 0 = *Stimmt gar nicht* bis 6 = *Stimmt genau* ihre Zustimmung zum Ausdruck bringen. Der erste gebildete Entwurf umfasst 99 Items.

Die Bildung eines möglichst großen Itempools aus dem anschließend u. a. nach statistischen Kriterien Aussagen für den Fragebogen selektiert werden, entspricht der Vorgehensweise bei der Konstruktion einer Likert-Skala (vgl. BORTZ & DÖRING 2009, S. 224). Zur Identifikation der zuverlässigsten und validesten Items kommt ein dreistufiges Vorgehen in Anlehnung an WEIBER und MÜHLHAUS (2014) zum Einsatz. In einem ersten Schritt werden alle Items, die für eine Überzeugungsdimension formuliert wurden, einer explorativen Faktorenanalyse (EFA; Hauptachsenanalyse, Promax-Rotation) unterzogen. Ziel ist es ein Set an Aussagen zu identifizieren, welches die jeweilige Vorstellungsdimension widerspiegelt (z. B. Stabilität des Wissens). Dabei erfolgt eine *separate* Analyse der fünf Überzeugungsdimensionen. Sowohl in Stufe 1 als auch in Stufe 2 werden Items von der weiteren Analyse ausgeschlossen, wenn diese eine Faktorladung von weniger als $|.300|$ aufweisen (vgl. auch PAECHTER et al. 2013, S. 4; SCHRAW, BENDIXEN & DUNKLE 2002, S. 266). In der zweiten Stufe werden die verbleibenden Aussagen aller fünf Dimensionen einer *gemeinsamen* EFA (Hauptachsenanalyse, Promax-Rotation) unterzogen. Items, welche eine geringe oder negative Faktorladung aufweisen, zu mehr als einem Faktor gehören oder auf einen Faktor laden, für den sie nicht konzipiert wurden, werden eliminiert (z. B. wenn ein Item für Rechtfertigung des Wissens auf den Faktor Stabilität lädt). Die so ermittelte Itemlösung ist in einer dritten Phase Gegenstand einer konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA) mit fünf latenten, korrelierenden Variablen, welche die Dimensionen epistemischer Überzeugungen repräsentieren. Die Anwendung der CFA erlaubt eine Prüfung der Güte des Messmodells und stellt die folgenden weiteren Kriterien zur Beurteilung der Qualität des Fragebogens zur Verfügung:

- Die *Indikatorreliabilität* beschreibt die Fähigkeit eines Items, die latente Variable zu messen (vgl. ZINNBAUER & EBERL 2005, S. 568). Es handelt sich dabei um den Anteil an der Varianz des Items, der durch die latente Variable erklärt wird (vgl. HOMBURG, PFLESSER & KLARMANN 2008, S. 562; WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 150). Sie sollte mindestens $.400$ betragen (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 150).
- Die *Faktorreliabilität* ist ein Maß für die Fähigkeit, mit der alle Items zusammen zur Messung der latenten Variablen beitragen (vgl. HOMBURG & GIERING 1996, S. 10; ZINNBAUER & EBERL 2005, S. 568). Sie sollte mindestens $.600$ aufweisen (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80).
- Die *durchschnittlich erfasste Varianz (DEV)* spiegelt den Anteil der Streuung des Konstrukts wider, der im Durchschnitt durch die Indikatoren erklärt wird (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 151). Sie sollte mehr als $.500$ betragen (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80).
- Die *Diskriminanzvalidität* wird über das Fornell-Larcker-Kriterium geprüft. Es fordert, dass die quadrierte Korrelation zwischen zwei Konstrukten geringer ist als die *durchschnittlich erfasste Varianz der Konstrukte* (vgl. FORNELL & LARCKER 1981).

An der Studie 1 haben 132 Studentinnen und 110 Studenten wirtschaftswissenschaftlicher Studiengänge einer Universität teilgenommen. Von diesen 242 Studierenden befanden sich zum Zeitpunkt der Erhebung 134 in einem Bachelor- (darunter 66 mit dem Ziel Lehramt), 105 in einem Master- (darunter 37 in einem Master of Education) und eine Person in einem Diplomstudiengang (2 Personen machten keine Angabe). Die Studierenden waren im Durchschnitt 25,63 Jahre alt ($SD = 3,67$; $Mdn = 25$). Aus Platzgründen werden im Folgenden nur die Ergebnisse der dritten Phase, der CFA, präsentiert.

3.2 Ergebnisse und Kurzinterpretation der Studie 1

Vor Durchführung der konfirmatorischen Faktorenanalyse erfolgt eine Analyse der Verteilungseigenschaften der Daten. Diese zeigen einen maximalen Betrag der univariaten Schiefe von 1.280 und von 1.143 für die univariate Kurtosis. Diese Werte liegen innerhalb der Grenze für eine moderate Verletzung der Normalverteilung ($|Schiefe| < 2$, $|Kurtosis| < 7$) und erlauben die Anwendung des ML-Schätzers (vgl. REINECKE 2014, S. 111; WEST, FINCH & CURRAN 1995, S. 74). Zur Berücksichtigung der Abweichungen von der Normalverteilung kommt aus MPLUS der robuste MLM-Schätzer zur Anwendung.

Nach schrittweiser Elimination von Items mit geringer Indikatorreliabilität ergeben sich die folgenden globalen Fit-Indizes: korrigiertes $\chi^2(314) = 478.893$, $p < .01$; RMSEA: .049; RMSEA-CI90: [.040; .058]; SRMR: .066; CFI: .894; TLI: .881; $N = 218$. Nach HU und BENTLER (1999, S. 27 f.) zeigt ein RMSEA unter .06 und ein SRMR unter .09 eine globale Passung des Modells. BÜHNER (2011, S. 425) lässt in Kombination mit dem SRMR bei Stichprobengrößen unter 250 Einheiten sogar einen Cut-off-Wert von .08 für den RMSEA zu, sodass von einer hohen globalen Modellpassung auszugehen ist. Ein CFI-Wert unter .950 deutet hingegen auf eine fehlende Modellpassung hin (vgl. HU & BENTLER 1999, S. 27). Der TLI (auch NNFI abgekürzt) sollte mindestens .900 betragen (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 222). Die vorliegende Analyse stützt sich für den gesamten Beitrag allerdings ausschließlich auf die Kombinationsregel aus RMSEA und SRMR, da die Aussagekraft des CFI umstritten ist. Dies ist darin begründet, dass der CFI einen Vergleich mit einem Nullmodell vornimmt, das von unabhängigen beobachteten Variablen ausgeht und damit für die meisten wissenschaftlichen Fragestellungen ungeeignet ist (vgl. KLINE 2005). Zudem führt eine geringe Faktorladung grundsätzlich zu einem geringen CFI-Wert (vgl. HEENE et al. 2011, S. 320). Das heißt, ein hypothetisches Modell, das geringe Faktorladungen annimmt, hat unabhängig von seiner Modellgüte grundsätzlich schlechtere CFI-Werte. Auch der TLI wird nur berichtet und nicht zur Evaluation herangezogen, da er im Gegensatz zum CFI, welcher ein Typ 3-Index ist, ein Typ 2-Index darstellt (vgl. DAVEY & SAVLA 2010, S. 42). Indizes einer höheren Typenklasse stellen aussagekräftigere Indizes dar, da in ihre Berechnungen mehr Informationen eingehen (vgl. BÜHNER 2011, S. 424 f.). Vor diesem Hintergrund zeigt das Messmodell eine globale Passung.

Tabelle 1 beschreibt die Items, die standardisierte Faktorladung, die Itemschwierigkeit, Itemvarianz und Indikatorreliabilität. Sämtliche Faktorladungen sind positiv und signifikant, sodass von einer lokalen Modellpassung auszugehen ist. Insgesamt liegt damit eine Passung des Messmodells vor. Die abschließende Lösung besteht aus insgesamt 27 Aussagen.

Tab. 1: Itemtext, standardisierte Faktorladungen, Itemschwierigkeit, Itemvarianz und Indikatorreliabilität für die Items aus Studie 1, 2 und 3

Item	SF	M	SD	IR
<i>Quelle des Wissens</i>				
Ich bin davon überzeugt, dass jeder seinen eigenen Zugang zur Handelsbilanz finden muss.	.327/	3.34/	1.584/	.107/
	.497/	3.19/	1.446/	.247/
	.196	3.34	1.426	.038
Ich bin davon überzeugt, dass jeder seinen eigenen Zugang zu den Inhalten der Kosten- und Leistungsrechnung finden muss, um sie zu verstehen. Andere können hier nur Hilfestellungen geben.	.649/	3.46/	1.534/	.421/
	.445/	3.31/	1.435/	.198/
	.263	3.49	1.318	.069
Ich bin davon überzeugt, dass jeder für sich entscheiden muss, was er als Wissen über Kosten- und Leistungsrechnung akzeptiert.	.667/	2.65/	1.595/	.444/
	.683/	3.07/	1.464/	.466/
	.777	2.70	1.503	.604
Ich bin davon überzeugt, dass jeder für sich entscheiden muss, was er als Wissen über Rechnungswesen akzeptiert.	.645/	2.72/	1.635/	.416/
	.683/	3.20/	1.522/	.466/
	.862	2.73	1.546	.743
Ich bin davon überzeugt, dass jeder für sich entscheiden muss, was er als Wissen über Investitionsrechenverfahren akzeptiert.	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.679/	3.06/	1.396/	.461/
	.815	2.83	1.450	.664
Ich bin davon überzeugt, dass jeder für sich entscheiden muss, was er als Wissen über Finanzrechnung akzeptiert.	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.700/	3.09/	1.437/	.490/
	.889	2.71	1.436	.790
Ich bin davon überzeugt, dass jeder seinen eigenen Zugang zu den Inhalten der Finanzrechnung finden muss, um sie zu verstehen. Andere können nur Hilfestellungen geben.	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.385/	3.33/	1.375/	.148/
	.249	3.39	1.371	.062
Ich bin davon überzeugt, dass sich jeder auf seine Weise mit dem System der doppelten Buchführung beschäftigen muss, um es zu verstehen. Expert(inn)en können nur Hilfestellungen geben.	.471/	3.67/	1.615/	.222/
	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	-/-	-/-	-/-	-/-
<i>Struktur des Wissens</i>				
Ich bin davon überzeugt, dass zwischen der Gewinn- und Verlustrechnung sowie der Kosten- und Leistungsrechnung Wechselwirkungen bestehen.	.688/	4.10/	1.264/	.474/
	.532/	3.38/	1.228/	.283/
	.578	3.71	1.160	.334
Ich bin davon überzeugt, dass sich Buchführung, Handelsbilanz, Gewinn- und Verlustrechnung, Finanzrechnung, Investitionsrechnung sowie Kosten- und Leistungsrechnung gegenseitig beeinflussen.	.687/	4.45/	1.137/	.472/
	.501/	3.78/	1.420/	.251/
	.502	4.12	1.214	.252

This material is under copyright. Any use outside of the narrow boundaries

copyright law is illegal and may be prosecuted.
This applies in particular to copies, translations, microfilming
as well as storage and processing in electronic systems.

