

Was beeinflusst die Entscheidung zum Studienabbruch?

Längsschnittliche Analysen zum Zusammenspiel von Studienzufriedenheit, Fachwissen und Abbruchintention in den Fächern Chemie, Ingenieur- und Sozialwissenschaften

Vanessa Fischer, Maik Walpuski, Martin Lang, Melanie Letzner, Sabine Manzel, Patrick Motté, Bianca Paczulla, Elke Sumfleth, Detlev Leutner

Zusammenfassung: Die Untersuchung der Gründe für den Studienabbruch von Studierenden in MINT-Fächern ist wegen des akuten Fachkräftemangels von großer Bedeutung. Dabei ist bisher wenig über Unterschiede zwischen MINT-Studiengängen, aber auch im Vergleich zu anderen Studiengängen, hinsichtlich der Abbruchgründe bekannt. Die längsschnittlich angelegte Studie untersucht daher individuelle Einflussfaktoren auf den Studienerfolg und Studienabbruch in zwei typischen MINT-Studiengängen (Chemie und Maschinenbau) und kontrastierend dazu in Studiengängen aus dem sozialwissenschaftlichen Bereich (Politikwissenschaft, Soziologie, Soziale Arbeit). Während in bisherigen Studien (z.B. Heublein et al., 2017) fachübergreifende Prädiktoren für den Studienabbruch identifiziert werden konnten, wurde in den Analysen dieser Studie festgestellt, dass sich diese zwischen den Fächern und auch zwischen unterschiedlichen Hochschultypen sehr unterschiedlich auswirken. Vor allem die Sozialwissenschaften zeigen im Vergleich zu den MINT-Fächern einen deutlich geringeren Einfluss des Fachwissens auf den Studienabbruch.

Schlüsselwörter: Studienerfolg, Studienabbruch, MINT, Sozialwissenschaften, Längsschnittliche Analysen, Fachwissen

What influences the decision to drop out? Longitudinal analyses of the interplay between study satisfaction, content knowledge and dropout intention in chemistry, engineering and social sciences

Abstract: In view of the current shortage of qualified personnel in STEM subjects, the investigation of the reasons for dropping out of university studies is of great importance. Little is known about the differences between STEM study programmes and other study programmes with regard to the reasons for dropping out. The longitudinal study of this project therefore examines the factors influencing the success and termination of studies in two typical STEM programmes (chemistry and mechanical engineering) and, in contrast, in programmes of the social sciences (political science, sociology, social work). Based on Heublein et al. (2017), data were collected to identify subject-specific factors influencing the dropout of students. The results of path analyses indicate that dropout by students of social sciences is less influenced by content knowledge compared to STEM study programmes.

Keywords: study success, dropout, STEM, social sciences, longitudinal analysis, content knowledge

1 Einleitung

Ob und inwiefern Studienabbrüche als Problem betrachtet werden, hängt stark von der Perspektive des Betrachters ab. Auf institutioneller Ebene (Länder, Hochschulen und Wirtschaft) führen Studienabbrüche insbesondere bei der Mittelverteilung zur ineffizienten Allokation von Ressourcen. Gleichzeitig wird seit über zehn Jahren in Deutschland vor einem steigenden Fachkräftemangel gewarnt, insbesondere auch im akademischen Bereich der Natur- und Ingenieurwissenschaften. Hier gibt es nicht nur insgesamt vergleichsweise niedrige Studierendenzahlen, sondern auch besonders hohe Abbruchquoten (Heublein et al., 2017). Abbrüche sind somit aus Kostengründen zu vermeiden (u.a. Henke, Pasternack & Schmidt, 2013). Auf individueller Ebene können Studienabbrüche ein Teilaspekt des Selbstfindungsprozesses von Studierenden und somit auch positiv besetzt sein, zumeist geht diese Findungsphase jedoch mit einer starken emotionalen Belastung einher (Bornkessel, 2018). Hieraus folgt, dass Studienabbrüche Übergangsprozesse sind, die begleitet werden müssen, um auf individueller Ebene möglichst konfliktarm und auf institutioneller Ebene möglichst ressourcenschonend vonstatten zu gehen. In der Literatur findet man sehr unterschiedliche Gründe, die zu einem Studienabbruch führen. Dabei zeigen sich insbesondere auch Unterschiede zwischen verschiedenen Studiengängen (Autorengruppe Bildungsberichterstattung, 2018). Daher ist es von großem Interesse, fachspezifische Prädiktoren für Studienerfolg und Studienabbruch zu ermitteln. Vorliegende Studien haben bislang überwiegend weder detaillierte, fachbezogene Unterscheidungen nach Hochschultypen vorgenommen noch fachspezifische Leistungstests zur Erfassung des tatsächlichen Fachwissens der Studierenden eingesetzt. Diese Lücke schließt die hier vorgestellte Studie aus dem CASSIS-Projekt (CASSIS = Chemie, Sozialwissenschaften und Ingenieurwissenschaften: Studienerfolg und Studienabbruch), indem sie unter anderem fachspezifische Leistungsdaten in den kontrastierten Fächern Chemie, Maschinenbau und Sozialwissenschaften an Universitäten und Fachhochschulen erhebt.

