

bwp@ Spezial 11 | Januar 2016

Unterrichtsforschung im Fach Rechnungswesen

Empirische Ergebnisse aus einem Forschungsseminar von Studierenden der Wirtschaftspädagogik an der Universität Bamberg

Hrsg. v. **Christoph Helm**

Maria KRUMPHOLZ

(Universität Bamberg)

Welchen Einfluss übt die kognitive Aktivierung im Fach Rechnungswesen auf den Lernerfolg der SchülerInnen aus? Eine Analyse direkter und indirekter Effekte im Rahmen der LOTUS-Studie.

Online unter:

http://www.bwpat.de/spezial11/krumpholz_bwpat_spezial11.pdf

www.bwpat.de | ISSN 1618-8543 | **bwp@** 2001–2016

bwp@

www.bwpat.de

Herausgeber von **bwp@** : Karin Büchter, Martin Fischer, Franz Gramlinger, H.-Hugo Kremer und Tade Tramm

Berufs- und Wirtschaftspädagogik - online

Welchen Einfluss übt die kognitive Aktivierung im Fach Rechnungswesen auf den Lernerfolg der SchülerInnen aus? Eine Analyse direkter und indirekter Effekte im Rahmen der LOTUS-Studie

Abstract

Eine zentrale Frage der Lehr-Lern-Forschung stellt die Identifikation relevanter Prädiktoren fachlicher Schülerkompetenzen dar. In dieser Arbeit soll deshalb der Einfluss des Unterrichtsmerkmals kognitive Aktivierung (KA) auf die Rechnungswesenkompetenz (RK) analysiert werden, da diese insbesondere für das fachliche Verständnis und den Wissenserwerb relevant ist. Im Kontext der im Rahmen von TIMSS durchgeführten Pythagoras-Studie wurde ein bewährtes Theoriemodell entwickelt, das die Wirksamkeit von kognitiv aktivierendem Mathematikunterricht erklärt. Aufgrund der Relevanz von Mathematik für kaufmännische Prozesse ist anzunehmen, dass diese Wirkung auch für den kaufmännischen Unterricht gilt. Daher erfolgt die Überprüfung eines Ausschnittes des Modells der Basisdimensionen von Unterrichtsqualität und deren vermutete Wirkungen auf das Wissen und Verständnis von Lernenden im Fach Rechnungswesen. Infolge der KA durch die Lehrkraft müssen die Lerninhalte von den Lernenden im Rahmen kognitiver Lernaktivität (KLA) verarbeitet und verstanden werden. Mithilfe eines eigens entwickelten RK-Tests wird der Lernerfolg der SchülerInnen erfasst.

Um didaktische Handlungsempfehlungen für einen erfolgreichen Rechnungswesenunterricht abzuleiten, erfolgte an 24 österreichischen berufsbildenden Schulen im Rahmen der LOTUS-Studie (Helm, 2014) eine Untersuchung verschiedener Determinanten der Schülerleistung. In der vorliegenden Arbeit werden die Daten der Felderhebung zum Ende der 9. Jahrgangsstufe analysiert. Der Altersdurchschnitt der insgesamt 648 Probanden (447 weiblich und 183 männlich), beträgt 14.5 Jahre. Auf Schüler- sowie Klassenebene führten die Regressionsanalysen zu denselben Ergebnissen. Die zentrale Hypothese, dass KA einen Einfluss auf die Schülerleistung ausübt, konnte nicht bestätigt werden. Auf dem indirekten Wirkungspfad ließ sich jedoch ein positiver Effekt zwischen der KA und der Mediationsvariablen KLA belegen. Allerdings konnte kein bedeutsamer Einfluss der KLA, die die Verarbeitungstiefe der Lernenden repräsentiert, auf die RK festgestellt werden. Diese Ergebnisse bedürfen einer intensiven theoriegeleiteten und datengestützten Diskussion, um Ursachen, Auswirkungen, Lösungsmöglichkeiten sowie praktische Implikationen für die Lehr-Lern-Forschung und Unterrichtspraxis der Domäne Rechnungswesen aufzuzeigen.

Schlüsselwörter: kognitive Aktivierung, Rechnungswesen, Schülerleistung, berufsbildende Schulen

Does the influence of cognitive activation in professional accounting predict the learning success of pupils?

The identification of relevant predictors of students' subject-specific achievement is one of the central questions in teaching and learning research. Therefore, this article focuses on cognitive activation and its effects on accounting competence. This method of instruction is especially relevant for subject-specific understanding and knowledge acquisition. In the context of the well-known Pythagoras-Study an established theoretical model was generated that successfully explains the efficiency of cognitively activating mathematics lessons. Based on the relevance of mathematics for the understanding of commercial processes we assume that this theoretical model is also true for business-related domains. Thus, parts of theoretical model of basic dimensions of instruction quality and their assumed effects on students' knowledge and understanding are examined. As part of classroom learning, students process, reflect and understand learning content as a result to the cognitive activation through teachers. In the present study students' achievements will be measured with a specially developed accounting competence test.

Within the framework of the LOTUS study (Helm, 2014) an examination of several determinants of students' performance took place at 24 vocational schools in Austria in order to develop didactical guidance for effective accounting lessons. This article comprises an analysis of data of the second measurement point at the end of grade 9. The average age of the 648 tested pupils, 447 female and 183 male participants, was 14.5 years. The regression analysis resulted in the same findings when conducted on individual and on the class level. The central hypothesis that cognitive activation influences students' performance could not be confirmed. However, it proved that there exists a positive effect of cognitive activation on the mediation variable cognitive learning activity. Nevertheless, there was no considerable impact of cognitive learning activity, which represents the processing depth of learning, on the students' accounting competence. These results require an intensive theory-driven and data-based discussion to show causes, consequences, solutions and practical implications for teaching and learning research and the teaching practice in accounting.

Keywords: cognitive activation, accounting, students' performance, vocational schools

1 Problemstellung

„Fachliche Leistungen gelten gemeinhin als das zentrale Zielkriterium, an dem der Erfolg von Schule und Unterricht gemessen wird“ (Schrader/Helmke 2008, 285). Die Identifikation relevanter Prädiktoren von fachlichen Schülerkompetenzen stellt eine der zentralen Fragen der Lehr-Lern-Forschung dar (Schrader/Helmke, 2008; Hosenfeld/Helmke/Schrader 2002). Im Gegensatz zu allgemeinbildenden Unterrichtsfächern, wie insbesondere Mathematik (Schrader/Helmke 2008, 288 & 296), liegt die Forschung im Berufsbildungsbereich und vor allem in der Domäne Rechnungswesen weit zurück (Seeber et al. 2010; Seifried 2004; Helm 2014). Bisherige Analysen im Bereich Rechnungswesen fokussierten sich besonders auf das duale Ausbildungssystem (Helm 2015, 7). Im Rahmen der LOTUS-Studie (Lernen in Offenen und Traditionellen UnterrichtSettings) wurden u.a. Determinanten für die Entwicklung von Schü-

lerleistungen im Fach Rechnungswesen an österreichischen berufsbildenden mittleren und höheren Schulen (BMHS) untersucht, um didaktische Handlungsempfehlungen für die Unterrichtspraxis abzuleiten (Helm 2014). Ziel dieser Arbeit ist eine weiterführende Untersuchung ausgewählter Prädiktoren, die die Rechnungswesenkompetenz österreichischer BMHS-SchülerInnen aufgrund theoretischer sowie empirischer Grundlagen besonders zu beeinflussen scheinen.