© Franz Steiner Verlag, Stuttgart 2016

Item	SF	M	SD	IR
Ich bin davon überzeugt, dass die Investitionsrechnung die Kosten- und Leistungsrechnung beeinflusst.	.766/	3.95/	1.334/	.586
	.612/	3.27/	1.455/	.375/
	.685	3.60	1.184	.469
Ich bin davon überzeugt, dass sich Entscheidungen in der Investitionsrechnung auf die Gewinn- und Verlustrechnung auswirken.	.663/	4.02/	1.307/	.440
	.587/	3.55/	1.373/	.345/
	.655	3.82	1.138	.429
Ich bin davon überzeugt, dass die Finanzrechnung und die Investitionsrechnung voneinander abhängen.	.691/	3.99/	1.348/	.478/
	.644/	3.43/	1.503/	.414/
	.692	3.62	1.218	.479
Ich bin davon überzeugt, dass sich die Liquiditätsplanung sowie die Kosten- und Leistungsrechnung wechselseitig beeinflussen.	.674/	3.91/	1.324/	.454/
	.543/	3.35/	1.247/	.295/
	.625	3.50	1.074	.391
<i>Anwendbarkeit des Wissens</i>				
Ich bin davon überzeugt, dass die in der Schule gelernten Buchführungsinhalte von den Schüler(inne)n 1 zu 1 in der Praxis angewendet werden können.	.663/	1.39/	1.315/	.440/
	.514/	2.40/	1.550/	.264/
	.605	1.83	1.350	.366
Ich bin davon überzeugt, dass das Schulwissen über Kosten- und Leistungsrechnung direkt in Unternehmen angewandt werden kann.	.800/	2.15/	1.521/	.640/
	.520/	2.66/	1.454/	.270/
	.655	2.30	1.349	.429
Ich bin davon überzeugt, dass mit dem in der Schule erworbenen Wissen über Investitionsrechenverfahren die Schulabgänger/-innen in der Lage sind, in der Praxis Investitionsentscheidungen für die Unternehmensleitung vorbereiten zu können.	.644/	1.97/	1.440/	.414/
	.575/	2.72/	1.439/	.330/
	.742	2.14	1.384	.551
Ich bin davon überzeugt, dass mit dem in der Schule erworbenen Wissen über Finanzrechnung die Schulabgänger/-innen in der Lage sind, in der Praxis Finanzrechnungen für die Unternehmensleitung vorbereiten zu können.	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.672/	2.76/	1.393/	.452/
	.841	2.02	1.358	.707
Ich bin davon überzeugt, dass Schulwissen über Liquiditätsplanung direkt in Unternehmen angewandt werden kann.	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.640/	2.78/	1.486/	.409/
	.710	2.18	1.416	.504
Ich bin davon überzeugt, dass das Schulwissen in Buchführung und Jahresabschluss nicht ausreicht, damit Schüler/-innen einen Jahresabschluss in der Praxis erstellen können. (-)	.566	1.64	1.618	.321
	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	-/-	-/-	-/-	-/-
Ich bin davon überzeugt, dass erfolgreiche Schulabgänger/-innen das Wissen besitzen, um nach einer kurzen Einführung sofort eigenverantwortlich in der Buchführungsabteilung arbeiten zu können.	.625	2.22	1.509	.390
	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	-/-	-/-	-/-	-/-

Item	SF	M	SD	IR
<i>Sicherheit des Wissens</i>				
Ich bin davon überzeugt, dass die Konzepte und Verfahren der Kosten- und Leistungsrechnung ausgereift sind und daher nicht überarbeitet werden müssen. (-)	.728/	4.08/	1.325/	.531/
	.622/	3.39/	1.262/	.387/
	.691	3.61	1.285	.477
Ich bin davon überzeugt, dass alle Möglichkeiten zur Durchführung einer Kosten- und Leistungsrechnung bereits bekannt sind. (-)	.683/	3.79/	1.454/	.466/
	.601/	3.21/	1.500/	.361/
	.741	3.76	1.494	.549
Ich bin davon überzeugt, dass sämtliche möglichen Verfahren der Investitionsrechnung bereits bekannt sind. (-)	.637/	3.80	1.464/	.405/
	.567/	/3.31/	1.422/	.321/
	.724	3.86	1.273	.524
Ich bin davon überzeugt, dass die heute eingesetzten Investitionsrechenverfahren ausgereift sind und daher nicht überarbeitet werden müssen. (-)	.737/	3.83/	1.375/	.544/
	.612/	3.32/	1.392/	.375/
	.714	3.75	1.330	.510
Ich bin davon überzeugt, dass die heute verfügbaren Methoden und Vorgehensweisen zur Liquiditäts- und Finanzplanung sich bewährt haben und eine Überarbeitung nicht erforderlich ist. (-)	.800/	3.86/	1.355/	.639/
	.664/	3.25/	1.329/	.441/
	.742	3.55	1.289	.551
Ich bin davon überzeugt, dass im Bereich der Finanzrechnung bereits alles erforscht bzw. entwickelt ist. (-)	.711/	4.16/	1.481/	.505/
	.649/	3.48/	1.528/	.421/
	.709	4.07	1.345	.503
Ich bin davon überzeugt, dass sich die heute verfügbaren Methoden und Vorgehensweisen zur Finanzbuchhaltung bewährt haben und eine Überarbeitung nicht erforderlich ist. (-)	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.535/	3.35/	1.361/	.287/
	.643	3.64	1.398	.413
<i>Rechtfertigung des Wissens</i>				
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Buchführung nicht immer begründet werden muss. (-)	.660/	4.24/	1.564/	.436/
	.564/	3.56/	1.568/	.318/
	.666	3.93	1.583	.444
Ich bin davon überzeugt, dass es nicht möglich ist, alles Wissen über Finanzbuchführung und Jahresabschluss zu begründen. (-)	.484/	3.21/	1.624/	.235/
	.426/	3.23/	1.564/	.181/
	.518	3.40	1.615	.268
Ich bin davon überzeugt, dass intuitives Gespür eine Aussage über Investitionsrechenverfahren als Wissen rechtfertigt. (-)	.461/	3.79/	1.404/	.213/
	.536/	3.21/	1.324/	.288/
	.569	3.57	1.353	.324
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Finanzrechnung auch ohne Angabe von Belegen bzw. Gründen auskommt. (-)	.632/	4.38/	1.279/	.399/
	.671/	3.46/	1.463/	.450/
	.710	3.90	1.271	.504
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Rechnungswesen nicht begründet werden kann. (-)	.596/	4.36/	1.368/	.356/
	.604/	3.59/	1.670/	.365/
	.658	4.13	1.571	.433
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über die Kosten- und Leistungsrechnung nicht immer begründet werden muss. (-)	-/-/	-/-/	-/-/	-/-/
	.597/	3.36/	1.429/	.357/
	.800/	3.73	1.331	.640

Item	SF	M	SD	IR
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Kosten- und Leistungsrechnung auch ohne Angabe von Belegen bzw. Gründen auskommt. (-)	-.663/ .746	-.355/ 3.95	-.621/ 1.441	-.440/ .557
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Verfahren der Investitionsrechnung nicht immer begründet werden muss. (-)	-.548/ .764	-.334/ 3.77	-.561/ 1.367	-.300/ .584
Ich bin davon überzeugt, dass Wissen über Verfahren der Finanzrechnung nicht immer begründet werden muss. (-)	-.667/ .773	-.332/ 3.77	-.515/ 1.345	-.444/ .598

Anmerkungen. Der erste Wert in jeder Zelle gehört zur Studie 1, der zweite zu Studie 2 und der dritte zu Studie 3.

SF = Standardisierte Faktorladung, IR = Indikatorreliabilität, (-) inverses Item.

Alle Faktorladungen sind auf dem 1 %-Niveau signifikant (Ausnahme: Das erste Item bei Quelle in Studie 3 ist auf dem 5 %-Niveau signifikant.).

Tabelle 2 stellt Cronbachs α , die Faktorreliabilität und die durchschnittlich erfasste Varianz für die Skalen dar. Während der α -Wert für Quelle und Rechtfertigung des Wissens knapp den empfohlenen Grenzwert für eine gute Zuverlässigkeit von mindestens .700 verpasst, liegen Struktur, Anwendbarkeit und Sicherheit des Wissens deutlich darüber (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 137). Den Grenzwert von mindestens .500 für die durchschnittlich erfasste Varianz erfüllt nur die Skala Sicherheit des Wissens, während alle Skalen die Minimalanforderungen von mindestens .600 an die Faktorreliabilität einhalten (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80). Den Grenzwert von mindestens 40 % für die Indikatorreliabilität erfüllen 74 % der Items, wie Tabelle 1 zeigt (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 150). Die Skalen „Struktur“ und „Sicherheit“ bestehen sogar vollständig aus solchen Aussagen.

Im ersten Ergebnis zeigt die Analyse von Studie 1 bereits vielversprechende Eigenschaften für den neuen Fragebogen, indem alle fünf intendierten Dimensionen repliziert und für den Forschungsbereich der epistemischen Überzeugungen vergleichsweise hohe Reliabilitäten erzeugt werden konnten. Allerdings ist die durchschnittlich erfasste Varianz relativ gering und eine Inspektion der Itemzusammenstellung zeigt, dass es mit Ausnahme der Skala zur Struktur des Wissens nicht gelungen ist, sämtliche vier Bereiche des Rechnungswesens nach BAETGE, KIRSCH und THIELE (2014, S. 1) in den Skalen zu repräsentieren. So findet sich beispielsweise keine Aussage zum externen Rechnungswesen in der Skala für die Sicherheit des Wissens. Vor diesem Hintergrund ist eine weitere Verbesserung notwendig, welche Gegenstand von Studie 2 ist.