2 Theoretischer Hintergrund

Um die Effektivität bzw. Effizienz der akademischen Ausbildung zu beschreiben, zieht man unter anderem Studienerfolgsquoten bzw. Studienabbruchquoten an den entsprechenden Hochschulen bzw. in den verschiedenen Fachbereichen heran (Fellenberg & Hannover, 2006). Dabei stellen unter anderem Studienabbruchquoten einen Prädiktor für die Output-Effizienz der Hochschulbildung dar.

In der empirischen Forschung wird der Studienabbruch meist als spezielle Form von Schwund definiert, in die nur die Studierenden einbezogen werden, die das Hochschulsystem verlassen, ohne einen Abschluss zu erlangen, und ihr Studium auch zu keinem späteren Zeitpunkt wieder aufnehmen (Heublein & Wolter, 2011). Dabei zeigt sich die Problematik einer Operationalisierung des Begriffs Studienabbruch. Studierende, die ihr Studium zu einem späteren Zeitpunkt wiederaufnehmen, können in einer Querschnittsanalyse nicht mit betrachtet werden. Heublein, Schmelzer und Sommer (2005) analysierten daher in ihrer Studie die Schwundquote, die alle Studierende eines Jahrgangs einbezieht, die keinen Ab-

schluss in dem Fach, in dem sie sich eingeschrieben hatten, an der jeweiligen Hochschule erlangten. Hochschul- und Fachwechsel wurden also nicht berücksichtigt.

Als Maß zur Erfassung eines drohenden Studienabbruchs wird die Neigung zum Abbruch des Studiums betrachtet (Fellenberg & Hannover, 2006). Auf diese Art können potenzielle Studienabbrecher/-innen bereits vor dem tatsächlichen Abbruch des Studiums identifiziert werden. Blüthmann (2014) stellt nach einer Sichtung verschiedener älterer Studien fest, dass ca. 25-50% der Studierenden mit hoher Abbruchneigung ihr Studium tatsächlich abbrechen oder den Studiengang wechseln. Wesentlicher Prädiktor für die Studienabbruchneigung ist nach Nolden (2019) die Studienzufriedenheit.

Zur Beschreibung des Studienabbruchs wurden bisher zahlreiche Modelle entwickelt und empirisch geprüft, die Einflussfaktoren auf den Studienabbruch thematisieren. Einen Überblick über bisherige Untersuchungen hinsichtlich verschiedener Prädiktoren bieten unter anderem Sarcletti und Müller (2011) sowie Schröder-Gronostay (1999). Heute verwendete Studienabbruchmodelle gehen meist auf die Arbeiten von Spady (1970) oder Tinto (1975) zurück. Kernannahme dieser Modelle ist, dass bei der Entscheidung für einen Studienabbruch ein Prozess zu betrachten ist, der sich mit der Zeit entwickelt. So wird in neueren Arbeiten (Nolden, 2019; Weber, Daniel, Becker & Bornkessel, 2018) deutlich, dass dieser Prozess durch individuelle, institutionelle und gesellschaftliche Faktoren beeinflusst wird. Heublein et al. (2017) zeigen in ihrem Modell (Abbildung 1) zum einen den zeitlichen Ablauf des Entscheidungsprozesses und zum anderen werden Einflussfaktoren in den unterschiedlichen Phasen des Entscheidungsprozesses operationalisiert.

Daraus ergeben sich die folgenden Einflussfaktoren für die Studienvorphase und die aktuelle Studiensituation: Die Studienvorphase ist durch die Bildungssozialisation geprägt, die durch Herkunft und Persönlichkeit beeinflusst wird. Das Zusammenspiel dieser Faktoren mündet in die Studienentscheidung, also die Wahl des Faches bzw. des Studiengangs und der Hochschulart bzw. Hochschule. Damit sind gleichzeitig Erwartungen an das zukünftige Studium verknüpft.