Allgemein gilt, dass neben individuellen Schülermerkmalen, die den „engsten Bezug zur Leistung“ (Schrader/Helmke 2008, 287) aufweisen, insbesondere Qualitätsmerkmale guten Unterrichts für die Schülerleistung förderlich sind (Klieme/Rakoczy 2008, 228). Basierend auf motivations-, kognitions- sowie instruktionspsychologischen Annahmen wurden im Kontext der TIMSS-Video-Studie die drei „Basisdimensionen guten Unterrichts“ (ebd.) extrahiert: „schülerorientiertes Unterrichtsklima, kognitive Aktivierung und effiziente Klassenführung“ (Helmke/Klieme 2008, 306). Darauf aufbauend entwickelten Klieme, Pauli und Reusser (2009, 140) im Rahmen der Pythagoras-Studie ein theoretisches Modell, das die elementaren Tiefenstrukturdimensionen von Unterrichtsqualität und deren Effekte auf die Schülerleistung und -motivation abbildet. Für „fachliches Verständnis und Wissenserwerb“ (Helmke/Klieme 2008, 306) ist dabei die kognitive Aktivierung besonders relevant. Kognitiv aktivierender Unterricht ist fachlich anspruchsvoll und zudem auf die individuellen Voraussetzungen der Lernenden abgestimmt (Lipowsky 2006, 60; Leuders/Holzäpfel 2011, 216). Je tiefer SchülerInnen die Lerninhalte verarbeiten, desto elaborierter ist deren Wissen und Verständnis, was sich positiv auf den Lernerfolg auswirkt (Klieme et al. 2009, 140f.). Es stellt sich in diesem Zusammenhang die Frage, ob diese Wirkungsweisen auf den Rechnungswesenunterricht (RWU) übertragbar sind, da das fachspezifisch auszulegende Theoriemodell sich bisher lediglich bei der „Erklärung der Wirksamkeit von Mathematikunterricht“ (Helmke/Klieme 2008, 306) bewährte.

Es wurde bereits mehrfach belegt, dass die Mathematikkompetenz einen zentralen Prädiktor für die kaufmännischen Fähigkeiten von SchülerInnen darstellt (Seeber 2013; Winter/Sagmeister/Schade 2013). Zum Lösen kaufmännischer Problemstellungen im RWU sind mathematische Konzepte, Modelle sowie Routinen erforderlich (Seeber 2013, 73 & 88). Damit lässt sich die Überprüfung des Modellausschnittes nach Klieme, Pauli & Reusser (2009, 140) für den RWU in der 9. Jahrgangsstufe an österreichischen BMH-Schulen begründen. Im Zentrum steht demnach die Frage, welchen Einfluss das fachdidaktische Unterrichtsmerkmal *kognitive Aktivierung* (KA) auf die *Rechnungswesenkompetenz* (RK) ausübt. Dabei werden sowohl direkte als auch indirekte Effekte über die *kognitive Lernaktivität* (KLA) untersucht.

Aufbauend auf dem TIMSS-Leistungstests zeigen empirische Befunde, dass der Lernzuwachs im Fach Mathematik durch das Ausmaß KA bestimmbar ist (Klieme et al. 2001, 53; Klieme et al. 2009, 153). Das kognitive Anspruchsniveau von Aufgaben stellte sich auch bei Baumert et al. (2010, 162) im Rahmen der COACTIV-Studie als signifikanter Prädiktor für die Mathematikleistung in der 10. Jahrgangsstufe heraus. Für die Pythagoras-Studie wurde ein multiperspektivischer Ansatz gewählt, wonach Unterricht aus Schüler-, Lehrer- und Beobachterperspektive erfasst wird (Klieme et al. 2006, 132 & 134). Es konnte ein „signifikant positiver

Einfluss des prozessorientierten Umgangs mit Hausaufgaben“ (ebd., 139), als ein Indikator für die KA, auf die Entwicklung der Schülerleistung auf Klassenebene nachgewiesen werden.

In existierenden empirischen Arbeiten erfolgt die Operationalisierung von kognitiv aktivierendem Unterricht durch äußerst heterogene Skalen. Auf Basis einer Analyse einschlägiger Forschungsarbeiten sowie einer Faktorenanalyse werden in dieser Arbeit die beiden Konstrukte KA (bezogen auf das Lehrerhandeln) sowie KLA (spiegelt die Verarbeitungstiefe der SchülerInnen wider) operationalisiert. Die RK, die die Schülerleistung repräsentiert, wurde mithilfe eines selbstentwickelten RK-Tests erhoben (Helm/Wimmer 2012, 24; Helm in Druck).

Um die Forschungsfrage zu beantworten, erfolgt zunächst eine Darstellung des zugrundeliegenden theoretischen Modells, gefolgt von aktuellen Forschungsbefunden, den Begriffsdefinitionen sowie der Ableitung der zu prüfenden Hypothesen. Nach den Ausführungen zum Studiendesign und zur Methodik werden die Ergebnisse vorgestellt. Die Diskussion der Untersuchungsergebnisse, Limitationen und ein kurzer Ausblick stellen den Abschluss der Arbeit dar.

2 Theoretische Grundlagen und aktueller Forschungsstand

Im zweiten Kapitel werden der theoretische Hintergrund und die empirischen Befunde aufgezeigt. Der Diskussion und Definition der relevanten Begriffe folgt die Darstellung der zu untersuchenden Hypothesen.

2.1 Theoretischer Hintergrund

Den theoretischen Bezugsrahmen für die vorliegende Untersuchung bildet das im Rahmen der Pythagoras-Studie entwickelte und in Abbildung 1 dargestellte Modell der Basisdimensionen von Unterrichtsqualität und deren vermuteter Wirkungen (Klieme et al. 2009).

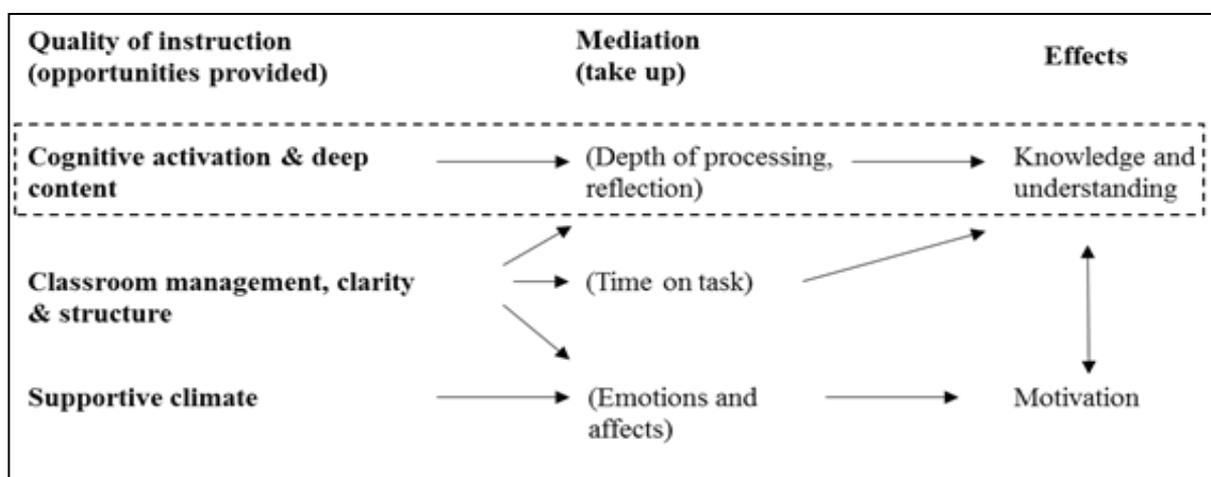


Abbildung 1: Theoretisches Modelle der Tiefenstruktur des Basisdimensionen von Unterrichtsqualität und deren Effekte auf das Lernen sowie die Motivation von SchülerInnen nach Klieme et al. (2009, 140).

Basierend auf Prozess-Produkt- und konstruktivistischen Forschungsparadigmen sowie unter Einbezug von Kognitions- und Motivationstheorien identifizierten Klieme et al. (2009, 139f.) die drei „basic (‘deep structure’) quality dimensions“ (ebd., 139) „schülerorientiertes Unterrichtsklima, kognitive Aktivierung und effiziente Klassenführung“ (Helmke/Klieme 2008, 306). In der vorliegenden Untersuchung steht der Modellausschnitt um die Basisdimension KA und deren Wirkung auf die Schülerleistung im Fokus (Hervorhebung in Abbildung 1), da sie insbesondere für „fachliches Verständnis und Wissenserwerb“ (Helmke/Klieme 2008, 306) und damit für die hier forschungsleitende Fragestellung relevant ist.

Klieme et al. (2009, 140f.) verstehen unter KA sämtliche beobachtbare pädagogische Vorgehensweisen und Muster auf Unterrichtsebene, die SchülerInnen dabei unterstützen, konstruktiv und reflektierend auf hohem Niveau zu denken. Dadurch entwickeln Lernende eine elaborierte, inhaltsbezogene Wissensbasis (ebd.). Im Zuge des TIMSS-Leistungstests wurde gezeigt, dass der „Lernzuwachs ... durch das Ausmaß der *kognitiven Aktivierung*“ (Klieme et al. 2001, 53 [Hervorhebung im Original]) bestimmbar ist. Deshalb soll auch im Rahmen dieser Arbeit untersucht werden, ob ein direkter Effekt der KA auf die Schülerleistung im Fach Rechnungswesen (RK) besteht (vgl. 2.4, H1).