Tab. 2: Cronbachs α , Faktorreliabilität und durchschnittlich erfasste Varianz für das IMEB-A aus Studie 1, 2 und 3 sowie für den OLEQ

Dimension	Studie 1 (N = 242)			Studie 2 (N = 531)		
	α	FR	DEV	α	FR	DEV
Quelle	.684	.692	.322	.791	.786	.354
Struktur	.850	.849	.484	.741	.743	.327
Anwendbarkeit	.781	.796	.441	.726	.723	.345
Sicherheit	.858	.864	.515	.811	.804	.370
Rechtfertigung	.685	.705	.327	.828	.826	.349
Dimension	Studie 3 (N = 179)			OLEQ (N = 710) ^a		
	α	FR	DEV	α	FR	DEV
Quelle	.821	.803	.424	.520	.532	.276
Struktur	.790	.793	.392	.547	.529	.239
Anwendbarkeit	.820	.838	.511	/	/	/
Sicherheit	.872	.876	.504	/	/	/
Rechtfertigung	.887	.892	.483	/	/	/
Geschwindigkeit	/	/	/	.925	.924	.582
Fähigkeit	/	/	/	.594	.595	.320

Anmerkungen. FR = Faktorreliabilität; DEV = Durchschnittlich erfasste Varianz.
^a zusammengefasste Stichprobe aus Studie 2 und 3.

4 Optimierung des Instruments (Studie 2)

4.1 Methode

Zur Vermeidung der in Studie 1 gezeigten Schwächen, aber auch zur Sicherung der festgestellten Stärken wurden 12 neue Aussagen nach dem für Studie 1 dargestellten Prinzip entworfen und der erweiterte Fragebogen einer neuen Stichprobe vorgelegt. Insgesamt haben 295 Einzelhandelskaufleute und 236 Groß- und Außenhandelskaufleute an der Untersuchung teilgenommen. Die 249 Frauen und 282 Männer waren im Durchschnitt 23,25 Jahre alt ($SD = 4,57$; $Mdn = 22$). Nur Auszubildende im zweiten ($n = 240$) oder dritten Ausbildungsjahr ($n = 290$; 1 fehlende Angabe) nahmen teil, da erst nach Abschluss des ersten Ausbildungsjahres eine ausreichende Vertrautheit mit den verwendeten kaufmännischen Begriffen unterstellt wurde.

Neben den themenspezifischen epistemischen Überzeugungen im Rechnungswesen erfolgte eine Erfassung von Noten im Lernfeld 08 – Geschäftsprozesse erfassen

und kontrollieren“ und Lernfeld 11 „Geschäftsprozesse erfolgsorientiert steuern“ für die Einzelhandelskaufleute und für die Groß- und Außenhandelskaufleute in den Lernfeldern 04 „Geschäftsprozesse als Wertströme erfassen, dokumentieren und auswerten“, 10 „Finanzierungsentscheidungen treffen“ und 11 „Unternehmensergebnisse aufbereiten, bewerten und nutzen“ als Indikatoren für den Lernerfolg im Rechnungswesen. Sofern die Teilnehmenden mehr als eine Note berichteten, wurde der Mittelwert aus den Zensuren als Leistungsindikator genutzt. Diese Daten dienen einer späteren Prüfung der Kriteriumsvalidität und der inkrementellen Validität.

Die zur Beurteilung der inkrementellen Validität notwendige Erfassung allgemeiner epistemischer Überzeugungen greift auf den von PAECHTER et al. (2013) entwickelten *Oldenburg Epistemic Beliefs Questionnaire (OLEQ)* zurück. Dieses Instrument stellt eine Weiterentwicklung des SEQ und EBI für den deutschsprachigen Raum dar. Die Stabilität der Faktoren und eine ausreichende Reliabilität konnte sowohl die dazugehörige Validierungsstudie als auch eine Folgestudie bestätigen (vgl. BERDING et al. 2015; PAECHTER et al. 2013). Damit eignet sich der OLEQ besser als Vergleichsinstrument als der in der internationalen Forschung oft genutzte EBI, der instabile Faktorlösungen erzeugt bzw. kein passendes Messmodell bietet (vgl. PAECHTER et al. 2013, S. 3; TEO 2013; TEO & CHAI 2011; WELCH & RAY 2012). Neben Vorstellungen zur Struktur und Sicherheit des Wissens erfasst das Instrument auch Überzeugungen zur Geschwindigkeit und Fähigkeit zu lernen auf einer fünfstufigen Ratingskala von 1 = *Ich stimme gar nicht zu* bis 5 = *Stimme genau zu*. Die lernbezogenen Überzeugungen gehen jedoch nicht in die weitere Analyse ein, da sie keine epistemischen Überzeugungen mehr darstellen (vgl. BERDING 2015, S. 5 f.).

4.2 Ergebnisse und Kurzinterpretation der Studie 2

Nach Ausschluss von zwei Aussagen zeigt der Datensatz einen maximalen Betrag von .385 für die univariate Schiefe und von .733 für die univariate Kurtosis. Die Verteilungseigenschaften erlauben die Verwendung des ML-Schätzers (vgl. REINECKE 2014, S. 111; WEST, FINCH & CURRAN 1995, S. 74), wobei zum Umgang mit fehlenden Werten die Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode zum Einsatz kommt.

In einem ersten Schritt wird geprüft, ob die Itemkomposition aus Studie 1 einer Prüfung mittels CFA in einer neuen Stichprobe standhält. Obwohl eine Aussage über die Anwendbarkeit des Wissens aufgrund einer starken Verletzung der Normalverteilung entfernt werden muss, ermittelt die CFA folgende globale Fitindizes: $\chi^2 (289) = 610.822, p < .01$; RMSEA: .046; RMSEA-CI90: [.041; .051]; SRMR: .054; CFI: .883; TLI: .869. Nach HU und BENTLER (1999, S. 27 f.) zeigt ein RMSEA-Wert unter .06 und ein SRMR unter .09 eine globale Passung des Messmodells aus Studie 1 für die neue Stichprobe an. Darüber hinaus sind alle standardisierten Faktorladungen auf dem 1 %-Niveau signifikant und lassen eine lokale Modellpassung annehmen. Diese Ergebnisse untermauern zunächst die Itemlösung aus Studie 1.

Für die Optimierung des Instruments gehen in einem zweiten Schritt die 12 zusätzlichen Items in die Analyse ein. Nach schrittweiser Elimination von Items mit geringer Indikatorreliabilität erbringt eine CFA die folgenden Ergebnisse: $\chi^2(517) = 1001.316$, $p < .01$; RMSEA: .042; RMSEA-CI90: [.038; .046]; SRMR: .048; CFI: .896; TLI: .887. Auch in diesem Fall ist mit einem RMSEA von weniger als .06 und einem SRMR unter .09 von einer globalen Passung des optimierten Modells auszugehen. Tabelle 1 zeigt die Aussagen des verbesserten Messmodells, die dazugehörigen standardisierten Faktorladungen, Indikatorreliabilitäten, Itemschwierigkeiten und Itemvarianzen. Alle Faktorladungen sind auf dem 1 %-Niveau signifikant. Es liegt eine lokale Modellpassung und somit eine Gesamtpassung des Modells vor. Die verbesserte Lösung beinhaltet 34 Items.

Wie Tabelle 2 zeigt, erfüllen alle Skalen den Grenzwert von mindestens .600 für die Faktorreliabilität und für Cronbachs α von mindestens .700 (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80; WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 137). Im Gegensatz dazu besitzt keine Skala eine durchschnittlich erfasste Varianz von mindestens .500 (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80) und die Indikatorreliabilität schwankt zwischen .148 und .490 ($Mdn = .359$). Insgesamt 12 der 34 Items zeigen die geforderte minimale Indikatorreliabilität von .400 (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 150).

Tab. 3: Durchschnittlich erfasste Varianz, Korrelation und quadrierte Korrelation für Studie 2 ($N = 531$)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Quelle	.354	.008	.151	.068	.323
(2) Struktur	.087	.327	.000	.000	.063
(3) Anwendbarkeit	.389**	.001	.345	.382	.331
(4) Sicherheit	-.261**	.010	-.618**	.370	.392
(5) Rechtfertigung	-.568**	.250**	-.575**	.626**	.349

Anmerkung. Werte unterhalb der Diagonalen: Korrelation; Werte oberhalb der Diagonalen: quadrierte Korrelation; Werte auf der Diagonalen: durchschnittlich erfasste Varianz.
* $p < .05$, ** $p < .01$

Zur Beurteilung der Diskriminanzvalidität zeigt Tabelle 3 die Korrelationen, quadrierten Korrelationen und die durchschnittlich erfasste Varianz der Überzeugungsdimensionen. Mit Ausnahme der Überzeugungspaare Sicherheit und Anwendbarkeit sowie Sicherheit und Rechtfertigung erfüllen alle möglichen Paare das Fornell-Larcker-Kriterium, welches auf Diskriminanzvalidität hindeutet. Für die beiden problematischen Überzeugungspaare wird jeweils ein Wald-Chi-Quadrat-Test gerechnet, welcher die Hypothese prüft, dass eine perfekte Korrelation zwischen den jeweiligen Überzeugungen vorliegt. Die Ergebnisse für Sicherheit und Anwendbarkeit ($\chi^2(1) = 1534.922$, $p < .01$) sowie Sicherheit und Rechtfertigung ($\chi^2(1) = 104.402$, $p < .01$) weisen diese Hypothese jedoch zurück.

Tabelle 3 zeigt auch die relevanten Ergebnisse für die Beurteilung der Hypothesen (H₁) bis (H₄). Demnach bestehen Zusammenhänge zwischen Quelle und Sicherheit

sowie Quelle und Rechtfertigung des Wissens. Je stärker die Auszubildenden sich selbst als Wissenskonstrukteure im Rechnungswesen betrachten, desto stabiler schätzen sie das Wissen im Rechnungswesen ein und desto stärker sind sie davon überzeugt, dass Wissen im Rechnungswesen keiner Beschäftigung mit den zu Grunde liegenden Begründungen bedarf. In der Konsequenz bestätigt diese Befundlage (H_1) und (H_4). Mit geringen Korrelationen nahe Null zwischen Struktur und Sicherheit sowie Struktur und Anwendbarkeit untermauern die Daten (H_2) und (H_3) hingegen nicht.

Schließlich zeigt eine Durchsicht der verbesserten Itemlösung, dass alle vier Themenbereiche des Rechnungswesens in jeder Skala enthalten sind. Aufgrund dieser vielversprechenden Ergebnisse ist es möglich, den verbesserten Entwurf als Grundlage für den Fragebogen zu nutzen. Dies erfordert jedoch eine Bestätigung und weitere Validierung, welche in einer dritten Studie vorzunehmen sind.

5 Abschließende Validierung des Instruments (Studie 3)

5.1 Methode

In der dritten Studie haben 93 angehende Bankkaufmänner und 86 angehende Bankkauffrauen mit einem durchschnittlichen Alter von 21.04 Jahren ($SD = 1.842$, $Mdn = 21$) teilgenommen. 39 von ihnen waren zum Zeitpunkt der Erhebung im zweiten und 136 im dritten Ausbildungsjahr (4 fehlende Angaben).