Die aktuelle Studiensituation ist durch den individuellen Studienprozess gekennzeichnet, der sich durch die Interaktion von internen Faktoren wie Studierverhalten, Studienmotivation, Studienleistung und den eingebrachten physischen und psychischen Ressourcen untereinander und mit äußeren Faktoren wie Lebensbedingungen, Studienbedingungen, Informationen und alternativen Handlungs- und Lebensoptionen auszeichnet. Resultieren aus dieser Interaktion von inneren und äußeren Faktoren Widersprüche, die die Studierenden nicht dauerhaft auflösen können, oder sind diese Faktoren eher negativer Art, kommt es zu individuellen Studienabbruchmotiven. Hierauf folgt die Entscheidung für oder gegen einen Studienabbruch. Besonders die individuellen, institutionellen und gesellschaftlichen Ursachen sind in der aktuellen empirischen Forschung zentrale Aspekte bei der Suche nach möglichen Gründen für einen Studienabbruch. So konnten Schiefele, Streblow und Brinkmann (2007) in einer Untersuchung von Studienabbrechern und Studienabbrecherinnen sowie Weiterstudierenden auf individueller Ebene nachweisen, dass sich vor allem motivationale Merkmale, die wahrgenommene Lehrqualität, der selbsteingeschätzte Kenntnisstand, der Strategieeinsatz und die sozialen Kompetenzen zwischen den beiden untersuchten Gruppen unterscheiden. Die Studienzufriedenheit zeigt sich zudem im Zusammenhang mit der individuellen Studienabbruchintention als sehr starker Prädiktor für den Studienabbruch

(Fleischer et al., 2019). Da der tatsächliche Studienabbruch schwer zu identifizieren ist, wird in der Regel die Neigung zum Abbruch als Maß für den Studienabbruch verwendet, da sie als Indikator für den tatsächlichen Studienabbruch gilt (Mashburn, 2000; Mäkinen, Olkinuora & Lonka, 2004; Blüthmann, 2012). Zudem konnte für das Fach Chemie gezeigt werden, dass das fachliche Vorwissen mit der Neigung, das Studium abzubrechen, zusammenhängt (Hailikari & Nevgi, 2010). Generell gilt für MINT-Fächer, dass das mathematische Wissen prädiktiv für den Studienerfolg ist (Buschhüter, Spoden & Borowski, 2016; Müller et al., 2018). Zudem konnten auch die Bildungsherkunft (höchster Schulabschluss der Eltern und Art der Hochschulzugangsberechtigung) und das Geschlecht als Merkmal identifiziert werden, in denen sich Studienabbrecher(innen) von nicht Studienabbrecher(innen) unterscheiden (Isleib, Woisch & Heublein, 2019).

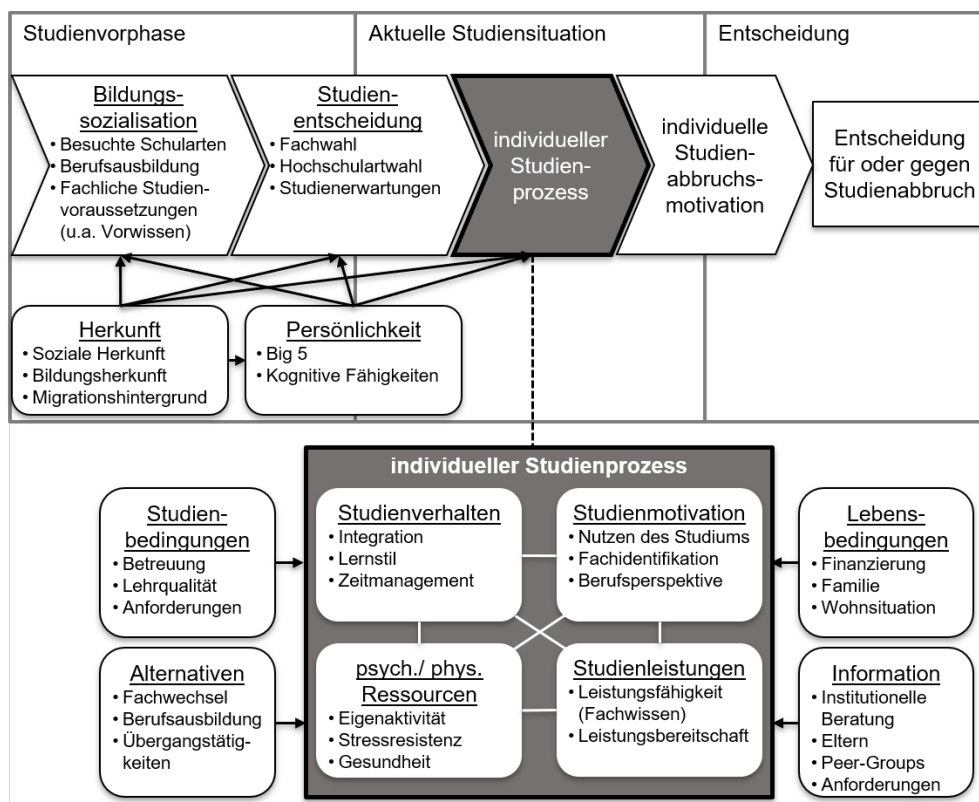


Abbildung 1: Studienabbruchmodell und Zusammenhänge nach Heublein et al. (2017)