Das dargestellte Modell (Abbildung 1) postuliert allerdings eine indirekte Wirkung der KA durch die Lehrperson über die Verarbeitungstiefe und Reflexion, also die KLA der SchülerInnen, auf das erworbene Wissen. Dies lässt sich auf die Arbeit von Brophy (2000, 19) zurückführen, wonach gut durchdachte, strukturierte Lehrerfragen Lernende zum Verarbeiten und Reflektieren von Unterrichtsinhalten anregen. Diese Art von KA fördert das vernetzte und kritische Denken der Lernenden und befähigt sie zur Anwendung der Kerngedanken beim Lösen komplexer Probleme (ebd.). Je intensiver die SchülerInnen Inhalte verarbeiten, desto elaborierter ist deren Wissen und Verständnis. Auch die Arbeit von Minnameier und Hermkes (2014, 128) stützt diesen Wirkungszusammenhang, da allgemeine KA aus Konfiguration schülerseitiger Denkprozesse und lehrerseitiger Instruktionen resultiert. Diese Argumentation dient als Grundlage für die Prüfung der indirekten Wirkung (vgl. 2.4, H2).

2.2 Empirische Befunde

In Ergänzung zu den bereits aufgeführten empirischen Befunden belegen folgende Arbeiten das Interesse an der Frage, welchen direkten oder indirekten Einfluss die KA auf die fachliche Schülerleistung ausübt.

(1) Hiebert und Grouws (2007, 388ff.) stellen in ihrer Ausarbeitung mehrere Studien vor, in denen positive Effekte durch kognitiv anspruchsvolle Mathematikaufgaben, als ein Indikator der KA, auf die Verarbeitungstiefe und damit auf den Lernerfolg nachgewiesen wurden.

(2) Baumert et al. (2010, 135) untersuchten im Kontext von Mathematikunterricht den Einfluss von Wissensdimensionen von Lehrkräften auf die Unterrichtsqualität und den Lernfortschritt von SchülerInnen. Dabei ergab sich ebenfalls folgendes Bild: „Cognitive level of tasks ... proved to be significant predictors of mathematics achievement at the end of Grade 10.“ (ebd., 162)

(3) KA gilt als ein Merkmal konstruktivistischen Unterrichts, weshalb sie als zentrale Einflussgröße für die Leistungsentwicklung angesehen wird (Minnameier/Hermkes, 2014, 124). Aus diesem Grund befassten sich Minnameier und Hermkes (2014, 128f.) mit der Operationalisierung dieser Variable in der Domäne Rechnungswesen.

Die dargelegten Untersuchungen stellen einen Ausschnitt aus der aktuellen Unterrichtsforschung dar. Dadurch wird deutlich, dass das Konstrukt der KA bisher insbesondere in der Domäne Mathematik diskutiert wurde (Leuders/Holzäpfel 2011; Kunter et al. 2005; Pauli et al. 2008).

2.3 Begriffsverständnis

Grundsätzlich ist wichtig, dass die Konkretisierung der Bedeutung des Begriffs KA fach- und bildungsstufenspezifisch ist (Klieme/Rakoczy 2008, 229). Der Fokus liegt in dieser Arbeit auf der Domäne Rechnungswesen für die 9. Jahrgangsstufe an kaufmännischen und humanberuflichen Vollzeitschulen in Österreich. Im Rahmen der Untersuchung wird u.a. auf das ursprüngliche am Max-Planck-Institut für Bildungsforschung entwickelte Begriffsverständnis zurückgegriffen (Klieme et al. 2001, 50), wonach KA einen „fachlich anspruchsvollen Unterricht beschreibt, der Schüler zum vertieften Nachdenken und zu einer elaborierten Auseinandersetzung mit dem Unterrichtsgegenstand anregt“ (Lipowsky 2006, 60). Wichtig ist auch, „dass sich Lernende auf einem ihren Lernvoraussetzungen angemessenen, möglichst hohen kognitiven Niveau mit dem Lerngegenstand befassen“ (Leuders/Holzäpfel 2011, 216). Dabei ist anzumerken, dass die KA von Lernenden im Unterricht nicht direkt beobachtbar ist (Lipowsky 2006, 60). Es wird daher versucht sie „über verschiedenen Indikatoren approximativ zu erfassen“ (ebd.). Dem Lehrerverhalten, das durch Schülerbefragungen abgebildet wird, kommt hierbei eine zentrale Rolle zu.

Empirische Studien weisen ein im Kern übereinstimmendes Begriffsverständnis für das Konstrukt der KA auf. Heterogenität besteht dahingegen bei der, zur Operationalisierung herangezogenen, Indikatorenauswahl. Dies verdeutlicht folgende Auflistung: anspruchsvolle Unterrichtsgespräche, herausfordernde Aufgaben, Begründungspflicht im Lehrer-Schüler-Gespräch und prozessorientierter Einbezug von Hausaufgaben (Klieme et al. 2006, 138f.; Klieme et al. 2001, 51; Baumert et al. 2010, 145; Leuders/Holzäpfel 2011, 213ff.).

Werden die Konzeptionen der aufgeführten Forschungsarbeiten mit dem hier zugrunde gelegten theoretischen Modell nach Klieme et al. (2009) verglichen, ergibt sich eine Differenzierung in die Konstrukte KA (Lehrerbezug) und KLA (Schüleraktivität). Eine detaillierte Erläuterung des Begriffs der KLA wurde bereits im Zuge der Darstellung des Theoriemodells vorgenommen (vgl. 2.1).

Unter der RK ist im Rahmen der LOTUS-Studie der Lernerfolg von SchülerInnen im Fach Rechnungswesen zu verstehen (Helm/Wimmer 2012, 24). Dieser zeigt sich traditionell „im Ausmaß der Bewältigung schulbuchtypischer Aufgabenstellungen“ (ebd., 25). Eigens dafür wurde das Testverfahren WBB „Wissensüberprüfung von Basiskenntnissen der Buchhaltung“ (ebd. 24) entwickelt, das die Fähigkeit misst, die Systematik der doppelten Buchhaltung an-

zuwenden (Grohmann-Steiger/Schneider/Eberhartinger 2008, 52f.). Die korrekte Verbuchung von Geschäftsfällen stellt eine typische Testaufgabe dar. Damit erfolgt tendenziell eine Erfassung von Wissen und nicht wie begrifflich postuliert einer Kompetenz in der Domäne RW. Die Diskussion um Kompetenzbegriffe sowie -messverfahren wird an dieser Stelle jedoch nicht thematisiert. Dennoch stimmt diese Arbeitsdefinition mit dem Kompetenzmodell, auf das österreichische Berufsbildungsstandards aufbauen, überein (Helm 2014, 153). Für nähere Informationen siehe Helm (in Druck).

2.4 Hypothesen

Aus den obigen Ausführungen zur Theorie, den empirischen Befunden sowie dem Begriffsverständnis lassen sich die in Abbildung 2 visualisierten Hypothesen ableiten.

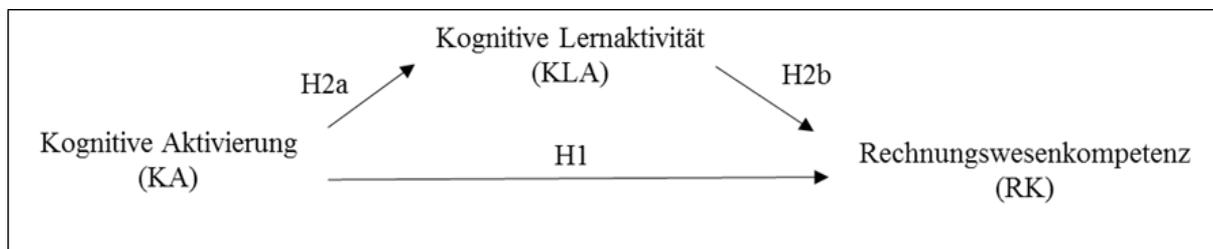


Abbildung 2: Visuelle Darstellung der zu untersuchenden Hypothesen

Die interessierenden und zu prüfenden Hypothesen lauten wie folgt:

H1: Die KA übt einen direkten positiven Einfluss auf die RK aus.