Der optimierte Fragebogenentwurf aus Studie 2 diente als Basis für die Erfassung der rechnungswesenbezogenen epistemischen Überzeugungen. Analog zu Studie 2 füllten die Teilnehmer/-innen den OLEQ zur Messung der allgemeinen epistemischen Überzeugungen aus. Darüber hinaus gaben die angehenden Bankkaufleute ihre Zensuren in den Lernfeldern 03 „Unternehmensleistungen erfassen und dokumentieren“, 08 „Kosten und Erlöse ermitteln und beeinflussen“ sowie 09 „Dokumentierte Unternehmensleistungen auswerten“ als Indikatoren für den Lernerfolg im Rechnungswesen an. Sofern mehrere Noten angegeben wurden, diente in der folgenden Analyse der Mittelwert als Indikator für den Lernerfolg.

5.2 Ergebnisse und Kurzinterpretation der Studie 3

Eine Inspektion der univariaten Schiefe und Kurtosis zeigt, dass die Schiefe den Betrag von .610 und die Kurtosis den Betrag von .841 nicht übersteigt. Diese Verteilungseigenschaften erlauben die Anwendung des ML-Schätzers (vgl. REINECKE 2014, S. 111; WEST, FINCH & CURRAN 1995, S. 74). Fehlende Werte werden mit der Full-Information-Maximum-Likelihood-Methode behandelt. Die CFA ergibt die folgenden Werte für die globale Modellgüte: $\chi^2(517) = 1080.593$, $p < .01$; RMSEA: .078; RMSEA-CI90: [.072; .085]; SRMR: .081; CFI: .794; TLI: .777. Während SRMR den Grenzwert von .09 erfüllt, übersteigt RMSEA die kritische Marke von .06 (vgl. dazu HU & BENTLER

1999, S. 27 f.). Allerdings ist die Stichprobe deutlich kleiner als in Studie 2. Für solche Situationen, in denen die Stichprobe weniger als 250 Einheiten umfasst, empfiehlt BÜHNER (2011, S. 425) statt einem Grenzwert von .06 den Cut-off-Wert auf .08 für RMSEA zu erhöhen. Vor diesem Hintergrund ist die globale Passung des Messmodells für die Bankkaufleute anzunehmen.

Die standardisierten Faktorladungen, Indikatorreliabilitäten, Itemschwierigkeiten und Itemvarianzen für Studie 3 sind Tabelle 1 zu entnehmen. Während das erste Item der Skala „Quelle des Wissens“ eine signifikante Faktorladung auf dem 5 %-Niveau aufweist, sind die Faktorladungen sämtlicher anderer Aussagen bereits auf dem 1 %-Niveau signifikant. Dieses Ergebnis deutet auf eine lokale Passung des Messmodells hin. Mit lokaler und globaler Passung ist insgesamt von einem adäquaten Messmodell auszugehen. Tabelle 1 verdeutlicht darüber hinaus auch die Indikatorreliabilität der Items. Diese schwanken zwischen .038 und .790 (*Mdn* = .491), wobei ca. 74 % der Aussagen den Mindestwert von 40 % erfüllen (vgl. WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 150). Die Skala „Sicherheit des Wissens“ besteht sogar nur aus Items mit einer Indikatorreliabilität von mindestens .400. Wie Tabelle 2 zeigt, übersteigt die Faktorreliabilität mit mindestens .793 deutlich die Minimalforderung von .600 und auch Cronbachs α liegt mit mindestens .790 über der minimalen Anforderung von .700 für alle Skalen (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80; WEIBER & MÜHLHAUS 2014, S. 137). Die durchschnittliche erfasste Varianz übersteigt hingegen nur bei Anwendbarkeit und Sicherheit des Wissens den kritischen Grenzwert von .500 (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80). Insgesamt erfüllen die Fragebogenskalen einen großen Teil der an sie gestellten Reliabilitätsanforderungen.

Für die Beurteilung der Diskriminanzvalidität weist Tabelle 4 die Korrelationen, quadrierten Korrelationen und die durchschnittlich erfasste Varianz aus. Es wird deutlich, dass die durchschnittlich erfasste Varianz stets größer ist als die quadrierte Korrelation zwischen zwei Skalen. In der Folge erfüllt jedes Paar von Überzeugungen das Fornell-Larcker-Kriterium, welches auf Diskriminanzvalidität hindeutet.

Tab. 4: Durchschnittlich erfasste Varianz, Korrelation und quadrierte Korrelation für Studie 3 (*N* = 179)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
(1) Quelle	.424	.003	.066	.007	.236
(2) Struktur	.053	.392	.005	.018	.021
(3) Anwendbarkeit	.256**	.069	.511	.218	.140
(4) Sicherheit	-.081	-.136	-.467**	.504	.043
(5) Rechtfertigung	-.486**	.144	-.374**	.208*	.483

Anmerkung. Werte unterhalb der Diagonalen: Korrelationen; Werte oberhalb der Diagonalen: quadrierte Korrelationen; Werte auf der Diagonalen: durchschnittlich erfasste Varianz.

* $p < .05$, ** $p < .01$

Tabelle 4 zeigt auch die zur Beurteilung der Hypothesen (H₁) bis (H₄) notwendigen Daten. Es lassen sich keine signifikanten Korrelationen zwischen Quelle und Sicherheit, Struktur und Sicherheit sowie Struktur und Anwendbarkeit feststellen. Im Gegensatz dazu besteht ein deutlicher Zusammenhang zwischen Quelle und Rechtfertigung des Wissens. Je mehr die angehenden Bankkaufleute davon überzeugt sind, dass sie selber Wissenskonstrukteure darstellen, desto stärker sind sie davon überzeugt, dass Wissen im Rechnungswesen keiner Begründung bedarf. Diese Befundlage weist die Hypothesen (H₁) bis (H₃) zurück und bestätigt (H₄).

Für die Beurteilung der Kriteriumsvalidität und inkrementellen Validität wird eine multiple, hierarchische Regressionsanalyse mit dem Erfolg im Rechnungswesen als abhängige Variable gerechnet. Zu diesem Zweck geht der Bildungsgrad (Hauptschulabschluss, mittlere Reife, Fachhochschulreife, Abitur) als erster Block und der Ausbildungsberuf als zweiter Block über die Dummy-Kodierung in die Analyse ein. Die Berücksichtigung dieser beiden Variablen erscheint notwendig, da ZINN (2013) einen Einfluss dieser Variablen auf die epistemischen Überzeugungen belegen konnte. Den dritten Block bilden die mit dem OLEQ gemessenen allgemeinen Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb in den Dimensionen Struktur und Quelle. Die vierte und letzte Gruppe an Einflussgrößen stellen die themenspezifischen Vorstellungen im Rechnungswesen dar. Grundlage der Analyse ist die kombinierte Stichprobe aus Studie 2 und 3.

Vor der eigentlichen Regressionsanalyse wird das Messmodell des OLEQs mittels CFA geprüft, da es die Grundlage für die Bewertung der inkrementellen Validität darstellt. Die CFA greift auf die von PAECHTER et al. (2013) berichtete Itemzuordnung zurück und erbringt das folgende Resultat: $N = 709$; $\chi^2(164) = 605,203$, $p < .01$; RMSEA: .062; RMSEA-CI90: [.056; .067]; SRMR: .062; CFI: .924. Während RMSEA den Grenzwert von .06 knapp verfehlt, liegt der SRMR innerhalb des empfohlenen Bereichs von höchstens .09 (vgl. HU & BENTLER 1999, S. 27 f.). Mit Ausnahme eines Items für die Skala „Fähigkeit zu lernen“ sind alle Items auf dem 1-%-Niveau signifikant. Vor diesem Hintergrund wird eine zweite CFA gerechnet, welche aber die lernbezogenen Überzeugungen ausschließt und nur Struktur und Quelle berücksichtigt. Es ergeben sich die folgenden Werte: $N = 709$; $\chi^2(13) = 29,173$, $p < .01$; RMSEA: .042; RMSEA-CI90: [.021; .062]; SRMR: .028; CFI: .964. Damit liegen sämtliche globalen Fitindizes innerhalb der von HU und BENTLER (1999, S. 27 f.) vorgeschlagenen Bandbreite und zeigen zusammen mit den auf dem 1-%-Niveau signifikanten Faktorladungen die Passung des Messmodells der allgemeinen epistemischen Überzeugungen des OLEQs an. Tabelle 2 berichtet die erzielten Werte für Cronbachs α , die Faktorreliabilität und durchschnittlich erfasste Varianz. Tabelle 5 beschreibt das Ergebnis der Regressionsanalyse.



Tab. 5: Zusammenfassung der multiplen, hierarchischen Regressionsanalyse von Variablen zur Vorhersage des Erfolgs im Rechnungswesen ($N = 523$)

Variable	b	$SE\ b$	β	R^2	ΔR^2
<i>Modell 1</i>				.055	.055**
Hauptschulabschluss	.571	.158	.164**		
Mittlere Reife	.417	.088	.231**		
Fachhochschulreife	.092	.115	.038		
<i>Modell 2</i>				.137	.082**
Hauptschulabschluss	.857	.169	.246**		
Mittlere Reife	.686	.098	.381**		
Fachhochschulreife	.293	.114	.121*		
Einzelhandel	-.514	.109	-.277**		
Groß- und Außenhandel	-.687	.099	-.362**		
<i>Modell 3</i>				.137	.000
Hauptschulabschluss	.862	.170	.247**		
Mittlere Reife	.687	.099	.381**		
Fachhochschulreife	.293	.115	.121*		
Einzelhandel	-.497	.121	-.268**		
Groß- und Außenhandel	-.669	.113	-.353**		
Struktur _{Allgemein}	.017	.062	.013		
Quelle _{Allgemein}	.012	.061	.009		
<i>Modell 4</i>				.176	.039**
Hauptschulabschluss	.741	.171	.213**		
Mittlere Reife	.605	.100	.335**		
Fachhochschulreife	.264	.113	.109*		
Einzelhandel	-.500	.119	-.269**		
Groß- und Außenhandel	-.748	.113	-.394**		
Struktur _{Allgemein}	-.007	.061	-.005		
Quelle _{Allgemein}	.013	.060	.010		
Quelle _{Rewe}	-.010	.043	-.010		
Struktur _{Rewe}	-.154	.042	-.157**		
Anwendbarkeit _{Rewe}	-.051	.042	-.061		
Stabilität _{Rewe}	-.109	.043	-.125*		
Rechtfertigung _{Rewe}	-.035	.045	-.040		

Anmerkungen.