Auf institutioneller Ebene belegte Ortenburger (2013) in einer Befragung von Studierenden zu Beratungsangeboten, dass 70% der Studierenden grundsätzlich Spaß am Studium haben. Eine ebenso große Gruppe an Studierenden (68%) gab hingegen an, dass das Studium zu Stress und einer zeitlich hohen Belastung führt. Dabei wurde Stress am häufigsten mit Zeitnot und Leistungsdruck assoziiert. Dies führte bei 39% der Studierenden dazu, dass sie sich

in einem zeitlichen Verzug im Vergleich zu den Vorgaben in ihrem Studium sehen. Bei näherer Betrachtung dieser Studierenden können Unterschiede zwischen Fachhochschul- und Universitätsstudierenden festgestellt werden. Fachhochschulstudierende gaben im Vergleich zu Universitätsstudierenden deutlich seltener an, dass sie mit ihrem Studium in zeitlichem Verzug sind (35% vs. 44%) (Ortenburger, 2013). Besonders in den Bereichen „Interdisziplinarität“ und „Diskussionsmöglichkeiten“ werden Fachhochschulen besser beurteilt. Zudem bemängeln Studierende beider Hochschulformen, trotz gut geförderter fachlicher Kenntnisse, das Fehlen von Angeboten, die Lernstrategien und -techniken sowie wissenschaftlicher Arbeitstechniken schulen (Willige, 2015).

Auch zwischen den Fächern Chemie, Ingenieurwissenschaften und Sozialwissenschaften bestehen deutliche Unterschiede im Hinblick auf Studienabbruchquoten und -gründe. So sind in allen drei Fächern die Abbruchquoten relevant, unterscheiden sich jedoch im Umfang sowohl zwischen den Fächern als auch zwischen den Hochschultypen. An Universitäten haben die drei Fächer alle hohe Abbruchquoten (Chemie 45%, IngWi 35%, SoWi 29%), an den Fachhochschulen sind diese insgesamt geringer, wobei insbesondere der große Unterschied in den Sozialwissenschaften auffällt (NaWi 34%, IngWi 34%, SoWi 7%) (Heublein & Schmelzer, 2018).

Während für Universitäten Gründe für den Abbruch getrennt nach Fächern erhoben wurden, wurden die Daten für die Fachhochschulen lediglich für Fächergruppen ermittelt (Autorengruppe Bildungsberichterstattung, 2018). In den Fächern Chemie und Ingenieurwissenschaften werden an beiden Hochschulformen hauptsächlich Leistungsprobleme als Abbruchgrund angegeben. Dies gilt auch für die Fächerkombination Sozialwissenschaften/Wirtschaftswissenschaften an den Universitäten, während an den Fachhochschulen Leistungsprobleme und mangelnde Motivation ähnlich oft genannt werden (Autorengruppe Bildungsberichterstattung, 2018). Aufgrund der Gruppierung von Fächern (wie z.B. Naturwissenschaften) insbesondere an den Fachhochschulen ist jedoch ein präziser Fächervergleich nicht möglich. Zudem liegen keine objektiven Leistungsdaten vor, die zur Erklärung der Studienabbrüche herangezogen werden können.

3 Forschungsfragen

Die hier vorgestellte Studie untersucht die Abbruchintention der Studierenden in der Studieneingangsphase hinsichtlich der Prädiktivität von Studienzufriedenheit sowie fachlichem Wissen und Vorwissen. Dabei geht sie zum einen der Frage nach, inwiefern die Abbruchintention im ersten Semester die Abbruchintention zu Beginn des zweiten Semesters vorausagt (Forschungsfrage 1). Im nächsten Schritt werden das schulische Vorwissen und das im ersten Semester erworbene Fachwissen stärker in den Blick genommen. Dabei soll die Frage beantwortet werden, wie das Vorwissen und das Fachwissen die Abbruchintention am Ende des ersten bzw. zu Beginn des zweiten Semesters vorhersagen (Forschungsfrage 2). Darüber hinaus wird untersucht, wie prädiktiv die Studienzufriedenheit, als weiteres Maß für Studienerfolg, für die Abbruchintention in der Studieneingangsphase ist (Forschungsfrage 3). Dabei wird zudem geprüft, ob es Unterschiede zwischen den Fächern und Hochschultypen gibt.