H2: Im Fach Rechnungswesen besteht ein indirekter positiver Effekt zwischen der KA und der RK, der mithilfe der Hypothesen H2a und H2b untersucht wird:

H2a: Die KA übt einen direkten positiven Einfluss auf die KLA der SchülerInnen im Fach Rechnungswesen aus.

H2b: Die KLA der SchülerInnen übt einen direkten positiven Einfluss auf die RK aus.

3 Methode

In diesem Kapitel erfolgt die Darstellung der Methodik. Beginnend mit einer Beschreibung des Studiendesigns und der Stichprobe, wird anschließend auf die Erhebungsinstrumente sowie die Operationalisierung eingegangen. Die Prüfung der Voraussetzungen für die Durchführung der Regressionsanalysen bildet den Abschluss.

3.1 Studiendesign und Stichprobe

Die Daten wurden im Rahmen der LOTUS-Studie (Lernen in Offenen und Traditionellen Unterrichtssettings) erhoben (Helm 2014). In Form einer Feldtestung erfolgte eine Schülerbefragung in realen Unterrichtssettings an sieben BMHS in Österreich. Die Längsschnittstudie um-

fasste fünf Messzeitpunkte, wobei in vorliegender Untersuchung lediglich die Daten der zweiten Messung analysiert werden, die am Ende der 9. Jahrgangsstufe im Sommer 2012 erfolgte. In 24 Klassen wurde jeweils ein Papier-Bleistift-Test zur Erfassung der RK sowie ein Onlinefragebogen zur Erhebung folgender Aspekte eingesetzt: Schülermerkmale, Klassenklima, Lehrerverhalten, Qualitätsmerkmale guten Unterrichts und Lernmotivation. Die Testdurchführung erfolgte durch den Studienautoren Christoph Helm persönlich, um ein möglichst hohes Maß an Standardisierung zu erreichen (Helm 2014, 121ff.). Als Hilfsmittel standen den SchülerInnen ein „Kontenplan und Taschenrechner zur Verfügung“ (Helm/Wimmer 2012, 25).

Insgesamt haben 648 ProbandInnen, davon 447 Schülerinnen und 183 Schüler, an der Erhebung teilgenommen (18 ProbandInnen haben keine Angabe zum Geschlecht gemacht). Der Altersmittelwert der Befragten beträgt zu Beginn des Schuljahres $M = 14.52$ ($SD = .77$). Um eine zufriedenstellende Datenqualität zu gewährleisten, wurden fehlende Messwerte des Rechnungswesentests imputiert (Helm 2014, 159ff.). Der Schwerpunkt nachfolgender Datenanalysen liegt auf der Schülerebene, wobei im Rahmen der Ergebnispräsentation ein vergleichender Blick auf die Resultate auf Klassenebene geworfen wird.

Insgesamt ist bei der abschließenden Ergebnisinterpretation zu beachten, dass aufgrund der willkürlichen Klassenauswahl keine repräsentative Stichprobe vorliegt. Eine Verallgemeinerbarkeit der Ergebnisse auf sämtliche österreichische BMHS ist damit nicht gegeben, wurde jedoch auch nicht beabsichtigt (Helm 2014, 125).

3.2 Erhebungsinstrumente und Operationalisierung

Um die aufgeworfenen Hypothesen beantworten zu können, sind die relevanten Konstrukte zu operationalisieren. Anhand einer Reliabilitätsanalyse ist die Verlässlichkeit der verwendeten Testinstrumente zu prüfen. Hierfür wird das Cronbachs Alpha berechnet, welches als Maß für die interne Konsistenz gilt (Bortz/Döring 2006, 725). Bei ausreichender inhaltlicher Zusammengehörigkeit der Items können diese zu einer Gesamtvariablen zusammengefasst werden (Brosius 2013, 826).

Der Onlinefragebogen enthält Fragen im Format einer 5-stufigen Likert-Skala, deren Antwortkategorien beispielsweise von 1 = „stimmt gar nicht“ bis 5 = „stimmt genau“ reichen. Die im Fragebogen der LOTUS-Studie enthaltenen sowie für diese Untersuchung relevanten Items, wurden durch den Studienautor formuliert oder entstammen der DaQS-Datenbank des Deutschen Instituts für Internationale Pädagogische Forschung (Helm 2014, 144).

Basierend auf der Analyse der oben dargestellten empirischen Studien und auf Basis von Faktorenanalysen mit den verfügbaren Items der LOTUS-Studie wurden für die Konstrukte der Hypothesen jeweils Faktoren gebildet. Diese werden im Folgenden genauer dargestellt.

Die unabhängige Variable *KA* stellt eine Basisdimension von Unterrichtsqualität dar und betrifft damit insbesondere das Lehrerverhalten. Abgebildet wird die *KA* durch 21 Items des Onlinefragebogens, die infolge der Faktorenanalyse die vier Subdimensionen *selbständiges und individualisiertes Arbeiten*, *komplexe Lernaufgaben*, *Differenzierung durch Zusatzaufga-*

ben und *angepasstes Anspruchsniveau* umfasst. In Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Reliabilitätsanalysen zusammengefasst.

Die aus neun Items konstruierte Variable *KLA* repräsentiert die Verarbeitungstiefe der SchülerInnen beim Lernen im RWU und setzt sich aus den Faktoren *tiefes Verständnis* und *Reflexion* sowie *Aufgabenanalyse* zusammen.

Tabelle 1: **Operationalisierung der Konstrukte KA und KLA**

Faktor	Beispielitem	#	n	α
KA		21		.89
Selbständiges und individualisiertes Arbeiten	... können wir neue Themen selbst entdecken.	13	564	.90
Komplexe Lernaufgaben	... oft so umfassend sind, dass man die Vorgehensweise beim Lösen gut planen und überdenken muss.	4	583	.62
Differenzierung durch Zusatzaufgaben	... für gute/schnelle Schüler Zusatzaufgaben enthalten.	2	595	.74
Angepasstes Anspruchsniveau	... stellt unterschiedlich schwere Fragen, je nachdem, wie gut ein Schüler ist.	2	593	.62
KLA		9		.80
Tiefes Verständnis und Reflexion	... wozu man das Gelernte brauchen kann.	7	570	.80
Aufgabenanalyse	... versuche ich zu verstehen, was eigentlich gefragt ist.	2	590	.64

Anmerkungen. # = Anzahl der Items pro Faktor. n = Stichprobenumfang. Skala: 1 = stimmt gar nicht; 5 = stimmt genau.

Wie in Tabelle 1 ersichtlich ist, können die Faktoren bis auf drei Ausnahmen „als hinreichend zuverlässig angesehen werden“ (Brosius 2013, 826), da das Cronbachs Alpha den Wert von .70 übersteigt. Basierend auf ihrer inhaltlichen Bedeutung und dem Umstand, dass die Reliabilität von der Anzahl der Items abhängt, fließen die drei Skalen (komplexe Lernaufgaben, angepasstes Anspruchsniveau und Aufgabenanalyse) dennoch in die Analysen ein. Die Zusammenfassung der vier extrahierten Faktoren zum Konstrukt KA liefert mit $\alpha = .89$ ein gutes Gesamtergebnis (ebd.). Dies gilt mit $\alpha = .80$ ebenfalls für die Bildung des latenten Konstrukts KLA. Vor dem Hintergrund der inhaltlichen Zusammengehörigkeit erfolgt eine Aggregation zur jeweiligen Gesamtvariablen KA bzw. KLA. Zwischen diesen beiden Konstrukten besteht ein mittelgroßer Zusammenhang.

Um die Reliabilität der auf Klassenebene aggregierten KA und KLA zu bestimmen, erfolgte die Berechnung der Intraklassenkorrelation (ICC) nach Lüdke, Trautwein, Kunter und Baumert (2006). Die errechnete ICC(2) spricht mit .86 und .79 für eine gute Reliabilität der zusammengefassten Urteile einer Klasse.