Referenzkategorie Bildungsgrad: Abitur.

Referenzkategorie Beruf: Bankkaufleute.

* $p < .05$ ** $p < .01$

This material is under copyright. Any use outside of the narrow boundaries of copyright law is illegal and may be prosecuted.

This applies in particular to copies, translations, microfilming as well as storage and processing in electronic systems.

© Franz Steiner Verlag, Stuttgart 2016

Wie die Regressionsanalyse zeigt, geht von dem Bildungsgrad und dem Ausbildungsberuf ein wesentlicher Einfluss auf die Note im Rechnungswesen aus. Bei den *allgemeinen* epistemischen Überzeugungen zeigt sich hingegen weder für Struktur noch für Quelle des Wissens ein signifikantes Regressionsgewicht. Im Gegensatz dazu kommt den Vorstellungen über die Struktur und Sicherheit des Wissens der *themenspezifischen* Vorstellungen ein bedeutender Einfluss auf den Erfolg im Rechnungswesen zu. Je mehr die Lernenden davon überzeugt sind, dass Wissen im Rechnungswesen einer ständigen Entwicklung unterliegt und eine komplexe Struktur aufweist, desto bessere Noten können sie erzielen. Diese Befundlage bestätigt die Hypothesen (H6) und (H7). Keine Unterstützung liefern die Daten hingegen für die Hypothese (H8), welche einen Zusammenhang zwischen den themenspezifischen Vorstellungen über die Rechtfertigung des Wissens und den Leistungen im Rechnungswesen postuliert, da für den dazugehörigen Regressionskoeffizienten kein signifikantes Ergebnis vorliegt. In der Folge sind zwei von drei Hypothesen zur Analyse der Kriteriumsvalidität erfüllt.

Bezüglich der inkrementellen Validität lässt sich festhalten, dass die Berücksichtigung der themenspezifischen Vorstellungen über die allgemeinen epistemischen Überzeugungen hinaus einen Beitrag zur Erklärung der Leistungen im Rechnungswesen erbringt. So steigt die aufgeklärte Varianz signifikant von 13,7 % um 3,9 %-Punkte auf insgesamt 17,6 %. Der Zuwachs entspricht einem geringen bis mittleren Effekt (vgl. BÜHNER & ZIEGLER 2009, S. 667). Im Gegensatz zu den themenspezifischen Überzeugungen wird zudem kein Regressionsgewicht der allgemeinen Vorstellungen über Wissen und Wissenserwerb signifikant. Die allgemeinen Vorstellungen liefern über den Bildungsgrad und die Berufszugehörigkeit hinaus keinen Beitrag zur Erklärung. Diese Befundlage bestätigt Hypothese (H5).

6 Diskussion der Ergebnisse

Eine Vielzahl quantitativer Studien belegt Zusammenhänge zwischen epistemischen Überzeugungen und lernrelevanten Phänomenen, wie z. B. Lernstrategien, Textverständnis, Motivation oder dem Lernerfolg (vgl. z. B. BRÅTEN, STRØMSØ & SAMUELSTUEN 2008; CANO 2005; MASON et al. 2013; PAECHTER et al. 2013; PAULSEN & FELDMAN 1999; RICCO, SCHUYTEN PIERCE & MEDINILLA 2010; ZINN 2013). Die Messung epistemischer Überzeugungen mittels standardisierter Erhebungsinstrumente stellt jedoch auch nach mehreren Jahrzehnten aktiver Forschung immer noch eine Herausforderung dar. Dies zeigt sich beispielsweise darin, dass unterschiedliche Studien Schwächen in den psychometrischen Eigenschaften oft genutzter Instrumente wie dem *Schommer Epistemological Questionnaire* (SEQ), den *Epistemic Beliefs Inventory* (EBI) und den *Epistemological Beliefs Survey* (EBS) feststellen (vgl. z. B. PAECHTER et al. 2013; TEO 2013; TEO & CHAI 2011; WELCH & RAY 2012) und Analysen oft eine geringe Zuverlässigkeit der Instrumente berichten (vgl. z. B. CANO 2005; CHAN & ELLIOTT 2004; HOFER 2000; OTTING et al. 2010; PAECHTER et

al. 2013; SAEED, REZA & MOMENE 2014; WONG, CHAN & LAI 2009). GREENE und YU (2014, S. 12) kommen vor diesem Hintergrund zu einem ernüchternden Ergebnis: „Therefore, the field of EC research finds itself at a difficult crossroads: the number of studies showing relations among epistemic cognition, learning phenomena, and academic outcomes continues to grow, but poor psychometric evidence for the adequacy of measures used in a majority of these studies casts a dark cloud of doubt over their findings.“ In der Konsequenz ist es für Fortschritte im Bereich epistemischer Überzeugungen dringend notwendig, zuverlässigere und validere Messinstrumente zu entwickeln, die belastbare Erkenntnisse ermöglichen.

Die Ebene der themenspezifischen epistemischen Überzeugungen bietet das Potential die aufgezeigten Probleme zu lösen. So stellen TRAUTWEIN, LÜDTKE und BEYER (2004, S. 193 f.) fest, dass 79 % der Varianz auf die Ebene der Themen/Theorien entfällt und nur wenig auf die Stufe allgemeiner epistemischer Überzeugungen. Sie schließen daraus, dass Teilnehmer/-innen, die allgemeine und domänenspezifische Items beantworten, an unterschiedliche Theorien/Themen denken und diese Varianzquelle die Zuverlässigkeit der Instrumente zur Erfassung allgemeiner bzw. domänenspezifischer Überzeugungen reduziert (vgl. TRAUTWEIN, LÜDTKE & BEYER 2004, S. 196 f.). Die Ergebnisse der vorliegenden Studie untermauern diese Sichtweise. So liegen die Cronbachs α -Werte für die themenspezifischen Vorstellungen im Rechnungswesen in den Studien 2 und 3 stets um .800, während die Werte für die allgemeinen Vorstellungen um die .500 liegen (vgl. Tabelle 2). Die konkrete Benennung der Themen führt zu einer höheren Zuverlässigkeit des Instrumentariums.

Die so erzielte Zuverlässigkeit liegt zum Teil deutlich oberhalb der Werte, die in anderen Studien von allgemeinen oder domänenspezifischen Instrumenten berichtet werden (vgl. z. B. CANO 2005; CHAN & ELLIOTT 2004; HOFER 2000; OTTING et al. 2010; PAECHTER et al. 2013; SAEED, REZA & MOMENE 2014; WONG, CHAN & LAI 2009). Beispielsweise ermitteln PAECHTER et al. (2013, S. 5) Cronbachs α -Werte für Struktur und Quelle des Wissens von .65 bzw. .51 bzw. BERDING et al. (2015, S. 406) von .50 bzw. .52. ZINN (2013, S. 188) nennt Werte von .75 für Anwendbarkeit, .67 für Quelle, .56 für Struktur und Sicherheit sowie .55 für Rechtfertigung, während SO et al. (2010, S. 87) .47 für Sicherheit .24 für Quelle und sogar -.15 für Struktur bekanntgeben.

Während die Faktorreliabilität des neuen Fragebogens den Grenzwert von .600 nahezu immer erfüllt (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80), gelingt es dem neuen Instrument nur vereinzelt die Minimalanforderung an die durchschnittlich erfasste Varianz von .500 zu erreichen (vgl. BAGOZZI & YI 1988, S. 80). Dies trifft vor allem auf die Skala „Sicherheit des Wissens“ mit Werten um .500 zu. Nur wenige Untersuchungen geben Auskünfte über diesen Kennwert, kommen aber überwiegend zu ähnlichen Ergebnissen. So berichten WONG, CHAN und LAI (2009, S. 7) von .22 für Quelle und .42 für Sicherheit. Die Untersuchung von CHAI, TEO und LEE (2010, S. 33) erzielt Werte von .53 für Quelle und .57 für Sicherheit. Im Gegensatz dazu berichten TSAI et al. (2011, S. 762) zum Teil exzellente Werte von .74 für Quelle, .72 für Sicherheit, .65 für Entwicklung und .55 für Rechtfertigung. In Bezug auf die durchschnittlich erfasste Varianz besteht generell noch Verbesserungsbedarf.

Im Hinblick auf die Kriteriumsvalidität konnte der erwartete Zusammenhang zwischen Struktur und Sicherheit des Wissens einerseits und den Noten im Rechnungswesen andererseits bestätigt werden, wonach differenziertere Überzeugungen zu besseren Zensuren führen. Dieses Ergebnis lässt sich als Indiz für eine kausale Abhängigkeit zwischen epistemischen Überzeugungen und Leistungen interpretieren. Ein Beweis der kausalen Abhängigkeit ist mit dem Forschungsdesign der Studien 2 und 3 jedoch nicht möglich (vgl. dazu z.B. BORTZ & DÖRING 2009, S. 517 ff.). Die dargestellte Befundlage entspricht den Resultaten von CANO (2005) sowie RICCO, SCHUYTEN PIERCE und MEDINILLA (2010). Allerdings war es nicht möglich den Zusammenhang zwischen Rechtfertigung und dem Lernerfolg zu verifizieren. Dies spricht aber nicht notwendiger Weise gegen die Kriteriumsvalidität des IMEB-A. Möglicherweise zielen die Lernerfolgskontrollen in den rechnungswesenbezogenen Lernfeldern nicht auf Fähigkeiten ab, die eine Begründung von Aussagen in diesem Themenfeld erfordern. So stellt SEIFRIED (2002, S. 107) den traditionellen Rechnungswesenunterricht als Ist-Zustand dem Soll-Zustand gegenüber und charakterisiert den Status quo über die isolierte Vermittlung von Algorithmen, repetitives Lernen, die Vernachlässigung der ökonomischen Realität, fehlende Anbindung an den Sinn und Zweck der Operationen sowie über die Vernachlässigung von Problemlöseaufgaben und Beurteilungen. In einem solchen Umfeld spielen Überzeugungen zur Rechtfertigung eher eine untergeordnete Rolle.