4 Methode

4.1 Design und Stichprobe

Die Erhebung der Daten erfolgte in einem längsschnittlich angelegten Studiendesign mit vier Messzeitpunkten (MZP) während der ersten beiden Semester nach Aufnahme des Studiums: MZP1 zu Beginn des ersten Semesters, MZP2 zur Mitte des ersten Semesters, MZP3 am Ende des ersten Semesters, MZP4 zu Beginn des zweiten Semesters (Tabelle 1). Bis einschließlich MZP4 liegen vollständige Datensätze von 848 Studierenden vor ($N_{\text{Uni}} = 402$, $N_{\text{FH}} = 446$). Bei dem Dropout von ca. 50% vom Beginn des ersten bis zum Beginn des zweiten Studiensemesters ist zu berücksichtigen, dass die Daten in Studiengängen mit generell hohen Abbruchquoten erhoben wurden und der MZP3 in Prüfungsphasen fiel.

Tabelle 1: Stichprobengröße zum ersten Messzeitpunkt (MZP1)

Studienfächer	N_{Uni}	N_{FH}	N_{Gesamt}
Chemie	176	113	289
Maschinenbau	352	202	554
Sozialwissenschaften	353	511	864
Gesamt	881	826	1707

4.2 Instrumente

Zu jedem Messzeitpunkt wurden Offline- bzw. Online-Erhebungen durchgeführt (Tabelle 2).

Die Skalen zur Erfassung des Geschlechts, der Herkunft und Bildungsherkunft wurden schriftlich im Rahmen eines Demographiefragebogens erfasst. Dieser Demographiefragebogen wurde von allen Studierenden fachunabhängig zu Beginn des ersten Semesters (MZP1) ausgefüllt.

Die Skalen zur Erfassung der fachlichen Studienvoraussetzungen (Vorwissen) und der Studienleistung (Fachwissen) wurden ebenfalls in Form von schriftlichen Tests zu Beginn des ersten und zu Beginn des zweiten Semesters eingesetzt (MZP1, MZP4). Für die Kohorte der Chemie-Studierenden wurde im Wintersemester 2019/20 noch eine zusätzliche Erhebung an zwei Universitäten und einer Fachhochschule durchgeführt. Diese Testinstrumente sind fachspezifisch und wurden identisch an den Fachhochschulen und den Universitäten eingesetzt. Die Tests wurden mit Items im Multiple-Choice-Single-Select-Format zu solchen fachlichen Inhalten erstellt, die für die jeweiligen Studiengänge als zentral angesehen werden und in den ersten drei Semestern sowohl an den Fachhochschulen als auch an den Universitäten behandelt werden. Dies ermöglicht den Verlauf des Fachwissens in den ersten drei Semestern längsschnittlich zu analysieren. Um zu überprüfen, ob die Leistungstests an beiden Hochschulformen reliabel das Vor- bzw. Fachwissen messen, wurden diese in einer vorauslaufenden Pilotstudie überprüft. Dabei zeigte sich, dass die Instrumente an Universitäten und Fachhochschulen gleichermaßen eingesetzt werden können, um das Vor- bzw. Fachwissen in den unterschiedlichen Bezugsdisziplinen zu messen. Im Anschluss wurden diese Leistungstests eingesetzt, um ein objektives Maß zu haben, welches das Fachwissen als Teil der Studienleistung der Studierenden in den jeweiligen Fächern abbildet. Dabei ergaben sich für das Fach Chemie folgende fachliche Schwerpunkte für das erste Fachsemester: Allgemeine Chemie,

Physikalische Chemie und Analytische Chemie. Für das zweite Fachsemester wurden zusätzlich die fachlichen Schwerpunkte Anorganische Chemie und Organische Chemie identifiziert, die in dieser Studie für die Analysen noch nicht mit einbezogen wurden, da die Studierenden hierfür noch keine Lerngelegenheit hatten. Im Fach Maschinenbau, als Vertreter der Ingenieurwissenschaften, wurden als zentrale fachliche Inhalte mathematische Kenntnisse und Technische Mechanik angesehen. Für die Fächer der Sozialwissenschaften wurde der Test mit Kernthemen folgender Inhaltsbereiche konstruiert: Soziologie, Politik, Soziale Arbeit und Methoden der Sozialwissenschaften. Alle drei Leistungstests wurden zu Beginn des ersten Semesters in einer Präsenzveranstaltung (90 Minuten) zusammen mit weiteren Instrumenten (Demographiefragebogen) an den teilnehmenden Hochschulen eingesetzt. Die Tests wurden im Anschluss mit Hilfe des 1-PL-IRT-Modells (Rasch-Modell) skaliert. Dabei ergaben sich zufriedenstellende Kennwerte (s. Abschnitt 5.2), so dass die Personenfähigkeiten (WLE) für die nachfolgenden Analysen verwendet werden konnten. Bei der Skalierung zum vierten Messzeitpunkt (Fachwissen) wurden die Itemschwierigkeiten auf die Werte der Skalierung zum ersten Messzeitpunkt (Vorwissen) fixiert, um die Personenfähigkeiten vergleichen und den fachspezifischen Wissenszuwachs berechnen zu können.