Die zu erklärende Variable *RK* der SchülerInnen, wurde mithilfe des WBB-Tests, eines auf der Item-Response-Theory basierenden, standardisierten Instruments erfasst (vgl. 2.3). Der Test enthält Geschäftsfälle mit zu erstellenden Um- und Abschlussbuchungen, die zentrale Lehrplaninhalte der untersuchten Schularten in Österreich abbilden (Helm 2015, 21). Mit diesem Test wird demnach die Fähigkeit der SchülerInnen gemessen, die Systematik der doppelten Buchhaltung anzuwenden (Grohmann-Steiger et al. 2008, 52f.). Ein exemplarischer Geschäftsvorfall, den es unter Angabe der Konten sowie Beträge zu verbuchen gilt, lautet wie folgt: „Du kaufst für dein Unternehmen Handelswaren auf Ziel (3300) um EUR 14.500,00 + 20 Prozent Umsatzsteuer“ (Helm 2014, 153). Für die Auswertung wurden die Items des WBB-Tests „mit 0 (falsch) und 1 (korrekt) kodiert“ (Helm 2014, 153f.). Im Ergebnis bewegt sich die Schülerleistung in etwa in einer Spannweite von -4 bis $+4$, wobei der Großteil der Schülerleistungen im Bereich von -2 bis $+2$ liegt.

3.3 Analytisches Verfahren

Im Rahmen dieser Arbeit soll untersucht werden, welchen Einfluss das fachdidaktische Unterrichtsmerkmal KA auf die Schülerleistung im Fach Rechnungswesen ausübt und welche Rolle dabei die KLA spielt. Für diesen Zweck wird die Regressionsanalyse verwendet, da es sich hierbei um ein „Verfahren zur Schätzung des Einflusses einer oder mehrerer Merkmale auf eine abhängige Variable“ (Wolf/Best 2010, 607) handelt. Zudem ermöglicht sie „Werte für die abhängige Variable zu prognostizieren, wenn die Werte der unabhängigen Variablen bekannt sind“ (Brosius 2013, 546). Dadurch kann beispielsweise mithilfe des Ausmaßes der KA (unabhängige Variable) die RK (abhängige Variable) vorhergesagt werden.

Für die Durchführung einer Regressionsanalyse sind bestimmte Voraussetzungen zu erfüllen, die nachfolgend für die Schülerebene diskutiert werden:

- Die in die Regression eingehenden Variablen sind intervallskaliert, womit die erste Bedingung erfüllt ist (Brosius 2013, 551).
- Eine visuelle Kontrolle der „gemeinsamen Verteilung im Streudiagramm“ (Brosius 2013, 543) lässt für H2a einen annähernd linearen Zusammenhang erkennen. Ausreißer sind nicht vorhanden. Für die beiden Variablenpaarungen der Hypothesen H1 und H2b ergibt sich eine relativ gleichmäßig verteilte Punktwolke. Dies ist ein deutliches Anzeichen dafür, dass keine „lineare Beziehung zwischen der ... erklärenden und der abhängigen Variablen“ (Brosius 2013, 550) besteht.
- Als weitere Voraussetzungen für die Durchführung einer Regressionsanalyse sind die Normalverteilung sowie Homoskedastizität der Residuen zu nennen (Wolf/Best 2010,

616). Für alle drei Regressionspaare kann durch visuelles Überprüfen der Residuen auf deren Varianzgleichheit geschlossen werden.

- Zur Prüfung der Normalverteilungsannahme der Residuen wird der Kolmogorov-Smirnov-Test verwendet (Bortz/Schuster 2010, 145). Für H1 und H2a hat die Testung mit $p = .08$ und $p = .20$ keine signifikanten Werte zum 5%-Signifikanzniveau ergeben. Dies deutet auf normalverteilte Residuen hin. Für die Residuen des Regressionsmodells H2b besagt der Test, dass aufgrund einer Irrtumswahrscheinlichkeit von $p = .04$ keine Normalverteilung vorliegt. Nach einer visuellen Kontrolle kann jedoch von einer ausreichenden Normalverteilung ausgegangen werden.
- Getestet werden die Residuen zudem auf „Autokorrelation“ (Brosius 2013, 578). Dazu wird der sogenannte „Durbin-Watson-Koeffizient“ (ebd., 579) errechnet. Die ermittelten Werte bewegen sich in einem akzeptablen Bereich, der eine leichte Tendenz zu positiver Autokorrelation aufweist (1.34, 1.82 und 1.33) (ebd.). Diese Tatsache sollte bei der Ergebnisinterpretation Berücksichtigung finden (ebd., 578).
- Die genannten Voraussetzungen wurden ebenfalls für die Analysen auf Klassenebene geprüft und können als gegeben angesehen werden.

Für die Durchführung einer Korrelationsanalyse zwischen den drei interessierenden Konstrukten werden normalverteilte Daten vorausgesetzt (Brosius 2013, 521). Der Kolmogorov-Smirnov-Test hat für die Variablen KLA und die RK mit $p = .01$ und $p = .00$ signifikante Werte zu einem Niveau von 5 % ergeben, was auf eine Verletzung der Normalverteilungsannahme hindeutet. Die visuellen Überprüfungen verdeutlichen, dass diese jeweils nicht gravierend ist. Damit sind die Voraussetzungen zur Berechnung des Korrelationskoeffizienten nach Pearson gegeben (Brosius 2013, 521).

4 Ergebnisdarstellung

In diesem Abschnitt werden die empirischen Befunde der durchgeführten Regressionsanalysen zum Signifikanzniveau von 5 % dargestellt. Um eine Vergleichbarkeit der drei Modelle zu gewährleisten, wird für die Ergebnisinterpretation jeweils der standardisierte Regressionskoeffizient β herangezogen (Brosius 2013, 572f.).

Die in Tabelle 2 dargestellten Resultate der deskriptiven Daten- sowie Korrelationsanalyse der drei untersuchten Variablen geben einen ersten Überblick und sollen zur verbesserten Einschätzung der Testergebnisse beitragen.

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken sowie Korrelationen der untersuchten Variablen

Variablen	n	M	SD	Korrelationen (n)		
				1	2	3
1 KA	541	3.03	.65	1		
2 KLA	561	3.49	.67	.70** (n = 513)	1	
3 RK	643	-.57	1.49	.02 (n = 519)	.17** (n = 540)	1

Anmerkungen. n = Stichprobenumfang. M = Mittelwert. SD = Standardabweichung. (n) = Stichprobenumfang der bivariaten Korrelationen. KA = Kognitive Aktivierung. KLA = Kognitive Lernaktivität. RK = Rechnungswesenkompetenz. ** $p < .01$. Skala: 1 = stimmt gar nicht; 5 = stimmt genau.

Im Folgenden werden die Untersuchungsergebnisse auf Schüler- und Klassenebene präsentiert. Eine visuelle Zusammenfassung der Testergebnisse ist in Abbildung 3 dargestellt.

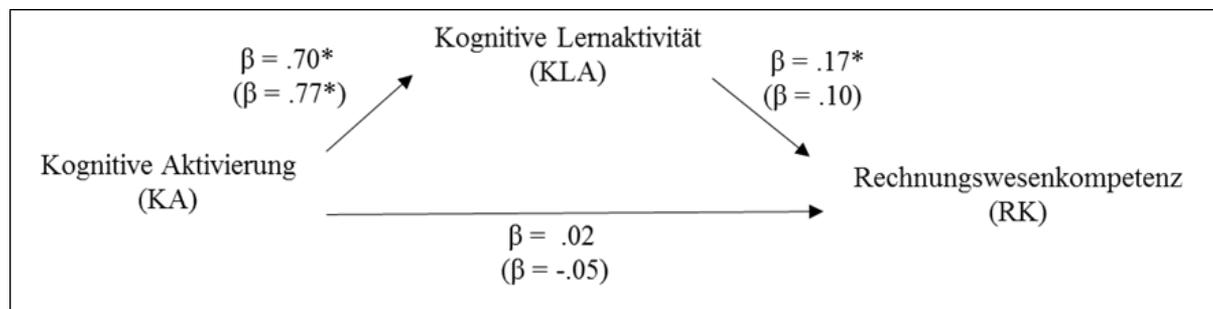


Abbildung 3: Visuelle Darstellung der Ergebnisse auf Schülerebene. Die Ergebnisse auf Klassenebene sind in Klammern dargestellt. * $p < .05$

Die Ergebnisse der Hypothese H1, welche den Einfluss der KA auf die RK untersucht, sind in Tabelle 3 zusammengefasst.

Tabelle 3: Einfluss der Kognitiven Aktivierung auf die Rechnungswesenkompetenz (H1) – Schülerebene

	B	SD	β	R ²	p
Konstante	-.61	.32			.06
KA	.00	.01	.02	.00	.59

Anmerkungen. n = 519. B = Nichtstandardisierte Regressionskoeffizienten. SD = Standardabweichung. β = Standardisierter Regressionskoeffizient. R² = Bestimmtheitsmaß. p = Irrtumswahrscheinlichkeit. KA = Kognitive Aktivierung. * $p < .05$. Skala: 1 = stimmt gar nicht; 5 = stimmt genau.