Die Ergebnisse dieser Studie zeigen vor diesem Hintergrund, dass die themenspezifischen Vorstellungen über die allgemeinen epistemischen Überzeugungen hinaus zur Aufklärung des Lernerfolgs um 3,9 %-Punkte beitragen, während die allgemeinen Vorstellungen nicht einmal signifikante Regressionsgewichte erzielen. Dies bedeutet, dass die themenspezifischen Vorstellungen eine größere Erklärungskraft für den Lernerfolg besitzen als die allgemeinen Vorstellungen. Dieser Befund untermauert nicht nur die inkrementelle Validität des IMEB-A, sondern bestätigt auch die Überlegungen von BRÅTEN, STRØMSØ und SAMUELSTUEN (2008, S. 819), wonach themenspezifische Vorstellungen den stärkeren Einfluss auf Aspekte des Lehrens und Lernens innerhalb eines Themas besitzen sollten. Indirekt stützt dieser Befund zudem die Modelle von BUEHL und ALEXANDER (2006) bzw. MUIS, BENDIXEN und HAERLE (2006), welche den spezielleren Überzeugungen stets einen stärkeren Einfluss einräumen als den allgemeineren. Die Konsequenzen, die sich daraus für die weitere Forschung ergeben, sind weitreichend. So bieten auf Basis der vorliegenden Daten themenspezifische Vorstellungen nicht nur die Chance auf zuverlässigere Erhebungsinstrumente, sie können darüber hinaus einen größeren Beitrag zum Verständnis von Phänomenen des Lehrens und Lernens erzielen. Eine Fokussierung auf die Modellierung und Analyse dieser Ebene der Vorstellungen zu Wissen und Wissenserwerb scheint gewinnbringend, insbesondere auch im Rechnungswesen, dessen Lernschwierigkeiten bereits mehrere Studien dokumentieren (vgl. z.B. PAWLIK 1980; SEIFRIED 2004; TRAMM, HINRICHS & LANGENHEIM 1996; TÜRLING et al. 2011).

Bezüglich der Modellierung epistemischer Überzeugungen als subjektive Theorien konnte über die Studien 2 und 3 nur eine der vier postulierten Hypothesen ve-

rifiziert werden, wonach Auszubildende umso weniger an die Notwendigkeit von Begründungen glauben (Rechtfertigung), je stärker sie der Auffassung sind, selbst Konstrukteure ihres Wissens zu sein (Quelle). Auch ZINN (2013, S. 176 f.) und MÜLLER (2009, S. 209 f.) stellen Überschneidungen zwischen diesen Dimensionen fest. Für die nicht bestätigten Hypothesen sind mehrere Erklärungsalternativen denkbar. Zum einen können sie Ausdruck für eine inadäquate Abbildung epistemischer Überzeugungen durch das neue Erhebungsinstrument sein. Zum anderen beziehen sich die dargestellten Studienergebnisse aber vor allem auf allgemeine und domänenspezifische und *nicht* auf die themenspezifischen Vorstellungen (vgl. z. B. CHAI, KHINE & TEO 2006; CHAI, TEO & LEE 2010; CHAN 2011; CHAN & ELLIOTT 2004; CONLEY et al. 2004; DENG et al. 2014; HOFER 2000; MÜLLER 2009; OTTING et al. 2010; QIAN & ALVERMANN 1995; TSAI et al. 2011; WONG, CHAN & LAI 2009; ZINN 2013; ZINN & SARI 2015). Es ist vielmehr plausibel anzunehmen, dass die Lernenden eine andere subjektive Theorie über Wissen und Wissenserwerb im Rechnungswesen entwickeln als über Wissen im Allgemeinen. Dieser Aspekt, dass unterschiedliche Sichtweisen auf Wissen und seine Erwerbsprozesse bestehen, ist gerade der Kern von Modellen, die die Domänen- und Themenabhängigkeit epistemischer Überzeugungen modellieren (vgl. z. B. BRÅTEN, STRØMSØ & SAMUELSTUEN 2008; BUEHL & ALEXANDER 2006; MUIS, BENDIXEN & HAERLE 2006). Wird dieser Argumentation gefolgt, so deuten die Ergebnisse darauf hin, dass in den rechnungswesenbezogenen subjektiven Theorien über Wissen und Wissenserwerb keine Zusammenhänge zwischen Struktur und Sicherheit, Struktur und Anwendbarkeit bzw. Quelle und Sicherheit bestehen.

Auffallend an den Überzeugungsinterkorrelationen ist allerdings, dass in Studie 2 und 3 ein gleichartiges Korrelationsmuster entsteht (vgl. Tabelle 3 und 4). So betrachten die Auszubildenden Wissen als umso sicherer und sehen umso weniger die Notwendigkeit Wissen zu begründen, je stärker sie von der Anwendbarkeit des Wissens im Berufsalltag überzeugt sind. Gleichzeitig sind Auszubildende umso stärker der Auffassung, dass Wissen praktisch nutzbar ist, desto stärker sie sich selbst als Wissenskonstrukteure betrachten. Je mehr sie an sicheres Wissen glauben, desto mehr sind sie davon überzeugt, dass Wissen keiner Begründung bedarf. Diese Korrelationsmuster spiegeln die Modellierung der epistemischen Überzeugungen als subjektive Theorien wider. So ist es beispielsweise plausibel anzunehmen, dass sicheres Wissen keiner Begründung bedarf, unsicheres Wissen hingegen zu legitimieren ist. Wie in der Argumentation von HOFER und PINTRICH (1997, S. 117 f.) stützen sich die Überzeugungen gegenseitig.

Obwohl die Überzeugungsdimensionen miteinander korrelieren, sind die Überschneidungen so gering, dass fünf getrennte Konstrukte durch den Fragebogen erfasst werden, wie die Erfüllung des Fornell-Larcker-Kriteriums belegt. In der Folge ist von Diskriminanzvalidität auszugehen.

Zu den großen Herausforderungen bei der Konzeption standardisierter Instrumente zur Erfassung epistemischer Überzeugungen zählt die Generierung stabiler Faktorstrukturen. Beispielsweise stellen PAECHTER et al. (2011, S. 3) für den deutschsprachigen EBI instabile Faktorstrukturen fest. Ebenso berichten HOFER (2000) so-

wie QIAN und ALVERMANN (1995) davon, dass die eigentlich getrennten Dimensionen Struktur und Sicherheit einen gemeinsamen Faktor bilden. Im Gegensatz dazu gelingt es dem IMEB-A, die angenommenen fünf Dimensionen stabil zu replizieren.

In einer abschließenden Bewertung weist der IMEB-A Stärken und Schwächen auf. Verbesserungspotentiale sind bei der durchschnittlich erfassten Varianz und Indikatorreliabilität zu identifizieren. Stärken liegen hingegen in der stabilen, trennscharfen Replikation der angenommenen fünf Überzeugungsdimensionen, der hohen Faktorreliabilität und Werte für Cronbachs α sowie in der Kriteriumsvalidität und inkrementellen Validität bezüglich Noten im Rechnungswesen.

Für die weitere Forschung ergeben sich aus diesen Befunden große Chancen, mit einer Verschiebung des Fokus von allgemeinen und domänenspezifischen hin zu themenspezifischen epistemischen Vorstellungen zuverlässigere Erhebungsinstrumente zu entwickeln und auf dieser Grundlage ein tiefergehendes Verständnis von Lehr-Lern-Phänomenen zu generieren. Der Einfluss themenspezifischer Vorstellungen auf lehr-lern-relevante Merkmale ist bislang allerdings kaum untersucht. Zudem ist für unterschiedliche Berufe und Berufsgruppen die Identifikation sinnvoll zu untersuchender Themen notwendig.

Literatur

- BAETGE, J.; KIRSCH, H.-J. & THIELE, S. (2014). Bilanzen (13. Aufl.). Düsseldorf: IDW.
- BAGOZZI, R. P. & YI, Y. (1988). On the evaluation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16(1), 74–94.
- BARNARD, L. (2007). The expert ceiling in epistemological beliefs. *Essays in Education*, 19, 85–95.
- BERDING, F. (2015). Entwicklung eines Modells zur Beschreibung des Einflusses der epistemischen Überzeugungen von Lehrkräften auf den Aufgabeneinsatz im kaufmännischen Unterricht. *bwp@*, 28, 1–30.
- BERDING, F. (2016). Welche Bedeutung haben epistemische Überzeugungen für Lernende in der beruflichen Bildung? *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, 112(1), 80–107.
- BERDING, F.; BRAUER, H.; LINDHORST-VON HEBEL, K.; BASTEN, M.; REBMANN, K. & WILDE, M. (2015). Gemeinsamkeiten und Unterschiede in den epistemischen Überzeugungen von angehenden Handelslehrkräften, Bankkaufleuten und Biologielehrkräften. *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, 111(3), 389–416.
- BORTZ, J. & DÖRING, N. (2009). *Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler* (4. Aufl.). Heidelberg: Springer.
- BRÅTEN, I.; BRIT, M. A.; STRØMSØ, H. I. & ROUET, J.-F. (2011). The role of epistemic beliefs in the comprehension of multiple expository texts: Toward an integrated model. *Educational Psychologist*, 46(1), 48–70.
- BRÅTEN, I.; STRØMSØ, H. I. & SAMUELSTUEN, M. S. (2008). Are sophisticated students always better? The role of topic-specific personal epistemology in the understanding of multiple expository texts. *Contemporary Educational Psychologist*, 33(4), 814–840.
- BRÖTZ, R.; ANNEN, S.; KAISER, F.; KÖCK, A.; KRIEGER, A.; NOACK, I.; PEPPINGHAUS, B.; SCHAAL, T. & TIEMANN, M. (2014). Gemeinsamkeiten und Unterschiede kaufmännisch-betriebswirtschaftlicher Aus- und Fortbildungsberufe (GUK). URL: http://www2.bibb.de/bibttools/tools/daprov/data/documents/pdf/ebv_42202.pdf [25.01.2016]