Tabelle 2: Eingesetzte Testinstrumente („x“ indiziert die Erhebung der betreffenden Variable zum betreffenden Messzeitpunkt)

Phase im Entscheidungsprozess	Instrument		Quelle	Beginn WiSe 18/19 MZP1	Mitte WiSe 18/19 MZP2	Ende WiSe 18/19 MZP3	Beginn SoSe 2019 MZP4
Studienvorphase	Bildungsherkunft		DFG-FOR 2242 (unveröffentlicht)	x			
	Besuchte Schulart		DFG-FOR 2242 (unveröffentlicht)	x			
	Fachliche Leistungstests (Vorwissen)		DFG-FOR 2242 (unveröffentlicht), Dammann (2016), Averbek (2020) und eigene Entwicklung	x			
Aktuelle Studiensituation	Fachliche Leistungstests (Fachwissen)		DFG-FOR 2242 (unveröffentlicht), Dammann (2016), Averbek (2020) und eigene Entwicklung				x
	Studienszufriedenheit	Inhalt	Westermann, Heise, Spies & Trautwein (1996)	x	x	x	x
		Bewältigung	Westermann et al. (1996)	x	x	x	x
		Bedingungen	Westermann et al. (1996)	x	x	x	x
Entscheidung	Individuelle Studienabbruch- und Wechselintention		Fellenberg & Hannover (2006), Blüthmann, Thiel & Wolfgramm (2011)		x	x	x

Die Skalen zur Erfassung der Studienzufriedenheit (MZP1, MZP2, MZP3, MZP4) sowie der individuellen Studienabbruch- und Wechselintention (MZP2, MZP3, MZP4) wurden in Form von Online-Erhebungen (Lime-Survey-Umfragen) eingesetzt. Die Studierenden wurden dazu online eingeladen und hatten ein zweiwöchiges Bearbeitungsfenster.

Zur Erhebung der Studienzufriedenheit wurden Skalen verwendet, die die Zufriedenheit der Studierenden mit den fachlichen Inhalten, mit den Studienbedingungen und der Bewältigung der Studienanforderungen erfassen. Insgesamt wurden 12 Items eingesetzt, die auf einer 4-stufigen Likert-Skala zu beantworten waren.

Studienabbruch wurde über die Studienabbruch- und Wechselintention operationalisiert, also über die Angabe der Studierenden, ob sie über einen Studienabbruch nachdenken oder einen Fachwechsel anstreben. Diese Operationalisierung wurde gewählt, da die Abbruch- bzw. Wechselintention ein früher Indikator für einen später tatsächlich erfolgenden Studienabbruch oder Wechsel ist (z.B. Fleischer et al., 2019; Mashburn, 2000). Zur Erfassung der Abbruch- und Wechselintention wurden drei Items eingesetzt. Diese fragten zum einen nach der Intention, das Studium abzubrechen (Item 1: „*Ich denke ernsthaft daran, das Studium abzubrechen.*“; Item 2: „*Wenn ich eine gute Alternative hätte, würde ich das Studium abbrechen.*“) und zum anderen nach der Intention, das Fach zu wechseln (Item 3: „*Ich überlege mir häufig, das Fach zu wechseln.*“).

5 Ergebnisse

5.1 Stichprobenmerkmale der Kohorten Chemie, Maschinenbau und Sozialwissenschaften

Da bekannt ist, dass Variablen wie das Geschlecht, die besuchte Schulart und die Bildungsherkunft im Zusammenhang mit dem Verbleib im Studium bedeutsam sind, wurde in einem ersten Schritt geprüft, ob diese Faktoren zwischen den Gruppen vergleichbar sind.

5.1.1 Geschlechterverteilung

Die Geschlechterverteilung unterscheidet sich in den Fächern Chemie ($CH_{\text{Gesamt}}^{\text{♂}} = 61.3\%$) und Maschinenbau ($MB_{\text{Gesamt}}^{\text{♂}} = 86.1\%$) nicht signifikant zwischen den Hochschultypen ($N_{CH} = 288$, $\chi^2(1) = 1.471$, $p = .225$, Cramer-V = .073; $N_{MB} = 394$, $\chi^2(1) = 0.580$, $p = .446$, Cramer-V = .038), während im Fachbereich Sozialwissenschaften (SW) der Männeranteil an den Universitäten ($SW_{\text{Uni}}^{\text{♂}} = 45.9\%$) signifikant höher ist als an den Fachhochschulen ($SW_{\text{FH}}^{\text{♂}} = 18.4\%$) ($N_{SW} = 864$, $\chi^2(1) = 73.065$, $p < .001$, Cramer-V = .304).