Das Modell der Hypothese H1 kann nicht belegt werden, was sich ebenfalls durch den Wert für die Modellgüte von R² = .00 zeigt. Mithilfe des Bestimmtheitsmaßes R² wird der "Anteil der erklärten Streuung an der gesamten Streuung" (Brosius 2013, 554) gemessen. Aus Tabelle

4 können Richtwerte für die Effektstärke R^2 nach Cohen (1992, 157) entnommen werden, welche jedoch lediglich als Orientierungshilfe dienen.

Tabelle 4: **Richtwerte zur Interpretation der Effektstärke R^2 (Cohen 1992, 157)**

Varianzerklärung	Effektstärke
$R^2 = .02$	klein
$R^2 = .13$	mittel
$R^2 = .26$	groß

Hinzukommt, dass die Steigung der Regressionsgeraden nicht signifikant von Null verschieden ist, was bedeutet, dass eine Änderung der durch die SchülerInnen wahrgenommene KA keinen Einfluss auf die Schülerleistung hat. Die zugrundeliegende Hypothese H1 ist deshalb zu verwerfen. Eine Analyse auf Klassenebene führt zum gleichen Ergebnis ($\beta = -.05$, $R^2 = .00$).

Die Ergebnisse der Hypothese H2a, die den direkten Einfluss der KA auf die KLA untersucht, können Tabelle 5 entnommen werden.

Tabelle 5: **Einfluss der kog. Aktivierung auf die kog. Lernaktivität (H2a) – Schülerebene**

	B	SD	β	R^2	p
Konstante	11.57	.92			.00*
KA	.31	.01	.70	.49	.00*

Anmerkungen. n = 513. B = Nichtstandardisierte Regressionskoeffizienten. SD = Standardabweichung. β = Standardisierter Regressionskoeffizient. R^2 = Bestimmtheitsmaß. p = Irrtumswahrscheinlichkeit. KA = Kognitive Aktivierung. * $p < .05$. Skala: 1 = stimmt gar nicht; 5 = stimmt genau.

Mit einer hohen Effektstärke von .49 besitzt dieses Modell Gültigkeit und praktische Bedeutsamkeit. Der standardisierte Regressionskoeffizient ist signifikant und spiegelt mit $\beta = .70$ einen starken positiven Einfluss der KA auf die KLA der SchülerInnen wider, womit die Hypothese H2a gestützt werden kann (Brosius 2013, 523).

Im Vergleich zur Schülerebene ergibt sich auf Klassenebene mit $\beta = .77$ ein etwas stärkerer, signifikanter Effekt. Auch der Anteil der aufgeklärten Varianz der Variable KLA durch die KA liegt mit 59,4 % über dem Ergebnis der Schülerebene.

Der Einfluss der KLA auf die RK wurde anhand der Hypothese H2b getestet. Wie die Zusammenfassung des gültigen Modells in Tabelle 6 erkennen lässt, werden lediglich 3,00 % der Variation der Schülerleistung durch die KLA erklärt, was in Anlehnung an Cohen (1992, 157) als kleiner Effekt zu interpretieren ist (vgl. Tabelle 4).

Tabelle 6: Einfluss der kog. Lernaktivität auf die RW-Kompetenz (H2b) – Schülerebene

	B	SD	β	R ²	p
Konstante	-1.78	.34			.00*
KLA	.04	.01	.17	.03	.00*

Anmerkungen. n = 540. B = Nichtstandardisierte Regressionskoeffizienten. SD = Standardabweichung. β = Standardisierter Regressionskoeffizient. R² = Bestimmtheitsmaß. p = Irrtumswahrscheinlichkeit. KLA = Kognitive Lernaktivität. * $p < .05$. Skala: 1 = stimmt gar nicht; 5 = stimmt genau.

Der standardisierte Regressionskoeffizient ist signifikant, deutet mit $\beta = .17$ allerdings auf einen schwachen Einfluss der KLA auf die RK hin (Brosius 2013, 523). Insgesamt ist das Modell damit zwar statistisch bedeutsam, aufgrund der kaum vorhandenen Varianzaufklärung jedoch praktisch irrelevant. Daher ist die geprüfte Hypothese H2b zu verwerfen. Aufgrund des nicht signifikanten Beta-Koeffizienten von $\beta = .10$ muss die Hypothese auch auf Klassenebene abgelehnt werden.

Insgesamt ist festzuhalten, dass die Auswertung der vorliegenden Daten auf Schüler- sowie Klassenebene lediglich Hypothese H2a stützt. Hierbei sei jedoch angemerkt, dass dieses Ergebnis aufgrund der Ähnlichkeit der beiden Konstrukte KA und KLA wenig überrascht.

5 Diskussion

Im letzten Kapitel erfolgt die Diskussion der Ergebnisse. Vor dem abschließenden Ausblick und der Ergebnisinterpretation werden einige wichtige Limitationen der Untersuchung aufgezeigt.

5.1 Limitationen

Die Beantwortung der Forschungsfrage wird durch Einschränkungen limitiert, die insbesondere darauf zurückzuführen sind, dass die Erhebung mittels eines Onlinefragebogens am Schuljahresende erfolgte und sich damit auf den gesamten RWU des vergangenen Jahres bezog. Andere Studien umfassen explizite Analysen einiger weniger Unterrichtsstunden, woraus präzise Erkenntnisse für das Unterrichten fachspezifischer Lerninhalte abgeleitet werden konnten (Klieme et al. 2009, 138f.). In der vorliegenden Studie war es den SchülerInnen ausschließlich möglich, eine retrospektive, generelle Grobeinschätzung des RWU als Ganzes vorzunehmen. Dies wirkt sich nachteilig auf die Validität der Ergebnisse aus, da dadurch keine differenzierten, sondern lediglich allgemeine, den gesamten Unterricht betreffende Aussagen gemacht wurden.

Wichtig ist auch, dass hier nur die Schülerperspektive erfasst wird und nicht wie in der Pythagoras-Studie ein dreidimensionaler Ansatz angewandt wird, der die Perspektive von SchülerInnen, Lehrkräften und externen BeobachterInnen auf den Unterricht umfasst (Helm 2014, 121; Klieme et al. 2006, 134). Für eine „valide Erfassung von kognitiver Aktivierung“ (Leu-

ders/Holzäpfel 2011, 214) empfehlen ExpertInnen insbesondere eine Analyse mittels video-basiertem Rating, da die Wahrnehmung von UnterrichtsteilnehmerInnen als kritisch anzusehen ist (ebd.). Dies wird auch durch die Forderung, die KA direkt im Prozess zu erfassen, gestützt, da sie sich exakt dort manifestiert (Minnameier/Hermkes 2014, 127). Das im Rahmen dieser Studie angewandte Verfahren der retrospektiven Schülerbefragungen scheint daher für die hier untersuchte Forschungsfrage nicht optimal zu sein.

Als letzter, jedoch zentraler limitierender Faktor bleibt zu nennen, dass die zu Beginn dargestellten empirischen Untersuchungen explizit das Konstrukt KA fokussieren und die Erhebungsinstrumente speziell für diesen Zweck ausgewählt bzw. konstruiert wurden. Die LOTUS-Studie setzt unterschiedliche Forschungsschwerpunkte, wobei die KA nicht primär erfasst, sondern mittels einer explorativen Faktorenanalyse aus der Gesamtheit der Items extrahiert wurde (Helm 2014, 128). In Anlehnung daran sowie durch Analysen bisheriger Forschungsarbeiten erfolgte in vorliegender Arbeit eine eigene Operationalisierung der latenten Konstrukte KA und KLA. Dadurch wurden jedoch lediglich einzelne Facetten der KA approximativ abgebildet. Eine valide Messung dieses fachdidaktischen Unterrichtsmerkmals ist daher nicht vollständig gegeben. Dies stellt deshalb auch einen möglichen Grund für die Ablehnung der Hypothese, dass KA einen Einfluss auf die RK ausübt (H1), dar. Hier hätte es einer expliziten und fundierten Auswahl an Items bedurft, die die KA im RWU valide zu erfassen vermag. An dieser Stelle sei darauf hingewiesen, dass auch in den anfangs berichteten Studien lediglich Teilaspekte der KA zu Analyse Zwecken herausgegriffen wurden (Klieme et al. 2006, 138ff.; Baumert et al. 2010, 149f.). Die Konzentration auf einzelne Facetten wird nicht nur durch die forschungsleitende Fragestellung, sondern auch durch deren praktische sowie ökonomische Realisierbarkeit determiniert und begründet.