- BUEHL, M. M. (2008). Assessing the multidimensionality of students' epistemic beliefs across diverse cultures. In M. S. KHINE (Ed.), *Knowing, knowledge and beliefs* (pp. 65–112). Dordrecht: Springer.
- BUEHL, M. M.; ALEXANDER, P. A. & MURPHY, P. K. (2002). Beliefs about schooled knowledge: Domain specific or domain general? *Contemporary Educational Psychology*, 27(3), 415–449.
- BUEHL, M. M. & ALEXANDER, P. A. (2006). Examining the dual nature of epistemological beliefs. *Educational Research*, 45(1–2), 28–42.
- BÜHNER, M. (2011). *Einführung in die Test- und Fragebogenkonstruktion* (3. Aufl.). München: Pearson.
- BÜHNER, M. & ZIEGLER, M. (2009). *Statistik für Psychologen und Sozialwissenschaftler*. Hallbergmoos: Pearson.
- BURCKHARDT, F.; HINSCH, H.; KOSTEDE, W. & WESSELOH, H. (2014). Neues Rechnungswesen: süßes Nervengift oder ernst zu nehmender didaktischer Ansatz für den Rechnungswesenunterricht – eine Antwort auf Axel Stommel. *Wirtschaft und Erziehung*, 66(6), 223–235.
- BUTZE, F. (1936). Der Wert der Buchhaltung als Bildungsgut der wirtschaftsberuflichen Schulung.
- CANO, F. (2005). Epistemological beliefs and approaches to learning: Their change through secondary school and their influence on academic performance. *British Journal of Educational Psychology*, 75(2), 203–221.
- CHAI, C. S.; KHINE, M. S. & TEO, T. (2006). Epistemological beliefs on teaching and learning: A survey among pre-service teachers in Singapore. *Educational Media International*, 43(4), 285–298.
- CHAI, C. S.; TEO, T. & LEE, C. B. (2010). Modelling the relationships among beliefs about learning, knowledge, and teaching of pre-service teachers in Singapore. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 19(1), 25–42.
- CHAN, K.-W. (2006). The structure and nature of epistemological beliefs: Implications from literature review and syntheses of research findings. *Journal of Psychology in Chinese Societies*, 7(1), 141–161.
- CHAN, K.-W. (2011). Preservice teacher education students' epistemological beliefs and conceptions about learning. *Instructional Science*, 39(1), 87–108.
- CHAN, K.-W. & ELLIOTT, R. G. (2004). Relational analysis of personal epistemology and conceptions about teaching and learning. *Teaching and Teacher Education*, 20(8), 817–831.
- CHINN, C. A.; BUCKLAND, L. A. & SAMARAPUNGVAN, A. (2011). Expanding the dimensions of epistemic cognition: Arguments from philosophy and psychology. *Educational Psychologist*, 46(3), 141–167.
- CONLEY, A. M.; PINTRICH, P. R.; VEKIRI, I. & HARRISON, D. (2004). Changes in epistemological beliefs in elementary science students. *Contemporary Educational Psychology*, 29(2), 186–204.
- DAUENHAUER, E. (1977). *Der Anfangsunterricht im Rahmen der beruflichen Grundbildung* (3. Aufl.). Rinteln: Merkur.
- DAVEY, A. & SAVLA, J. (2010). *Statistical power analysis with missing data*. New York: Routledge.
- DEBACKER, T. K.; CROWSON, H. M.; BEESLEY, A. D.; THOMA, S. J. & HESTEVOLD, N. L. (2008). The challenge of measuring epistemic beliefs: An analysis of three self-report instruments. *The Journal of Experimental Education*, 76(3), 281–312.
- DENG, F.; CHAI, C. S.; TSAI, C.-C. & LEE, M.-H. (2014). The relationships among Chinese practicing teachers' epistemic beliefs, pedagogical beliefs and their beliefs about the use of ICT. *Educational Technology & Society*, 17(2), 245–256.
- ELBY, A. & HAMMER, D. (2010). Epistemological resources and framing: A cognitive framework for helping teachers interpret and respond to their students' epistemologies. In L. D. BEN-DIXEN & F. C. FEUCHT (Eds.), *Personal epistemology in the classroom* (pp. 409–434). Cambridge: Cambridge University Press.

- ERNST, F. (2012). Vergleich von deutschen und US-amerikanischen Rechnungswesenbüchern – Teil 1: Anordnung der Buchführungsinhalte. *Wirtschaft und Erziehung*, 1–2, 23–27.
- ERNST, F. (2014). Bilanzmethode oder Wirtschaftsinstrumentelles Rechnungswesen: Welche Methode ist die beste? *Wirtschaft und Erziehung*, 66(1), 16–18.
- FORNELL, C. & LARCKER, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement errors. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39–50.
- GOLDBACH, A. (2010). Vorteilhafte Buchungsregel des instrumentellen Ansatzes einer Rechnungswesendidaktik – auch für die kommunale Doppik. *Wirtschaft und Erziehung*, 10, 325–328.
- GOLDBACH, A. (2012). Abschließende Stellungnahme zu den Plinke-Beiträgen in WuE 6/2010 und WuE 1–2/2011 sowie 4/2011. *Wirtschaft und Erziehung*, 1–2, 28–31.
- GREENE, J. A.; AZEVEDO, R. & TORNEY-PURTA, J. (2008): Modeling epistemic and ontological cognition: Philosophical perspectives and methodological directions. *Educational Psychologist*, 43(3), 142–160.
- GREENE, J. A. & YU, S. B. (2014): Modeling and measuring epistemic cognition: A qualitative re-investigation. *Contemporary Educational Psychology*, 39(1), 12–28.
- GROEBEN, N. (1988). Explikation des Konstrukts „Subjektive Theorie“. In N. GROEBEN, D. WAHL, J. SCHLEE & B. SCHEELE (Hrsg.), *Das Forschungsprogramm Subjektive Theorien* (S. 17–24). Tübingen: Francke.
- GROSS, H. F. (1981). *Neue Didaktik des Rechnungswesens* (2. Aufl.). Rinteln: Merkur.
- GROSS, H. F. (1990). Die Neue (pagatorische) Didaktik des Rechnungswesens. In F. Achtenhagen (Hrsg.), *Didaktik des Rechnungswesens* (S. 198–218). Wiesbaden: Gabler.
- HEENE, M.; HILBERT, S.; DRAXLER, C.; ZIEGLER, M. & BÜHNER, B. (2011). Masking misfit in confirmatory factor analysis by increasing unique variances: A cautionary note on the usefulness of cutoff values of fit indices. *Psychological Methods*, 16(3), 319–336.
- HOFER, B. K. (2000). Dimensionality and disciplinary differences in personal epistemology. *Contemporary Educational Psychology*, 25(4), 378–405.
- HOFER, B. K. (2004). Exploring the dimensions of personal epistemology in differing classroom contexts: Student interpretations during the first year of college. *Contemporary Educational Psychology*, 29(2), 129–163.
- HOFER, B. K. & PINTRICH, P. R. (1997). The development of epistemological theories: Beliefs about knowledge and knowing and their relation to learning. *Review of Educational Research*, 67(1), 88–140.
- HOMBURG, C. & GIERING, A. (1996). Konzeptualisierung und Operationalisierung komplexer Konstrukte. *Marketing*, 18(1), 5–24.
- HOMBURG C.; PFLESSER, C. & KLARMANN, M. (2008). Strukturgleichungsmodelle mit latenten Variablen: Kausalanalyse. In A. Herrmann, C. Homburg & M. Klarmann (Hrsg.), *Handbuch Marktforschung* (3. Aufl.; S. 547–577). Wiesbaden: Gabler.
- HU, L. & BENTLER, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural equation modeling*, 6(1), 1–55.
- JEHNG, J.-C. J.; JOHNSON, S. D. & ANDERSON, R. C. (1993). Schooling and students' epistemological beliefs about learning. *Contemporary Educational Psychology*, 18(1), 23–35.
- KAISER, F. (2012). Was kennzeichnet Kaufleute? – Ihr berufliches Denken und Handeln aus historischer, soziologischer und ordnungspolitischer Perspektive. URL: http://www.bibb.de/dokumente/pdf/Fasshauer_Analysen_2012_Kaiser_Kaufleute.pdf [17.08.2013].
- KAPLAN, R. M. & SACCUZZO, D. P. (2013). *Psychological testing: Principles, applications, and issues* (8th ed.). Belmont: Wadsworth.
- KING, P. M. & KITCHENER, K. S. (1994): *Developing reflective judgment. Understanding and promoting intellectual growth and critical thinking in adolescence and adults*. San Francisco.
- KLINE, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2nd ed.). New York: The Guilford Press.

This material is under copyright. Any use outside of the narrow boundaries of copyright law is illegal and may be prosecuted.

This applies in particular to copies, translations, microfilming as well as storage and processing in electronic systems.

© Franz Steiner Verlag, Stuttgart 2016

- KÖLLER, O.; BAUMERT, J. & NEUBRAND, J. (2000). Epistemische Überzeugungen und Fachverständnis im Mathematik- und Physikunterricht. In J. BAUMERT, W. BOS & R. LEHMANN (Hrsg.), TIMSS/III Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie. Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn (S. 229–269). Opfaden: Leske + Budrich.
- LOUNSBURY, J. W.; GIBSON, L. W. & SAUDARGAS, R. A. (2006). Scale development. In F. T. L. LEONG & J. T. AUSTIN (Eds.), *The psychology research handbook* (pp. 125–146). Thousand Oaks: Sage.
- MASON, L.; BOSCOLO, P.; TORNATORA, M. C. & RONCONI, L. (2013). Besides knowledge: A cross-sectional study of the relations between epistemic beliefs, achievement goals, self-beliefs, and achievement in science. *Instructional Science*, 41(1), 49–79.
- MINNAMEIER, G. & LINK, M. (2010). Jenseits des wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesens – Ein kognitiv-struktureller und inferentieller Ansatz. *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, Beiheft 23, 107–121.
- MOKWINSKI, B. (2011). *Entwicklungen von epistemologischen Überzeugungen in ausgewählten Berufsfeldern der Berufsausbildung*. München: Hampp.
- MÖLLER, H. P. & HÜFNER, B. (2004). *Betriebswirtschaftliches Rechnungswesen. Die Grundlagen von Buchführung und Finanzberichten*. München: Pearson.
- MUIS, K. R.; BENDIXEN, L. D. & HAERLE, F. C. (2006). Domain-generality and domain-specificity in personal epistemology research: Philosophical and empirical reflections in the development of a theoretical framework. *Educational Psychology Review*, 18(1), 3–54.
- MÜLLER, S. (2009). *Methoden zur Erfassung epistemologischer Überzeugungen von Handelslehramtsstudierenden. Eine empirische Vergleichsstudie*. München: Hampp.
- MÜLLER, S.; PAECHTER, M. & REBMANN, K. (2008). Aktuelle Befunde zur Lehr-Lernforschung: Epistemologische Überzeugungen zu Wissen und Wissenserwerb. *bwp@*, 14, 1–16.
- OTTING, H.; ZWAAL, W.; TEMPELAAR, D. & GIJSELAERS, W. (2010). The structural relationship between students' epistemological beliefs and conceptions of teaching and learning. *Studies in Higher Education*, 35(7), 741–760.
- PAECHTER, M.; REBMANN, K.; SCHLÖMER, T.; MOKWINSKI, B.; HANEKAMP, Y. & ARENDASY, M. (2013): Development of the Oldenburg Epistemic Beliefs Questionnaire (OLEQ), a German questionnaire based on the Epistemic Belief Inventory (EBI). *Current Issues in Education*, 16(1), 1–18.
- PAULSEN, M. B. & FELDMAN, K. A. (1999). Student motivation and epistemological beliefs. *New Directions for Teaching and Learning*, 78, 18–25.
- PAULSEN, M. B. & WELLS, C. T. (1998). Domain differences in the epistemological beliefs of college students. *Research in Higher Education*, 39(4), 365–384.
- PAWLIK, W. (1980). Fachdidaktik des Unterrichts im Rechnungswesen. *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, 76(1), 33–42.
- PLINKE, W. (2010). Inakzeptable Buchungsregel des wirtschaftsinstrumentellen Ansatzes, des Werte- und Geldflussmodells sowie des Modells des doppischen Rechnungs- und Haushaltswesens für Kommunen in Deutschland. *Wirtschaft und Erziehung*, 6, 171–173.
- PLINKE, W. (2011a). Mangelhafte Terminologie, Aussagen und Junktoren in der wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesendidaktik. *Wirtschaft und Erziehung*, 1–2, 21–27.
- PLINKE, W. (2011b). Gravierende Mängel in der wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesendidaktik erfordern ein Umdenken. *Wirtschaft und Erziehung*, 4, 98–104.
- PLINKE, W. (2014). *Essay zur Kakophonie in der (wirtschaftsinstrumentellen) Rechnungswesendidaktik, der die langersehnte Euphorie nicht gelingen will*. *Wirtschaft und Erziehung*, 66(8), 306–311.