5.1.2 Besuchte Schularten

In den Chemiestudiengängen hat der größte Anteil der Studierenden die Hochschulzugangsberechtigung (HZB) über das Abitur am Gymnasium erworben (63.1%). 16.2% der gesamten Chemiekohorte haben die HZB über das Abitur an berufsbildenden Schulen erworben, 12.8% an einer Gesamtschule. Die HZB wird von Universitätsstudierenden häufiger als von Fachhochschulstudierenden über das Abitur an Gymnasien erworben (Uni: 73.3%, FH: 48.6%). Demgegenüber erwerben Fachhochschulstudierende häufiger als Universitäts-

studierende das Abitur an berufsbildenden Schulen (Uni: 3.5%, FH: 35.8%). Die Verteilung der Arten der HZB unterscheidet sich zwischen den Hochschultypen signifikant von einer angenommenen Gleichverteilung ($\chi^2(2) = 49.553$, $p < .001$, Cramer- $V = .437$).

Auch in den Maschinenbaustudiengängen ähnelt sich das Bild. Der größte Anteil der Studierenden hat die Hochschulzugangsberechtigung über das Abitur am Gymnasium erworben (61.1%), wohingegen 15.7% der Studierenden die HZB an einer Gesamtschule erworben haben. 14.6% der Studierenden haben die HZB an einer berufsbildenden Schule erworben. Ähnlich wie im Fach Chemie wird die HZB von Universitätsstudierenden häufiger als von Fachhochschulstudierenden über das Abitur an Gymnasien erworben (Uni: 69.1%, FH: 50.0%). Fachhochschulstudierende gaben hingegen häufiger an, dass sie ihre HZB an einer berufsbildenden Schule erlangt haben (Uni: 7.0%, FH: 25.3%). Die Verteilung der Arten der HZB unterscheidet sich zwischen den Hochschultypen signifikant von einer angenommenen Gleichverteilung ($\chi^2(2) = 28.113$, $p < .001$, Cramer- $V = .279$).

Im Studienfach Sozialwissenschaften hingegen haben etwas mehr als die Hälfte aller Studierenden ihre HZB an einem Gymnasium (50.9%), 13.4% an einer Gesamtschule und 22.0% an einer berufsbildenden Schule erworben. Der Anteil der Studierenden mit einer HZB an einem Gymnasium ist an den Universitäten höher (72%) als an den Fachhochschulen (42%). An den Fachhochschulen liegt die an einer berufsbildenden Schule erworbene HZB bei 36%, wohingegen an den Universitäten diese Art der HZB mit 5% eine zu vernachlässigende Rolle spielt. Die Verteilung der Arten der HZB unterscheidet sich zwischen den Hochschultypen signifikant von einer angenommenen Gleichverteilung ($\chi^2(2) = 128.727$, $p < .001$, Cramer- $V = .401$).

5.1.3 Bildungsherkunft

Für die Analyse der Bildungsherkunft der Studierenden wurden die Daten angelehnt an die 21. Sozialerhebung (Middendorff et al., 2017) ausgewertet. Die Bildungsherkunft der Studierenden definiert sich über den höchsten schulischen bzw. beruflichen Abschluss der Eltern und wird in Anlehnung an Middendorff et al. (2017) in 5 Kategorien eingeteilt¹: hoch (beide Eltern haben einen Hochschulabschluss), gehoben (nur ein Elternteil hat einen Hochschulabschluss), mittel (beide Eltern haben einen beruflichen, nicht akademischen Abschluss), niedrig (nur ein Elternteil hat einen beruflichen, nicht akademischen Abschluss) und sehr niedrig (kein Elternteil hat einen beruflichen Abschluss).

Für alle drei Fächer zeigt sich, dass Universitäts- und Fachhochschulstudierende sich hinsichtlich der Bildungsherkunft nicht signifikant von einer angenommenen Gleichverteilung unterscheiden (Chemie: $\chi^2(4) = 8.041$, $p = .090$, Cramer- $V = .169$; Maschinenbau: $\chi^2(4) = 3.876$, $p = .423$, Cramer- $V = .099$; Sozialwissenschaften: $\chi^2(4) = 8.740$, $p = .068$, Cramer- $V = .100$).