5.2 Ergebnisinterpretation und Ausblick

Die Beurteilung der Stärke des beobachteten Einflusses ist stets im Kontext der inhaltlichen Fragestellung vorzunehmen. Die RK hängt von einer „Vielzahl von Faktoren, ab mit denen Leistungsunterschiede zwischen ... einzelnen Schülern vorhergesagt und erklärt werden können“ (Schrader/Helmke 2008, 287). Die zu Beginn erwähnten Basisdimensionen von Unterrichtsqualität sind neben individuellen Lehrer- sowie Schülermerkmalen ebenso relevant wie Eigenschaften des Klassen- und Schulkontextes (ebd.). Leistungen sind das „Ergebnis einer Wirkungskette“ (ebd.), die sich aus dem Wirkungsgefüge nachfolgend exemplarisch aufgezählter direkter und indirekter Faktoren ergeben: Motivation, Volition, Intelligenz und Vorwissen der Lernenden; schülerorientiertes Klassenklima, effiziente Klassenführung sowie der Anteil echter Lernzeit; Einstellungen und Kompetenzen der Lehrkraft; Klassengröße und Heterogenität der Schülerzusammensetzung. Eine umfassende Determinierung der fachlichen Schülerleistung durch KA und KLA alleine kann deshalb nicht erwartet werden. Dies stellt eine der zentralen Erklärungen für das Ausbleiben bedeutender bzw. das Auftreten niedriger Testeffekte dar.

An dieser Stelle sei erneut auf die nicht unkritische Operationalisierung der Konstrukte KA sowie KLA im Rahmen dieser Untersuchung hingewiesen (vgl. 5.1). Aufgrund der Ähnlich-

keit der beiden Konstrukte darf beispielsweise der starke Einfluss der KA auf die KLA nicht überinterpretiert werden (H2a). Dennoch ist anhand der durchgeführten Datenanalyse im Ansatz erkennbar, dass die KLA als Mediationsvariable zwischen der KA und der RK fungiert. Die Lehrkraft initiiert mittels KA die intensive kognitive Auseinandersetzung mit und das Reflektieren von Aufgabenstellungen und Lerninhalten durch die SchülerInnen (H2a). Damit übt die KLA als eine von vielen Determinanten durchaus einen positiven, wenn auch nur marginalen Einfluss auf die Leistung im RK-Test (H2b) aus.

Grundsätzlich lässt sich daraus für die Schul- und Unterrichtspraxis ableiten, dass Lehrkräfte bei ihrer Unterrichts- und Lernaufgabengestaltung darauf achten sollten, SchülerInnen zu selbständigem, ihrem jeweiligen Leistungsniveau entsprechendem Arbeiten zu animieren. Bei der konkreten Umsetzung ist im vorliegenden Fall die Fachdidaktik Rechnungswesen sowie die jeweilige Bildungsstufe (dreijährige BMS ohne, oder fünfjährige BHS mit Abitur) zu berücksichtigen (Klieme/Rakoczy 2008, 229). Optimaler Weise sollte diese Thematik bereits Gegenstand der Lehrerbildung sein, um frühzeitig die Sensibilität für eine differenzierte KA von Lernenden durch die Lehrkraft zu schaffen.

Als grundsätzliche Ziele sind im RWU „Handlungssicherheit und Verständnis“ (Schneider 2005, 38) anzustreben. Abschließend bleibt daher das hier zugrunde gelegte theoretische Modell zu diskutieren, das ebenfalls auf Wissen und Verständnis abzielt (vgl. 2.1). Zur Messung der Zielgröße RK wurde der WBB-Test eingesetzt. Dieser erhebt den Anspruch, die Schülerfähigkeit zu messen, die Systematik der doppelten Buchhaltung anwenden zu können. Vorwiegend wird dies über das Erstellen von Buchungssätzen geprüft, wodurch tendenziell eher die Handlungssicherheit und nicht das Verständnis erfasst wird. Zudem liegt die Vermutung nahe, dass sich SchülerInnen die im Unterricht repetitiv eingeübten Buchungssätze aneignen. Es besteht daher das Risiko, dass der Test lediglich auswendig gelernte Inhalte und nicht deren Verständnis abbildet. Für das Erzielen guter Leistungen im Rahmen dieses Testformates besteht somit die begründete Annahme, dass kognitiv aktivierender Unterricht wenig Relevanz besitzt, wodurch das Ergebnis von Hypothese H1 erklärt werden kann. Daraus lässt sich ableiten, dass das im Mathematikunterricht bewährte theoretische Modell eine eher geringe Eignung für den aktuell in österreichischen BMHS praktizierten RWU aufweist.

Um die Passgenauigkeit des zugrundeliegenden Modells zu verbessern, wäre als eine praktische Implikation die Abkehr vom stark repetitiven Unterricht im Stil der Bilanzmethode, hin zu einem auf tiefem Verständnis basierenden RWU zu nennen (Reinisch 2005). Ein anzustrebendes Ziel stellt beispielsweise der Ansatz des wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesens nach Preiß (2005) dar.

Andererseits stellt sich dadurch die, im Rahmen der Problemstellung theoretisch begründete, Modellübertragung aus dem Bereich Mathematik auf die Domäne Rechnungswesen als nicht passgenau heraus. Aufgrund der aktuell vorherrschenden Unterrichtspraxis im Fach Rechnungswesen ergibt sich die Notwendigkeit der Entwicklung fachspezifischer Modelle und adäquater Erhebungsinstrumente. Auch die Erfassung sowie Definition der prozessualen Variablen KA spielt im Rahmen der Berufsbildungsforschung eine zentrale Rolle (Hardy/Ein-

siedler 2010, 206). Um das Ziel theoretisch fundierter und empirisch geprüfter Erkenntnisse bezüglich des Wirkungszusammenhangs der KA, KLA sowie RK zu erhalten, bedarf es weiterer spezifischer Forschungsarbeiten.

Literatur

Baumert, J./Köller, O./Lehrke, M./Brockmann, J. (2000): Untersuchungsgegenstand, allgemeine Fragestellungen, Entwicklung der Untersuchungsinstrumente und technische Grundlagen der Studie. In: Baumert, J. (Hrsg.): TIMSS/III. Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie. Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn. 2. Mathematische und physikalische Kompetenzen am Ende der gymnasialen Oberstufe. Opladen, 27-56.

Baumert, J. et al. (2010): Teachers' Mathematical Knowledge, Cognitive Activation in the Classroom, and Student Progress. In: American Educational Research Journal, 47 (1), 133-180.

Bortz, J./Döring, N. (2006): Forschungsmethoden und Evaluation. Heidelberg.

Bortz, J./Schuster, C. (2010): Statistik für Human- und Sozialwissenschaftler. Berlin.

Brophy, J. E. (2000): Teaching: Educational Practices Series-1. International Academy of Education. Online: <http://files.eric.ed.gov/fulltext/ED440066.pdf> (05.06.2015).

Brosius, F. (2013): SPSS 21. Heidelberg.

Cohen, J. (1992): A Power Primer. In: Psychological Bulletin, 112 (1), 155-159.

Grohmann-Steiger, C./Schneider, W./Eberhartinger, E. (2008): Einführung in die Buchhaltung im Selbststudium. Wien.

Hardy, I./Einsiedler, W. (2010): Kognitive Strukturierung im Unterricht: Einführung und Begriffserklärungen. In: Unterrichtswissenschaft, 38 (3), 194-209.

Helm, C. (in Druck): Berufsbildungsstandards und Kompetenzmodellierung im Fach Rechnungswesen. In Bundesinstitut für Berufsbildung (Hrsg.): Bildungsstandards und Kompetenzorientierung. Herausforderungen und Perspektiven der Bildungs- und Berufsbildungsforschung.

Helm, C. (2014): Lernen in Offenen und Traditionellen UnterrichtSettings (LOTUS). Empirische Analysen zur Kompetenzentwicklung im Fach Rechnungswesen sowie zu förderlichen Elementen kooperativen, offenen Lernens an berufsbildenden mittleren und höheren Schulen in Österreich. Unveröffentlichte Dissertation, Johannes Kepler Universität. Linz.