- PREISS, P. (2011a). Symmetrie von Wert und Gegenwert als Grundlage der Doppik – Eine Entgegnung zu den Aufsätzen von W. Plinke in WuE 6/2010 und 1–2/2011 – Teil 1. *Wirtschaft und Erziehung*, 9, 284–291.
- PREISS, P. (2011b). Symmetrie von Wert und Gegenwert als Grundlage der Doppik – Eine Entgegnung zu den Aufsätzen von W. Plinke in WuE 6/2010 und 1–2/2011 – Teil 2. *Wirtschaft und Erziehung*, 10, 328–333.
- PREISS, P. & TRAMM, T. (1990). *Wirtschaftsinstrumentelle Buchführung – Grundzüge eines Konzepts der beruflichen Grundqualifikation im Umgang mit Informationen über Mengen und Werte*. In F. ACHTENHAGEN (Hrsg.), *Didaktik des Rechnungswesens* (S. 13–94). Wiesbaden: Gabler.
- PREISS, P. & TRAMM, T. (1996a). Vorwort. In P. PREISS & T. TRAMM (Hrsg.), *Rechnungswesenunterricht und ökonomisches Denken* (S. V–VI). Wiesbaden: Gabler.
- PREISS, P. & TRAMM, T. (1996b). Die Göttinger Unterrichtskonzeption des wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesens. In P. PREISS & T. TRAMM (Hrsg.), *Rechnungswesenunterricht und ökonomisches Denken* (S. 222–323). Wiesbaden: Gabler.
- QIAN, G. & ALVERMANN, D. (1995). Role of epistemological beliefs and learned helplessness in secondary school students' learning science concepts from text. *Journal of Educational Psychology*, 87(2), 282–292.
- REINECKE, J. (2014). *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften* (2. Aufl.). München: Oldenbourg.
- RICCO, R.; SCHUYTEN PIERCE, S. & MEDINILLA, C. (2010). Epistemic beliefs and achievement motivation in early adolescence. *Journal of Early Adolescence*, 30(2), 305–340.
- RÜCKWART, W.-D. (2009). Die didaktische Ausrichtung des Rechnungswesens auf der betriebswirtschaftlichen Grundlage von Werte- und Geldflüssen. *Flügelstift*, 2, 38–61.
- RÜCKWART, W.-D. (2010). Und sie bewegt sich doch: Buchführungsdidaktik im Umbruch. *Wirtschaft und Erziehung*, 11, 359–364.
- RULE, D. C. & BENDIXEN, L. D. (2010). The integrative model of personal epistemology development: Theoretical underpinnings and implications for education. In L. D. BENDIXEN & F. C. FEUCHT (Eds.), *Personal epistemology in the classroom* (pp. 94–123). Cambridge: Cambridge University Press.
- SAEED, K.; REZA, Z. & MOMENE, G. (2014). Pre-service English teacher's epistemological beliefs and their conceptions of teaching. *International Journal of Research Studies in Psychology*, 3(1), 3–12.
- SCHEELE, B. & GROEBEN, N. (1988). Die Binnenstruktur Subjektiver Theorien. In N. GROEBEN, D. WAHL, J. SCHLEE & B. SCHEELE (Hrsg.), *Das Forschungsprogramm Subjektive Theorien* (S. 47–70). Tübingen: Francke.
- SCHIERENBECK, H. (2003). *Grundzüge der Betriebswirtschaftslehre* (16. Aufl.). München: Oldenbourg.
- SCHOMMER, M. (1990). Effects of beliefs about the nature of knowledge on comprehension. *Journal of Educational Psychology*, 82(3), 498–504.
- SCHOMMER-AIKINS, M. (2004). Explaining the epistemological belief system: Introducing the embedded systemic model and coordinated research approach. *Educational Psychologist*, 39(1), 19–29.
- SCHOMMER-AIKINS, M.; DUELL, O. K. & BARKER, S. (2003). Epistemological beliefs' across domains using Biglans' classification of academic disciplines. *Research in Higher Education*, 44(3), 347–366.
- SCHRAW, G.; BENDIXEN, L. D. & DUNKLE, M. E. (2002). Development and validation of the Epistemic Belief Inventory (EBI). In B. K. HOFER & P. R. PINTRICH (Eds.), *Personal epistemology* (pp. 261–276). Mahwah: Erlbaum.

This material is under copyright. Any use outside of the narrow boundaries of copyright law is illegal and may be prosecuted.

This applies in particular to copies, translations, microfilming as well as storage and processing in electronic systems.

© Franz Steiner Verlag, Stuttgart 2016

- SEIFRIED, J. (2002). Selbstorganisiertes Lernen im Rechnungswesen. *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, 98(1), 104–121.
- SEIFRIED, J. (2004). Fachdidaktische Variationen in einer selbstorganisationsoffenen Lernumgebung. Eine empirische Untersuchung im Rechnungswesenunterricht. Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.
- SO, H.-J.; LEE, J.-Y.; ROH, S.-Z. & LEE, S.-K. (2010). Examining epistemological beliefs of pre-service teachers in Korea. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 19(1), 79–97.
- STOMMEL, A. (2014). Bilanzmethode oder „Neues Rechnungswesen“: Welche Methode fördert das ökonomische Denken. *Wirtschaft und Erziehung*, 66(4), 148–154.
- TEO, T. (2013). Examining the psychometric properties of the Epistemic Beliefs Inventory (EBI). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 31(1), 72–79.
- TEO, T. & CHAI, C. S. (2011). Confirmatory factor analysis of the Epistemic Beliefs Inventory (EBI): A cross-cultural study. *The International Journal of Educational and Psychological Assessment*, 9(1), 1–13.
- TRAMM, T. (2005). Wirtschaftsinstrumentelles Rechnungswesen konkret. In D. SEMBILL & J. SEIFRIED (Hrsg.), *Rechnungswesenunterricht am Scheideweg* (S. 99–122). Wiesbaden: Deutscher Universitätsverlag.
- TRAMM, T.; HINRICHS, K. & LANGENHEIM, H. (1996). Lernschwierigkeiten im Buchführungsunterricht. In P. PREISS & T. TRAMM (Hrsg.), *Rechnungswesenunterricht und ökonomisches Denken* (S. 158–221). Wiesbaden: Gabler.
- TRAUTWEIN, U. & LÜDTKE, O. (2007). Predicting global and topic-specific certainty beliefs: Domain-specificity and the role of the academic environment. *British Journal of Educational Psychology*, 77(4), 907–934.
- TRAUTWEIN, U.; LÜDTKE, O. & BEYER, B. (2004). Rauchen ist tödlich, Computerspiele machen aggressiv? Allgemeine und theorienspezifische epistemologische Überzeugungen bei Studierenden unterschiedlicher Fachrichtungen. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 18(3–4), 187–199.
- TSAI, C.-C.; HO, H. N. J.; LIANG, J.-C. & LIN, H.-M. (2011). Scientific epistemic beliefs, conceptions of learning science and self-efficacy of learning science among high school students. *Learning and Instruction*, 21(6), 757–769.
- TÜRLING, J. M.; SEIFRIED, J.; WUTTKE, E.; GEWIESE, A. & KÄSTNER, R. (2011). ‚Typische‘ Schülerfehler im Rechnungswesenunterricht – Empirische Befunde einer Interviewstudie. *Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik*, 107(3), 390–407.
- WALTERMANN, A. (1976). Neustrukturierung des Anfangsunterrichts in Buchführung. *Wirtschaft und Erziehung*, 18(7), 198–202.
- WEIBER, R. & MÜHLHAUS, D. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung. Eine anwendungsorientierte Einführung in die Kausalanalyse mit Hilfe von AMOS, SmartPLS und SPSS* (2. Aufl.). Berlin: Springer.
- WELCH, A. G. & RAY, C. M. (2012). A preliminary report of the psychometric properties of the Epistemic Beliefs Inventory. *The European Journal of Social & Behavioural Sciences*, 2(2), 279–303.
- WEST, S. G.; FINCH, J. F. & CURRAN, P. J. (1995). Structural equation models with nonnormal variables. In R. H. HOYLE (Ed.), *Structural equation modeling* (pp. 56–75). Thousand Oaks: Sage.
- WÖHE, G. & DÖRING, C. (2005). *Einführung in die Allgemeine Betriebswirtschaftslehre* (22. Aufl.). München: Vahlen.
- WONG, A. K.-Y.; CHAN, K.-W. & LAI, P.-Y. (2009). Revisiting the relationships of epistemological beliefs and conceptions about teaching and learning of pre-service teachers in Hong Kong. *The Asia-Pacific Education Researcher*, 18(1), 1–19.
- ZINN, B. (2010). Ein Einblick in die wissensbezogenen Überzeugungen von Auszubildenden in gewerblich-technischen Berufsfeldern. *Berufsbildung*, 12, 43–47.

- ZINN, B. (2013). Überzeugungen zu Wissen und Wissenserwerb von Auszubildenden. Münster: Waxmann.
- ZINN, B. & SARI, D. (2015). Epistemologische Überzeugungen von Auszubildenden und deren Einfluss auf die metalltechnische Fachkompetenz. *Journal of Technical Education*, 3(1), 75–91.
- ZINNBAUER, M. & EBERL, M. (2005). Überprüfung der Spezifikation und Güte von Strukturgleichungsmodellen. *Wissenschaftliches Studium*, 34(10), 566–572.

DR. FLORIAN BERDING

Universität Oldenburg, Department für Wirtschafts- und Rechtswissenschaften,
Fachgebiet Berufs- und Wirtschaftspädagogik, Postfach 25 03, 26111 Oldenburg,
florian.berding@uni-oldenburg.de