Helm, C. (2015): Reziproke Effekte zwischen wahrgenommenem Lehrerverhalten, intrinsischer Motivation und der Schülerleistung im Fach „Rechnungswesen“. In: AMS report 111, 1-36.

Helm, C./Wimmer, B. (2012): Wie lässt sich der Lernerfolg von Schülerinnen/Schülern im Fach Rechnungswesen messen? In: Wissenplus, 2011/12 (5), 24-29.

Helmke, A./Klieme, E. (2008): Unterricht und Entwicklung sprachlicher Kompetenzen. In: Klieme, E. (Hrsg.): Unterricht und Kompetenzerwerb in Deutsch und Englisch. Ergebnisse der DESI-Studie. Weinheim, 301-312.

Hiebert, J./Grouws, D. A. (2007): The effects of classroom mathematics teaching on students' learning. In: Lester, F. K. (Hrsg.): Second handbook of research on mathematics teaching and learning. Charlotte, NC, 371-404.

Hosenfeld, I./Helmke, A./Schrader, F.-W. (2002): Diagnostische Kompetenz. Unterrichts- und lernrelevante Schülermerkmale und deren Einschätzung durch Lehrkräfte in der Unterrichtsstudie SALVE. In: Prenzel, M./Doll, J. (Hrsg.): Bildungsqualität von Schule: Schulische und außerschulische Bedingungen mathematischer, naturwissenschaftlicher und überfachlicher Kompetenzen. Zeitschrift für Pädagogik, (45, Themenheft), 65-82.

Klieme, E./Lipowsky, F./Rakoczy, K./Ratzka, N. (2006): Qualitätsdimensionen und Wirksamkeit von Mathematikunterricht. Theoretische Grundlagen und ausgewählte Ergebnisse des Projekts „Pythagoras“. In: Prenzel, M./Allolio-Näcke, L. (Hrsg.): Untersuchungen zur Bildungsqualität von Schulen. Abschlussbericht des DFG-Schwerpunktprogramms. Münster, 127-146.

Klieme, E./Pauli, C./Reusser, K. (2009): The Pythagoras Study: Investigating Effects of Teaching and Learning in Swiss and German Mathematics Classrooms. In: Tomáš, J./Seidel, T. (Hrsg.): The Power of Video Studies in Investigating Teaching and Learning in the Classroom. Münster, 137-160.

Klieme, E./Rakoczy, K. (2008): Empirische Unterrichtsforschung und Fachdidaktik. Outcome-orientierte Messung und Prozessqualität des Unterrichts. Zeitschrift für Pädagogik, 54 (2), 222-237.

Klieme, E./Schümer, G./Knoll, S. (2001): Mathematikunterricht in der Sekundarstufe I: „Aufgabekultur“ und Unterrichtsgestaltung. In: Bundesministerium für Bildung und Forschung (Hrsg.): TIMMS - Impulse für Schule und Unterricht. Forschungsbefunde, Reforminitiativen, Praxisberichte und Video-Dokumente. Bonn, 43-57.

Kunter, M. et al. (2005): Der Mathematikunterricht der PISA-Schülerinnen und -Schüler. Schulformunterschiede in der Unterrichtsqualität. In: Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, 8 (5), 502-520.

Leuders, T./Holzäpfel, L. (2011): Kognitive Aktivierung im Mathematikunterricht. In: Unterrichtswissenschaft, 39 (3), 213-230.

Lipowsky, F. (2006): Auf den Lehrer kommt es an. Empirische Evidenzen für Zusammenhänge zwischen Lehrerkompetenzen, Lehrerhandeln und dem Lernen der Schüler. In: Alleman-Ghionda, C./Terhart, E. (Hrsg.): Kompetenzen und Kompetenzentwicklung von Lehrerinnen und Lehrern: Ausbildung und Beruf, (51, Beiheft), 47-70.

Lüdke, O./Trautwein, U./Kunter, M./Baumert, J. (2006): Analyse von Lernumwelten. Ansätze zur Bestimmung der Reliabilität und Übereinstimmung von Schülerwahrnehmungen. In: Zeitschrift für Pädagogische Psychologie, 20 (1/2), 85-96.

Minnameier, G./Hermkes, R. (2014): „Kognitive Aktivierung“ und „konstruktive Unterstützung“ als Lehr-Lern-Prozess-Größen - Eine Konzeption im rechnungswesendidaktischen Kontext. In: Seifried, J./Faßhauer, U./Seeber, S. (Hrsg.): Jahrbuch der berufs- und wirtschaftspädagogischen Forschung 2014. Opladen, 123-134.

Pauli, C./Drollinger-Vetter, B./Hugener, I./Lipowsky, F. (2008): Kognitive Aktivierung im Mathematikunterricht. In: Zeitschrift für Pädagogische Psychologie, 22 (2), 127-133.

Preiß, P. (2005): Förderung kaufmännischer Kompetenzen mit Hilfe des wirtschaftsinstrumentellen Rechnungswesens - aus fachlich-curricularer Perspektive. In: Sembill, D./Seifried, J. (Hrsg.): Rechnungswesenunterricht am Scheideweg. Lehren, lernen und prüfen. Wiesbaden, 53-98.

Reinisch, H. (2005): Gibt es aus historischer Perspektive konstante Leitlinien in der Diskussion um das Rechnungswesen? In: Sembill, D./Seifried, J. (Hrsg.): Rechnungswesenunterricht am Scheideweg. Lehren, lernen und prüfen. Wiesbaden, 15-32.

Schneider, W. (2005): Didaktik des Rechnungswesens zwischen Situationsorientierung und Fachsystematik. In: Sembill, D./Seifried, J. (Hrsg.): Rechnungswesenunterricht am Scheideweg. Lehren, lernen und prüfen. Wiesbaden, 33-52.

Schrader, F.-W./Helmke, A. (2008): Determinanten der Schulleistung. In: Schweer, M. K. (Hrsg.): Lehrer-Schüler-Interaktion. Inhaltsfelder, Forschungsperspektiven und methodische Zugänge. Wiesbaden, 285-302.

Seeber, S. (2013): Mathematische Kompetenzen an der Schwelle und am Ende der kaufmännischen Berufsausbildung. In: Nickolaus, R./Retelsdorf, J./Winther, E./Köller, O. (Hrsg.): Mathematisch-naturwissenschaftliche Kompetenzen in der beruflichen Erstausbildung. Stand der Forschung und Desiderata. In: Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik, (26), 67-93.

Seeber, S. et al. (2010): Kompetenzdiagnostik in der Berufsbildung. Begründung und Ausgestaltung eines Forschungsprogramms. Berufsbildung in Wissenschaft und Praxis. Online: www.bibb.de/veroeffentlichungen/de/publication/download/id/6162 (11.08.2015).

Seifried, J. (2004): Fachdidaktische Variationen in einer selbstorganisationsoffenen Lernumgebung. Eine empirische Untersuchung im Rechnungswesenunterricht. Wiesbaden.

Winther, E./Sagmeister, J./Schade, K. (2013): Zusammenhänge zwischen allgemeinen und beruflichen Kompetenzen in der kaufmännischen Erstausbildung. In: Nickolaus, R./Retelsdorf, J./Winther, E./Köller, O. (Hrsg.): Mathematisch-naturwissenschaftliche Kompetenzen in der beruflichen Erstausbildung. Stand der Forschung und Desiderata. In: Zeitschrift für Berufs- und Wirtschaftspädagogik, (26), 139-157.

Wolf, C./Best, H. (2010): Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse. Wiesbaden.

Zitieren dieses Beitrages

Krumpholz, M. (2016): Welchen Einfluss übt die kognitive Aktivierung im Fach Rechnungswesen auf den Lernerfolg der SchülerInnen aus? Eine Analyse direkter und indirekter Effekte im Rahmen der LOTUS-Studie. In: *bwp@ Spezial 11* Unterrichtsforschung im Fach Rechnungswesen, hrsg. v. Helm, C., 1-20. Online:

http://www.bwpat.de/spezial11/krumpholz_bwpat_spezial11.pdf (18.1.2016).

Die Autorin



MARIA KRUMPHOLZ

Studentin des Masterstudienganges Wirtschaftspädagogik an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg

E-Mail: maria.krumpholz@freenet.de

Homepage: <https://www.uni-bamberg.de/wipaed>