Der größte Anteil der Studierenden im Fach Chemie hat eine mittlere Bildungsherkunft (48.8%). Für das Fach Maschinenbau gaben 36.8% der Studierenden eine mittlere Bil-

1 Nach Middendorff et al. (2017) wurden 4 Kategorien identifiziert. Die Kategorie „sehr niedrig“ wird dort nicht aufgeführt. Diese Kategorie wurde gebildet, da die Anzahl der Studierenden in der Stichprobe, deren Eltern beide keinen Abschluss haben, einen Vergleich zulässt.

dungsherkunft an. Ähnlich hohe Werte liegen bei Studierenden in den Sozialwissenschaften vor (44%).

5.2 Skalierung der Leistungstests

Die fachlichen Leistungstests wurden zunächst zu Beginn des ersten Semesters eingesetzt, um das schulische Vorwissen der Studierenden in den einzelnen Bezugsdisziplinen zu messen. Dabei zeigten sich für den ersten Messzeitpunkt gute bis sehr gute Reliabilitäten in allen drei Bezugsdisziplinen. Für beide Messzeitpunkte (MZP1 und MZP4) zeigen die IRT-Skalierungen akzeptable bis gut Kennwerte (Tabellen 3 und 4).

Tabelle 3: Kennwerte der itemzentrierten IRT-Skalierung (Leistungstests) zum ersten Messzeitpunkt (Vorwissen)

Kennwert	Chemie	Maschinenbau	Sozialwissenschaften
N_{Personen}	166	367	845
N_{Items}	62	58	75
WLE-Reliabilität	.841	.795	.692
Varianz	0.462	0.336	0.231
$M_{\text{Personenfähigkeit}} (SD)$	-0.007 (0.741)	0.007 (1.018)	0.004 (0.480)

Die Berechnung der Modelle für den vierten Messzeitpunkt mit fixierten Itemschwierigkeiten zeigt ähnlich wie zum ersten Messzeitpunkt akzeptable bis gute Kennwerte (Tabelle 4).

Tabelle 4: Kennwerte der item-zentrierten IRT-Skalierung (Leistungstests) zum vierten Messzeitpunkt (Fachwissen, Itemschwierigkeiten auf die Werte der Skalierung zu MZP1 fixiert)

Kennwert	Chemie	Maschinenbau	Sozialwissenschaften
N_{Personen}	165	222	543
N_{Items}	62	58	75
WLE-Reliabilität	.842	.647	.813
Varianz	0.514	0.337	0.363
$M_{\text{Personenfähigkeit}} (SD)$	0.461 (0.769)	0.589 (0.680)	0.285 (0.602)

Beim Vergleich von MZP1 und MZP4 zeigt sich, dass die Studierenden in allen drei Fächern im Fachwissen (MZP4) signifikant besser abschneiden als im Vorwissen (MZP1): Chemie: $d = 0.90$, $t(162) = 11.447$, $p < .001$; Maschinenbau: $d = 0.88$, $t(209) = 17.782$, $p < .001$; Sozialwissenschaften: $d = 0.48$, $t(497) = 10.794$, $p < .001$. Angesichts der Effektstärken von $0.48 \leq d \leq 0.90$ kann der Zuwachs im Fachwissen im Verlauf des ersten Studiensemesters, insbesondere in der Chemie und im Maschinenbau, als durchaus beträchtlich angesehen werden. Im Fach Sozialwissenschaften ist die Auswahl der fachlichen Inhalte in den Veranstaltungen an den unterschiedlichen Standorten sehr divers, so dass nicht alle zentralen fachlichen Inhalte an allen Standorten gleichermaßen gelehrt werden. Dies spiegelt sich auch in den Daten wider, da der Wissenszuwachs im Vergleich zu den Fächern Chemie und Maschinenbau geringer ausfällt. Der entwickelte Fachwissenstest ist standort-

unabhängig und enthält eine große Bandbreite an unterschiedlichen fachlichen Inhalten, die nicht an allen Standorten gleichermaßen gelehrt werden.

Zusammenfassend ist festzuhalten, dass die drei Leistungstests zur Erfassung des Fachwissens zufriedenstellende psychometrische Kennwerte aufweisen und darüber hinaus auch sensitiv sind, um Veränderungen im Fachwissen zu erfassen.

5.3 Zusammenhänge zwischen Abbruch- und Wechselintention zu den verschiedenen Messzeitpunkten

Zur Untersuchung der Zusammenhänge zwischen ausgewählten Variablen, die den Studienabbruch erklären können, wurden Korrelationen berechnet und Pfadanalysen mittels R-Package Lavaan (Version 0.6-6) durchgeführt (Rosseel, 2012). Bei den Pfadanalysen wurden für die einzelnen Fragestellungen zunächst Mehrgruppen-Modelle mit für die Gruppen freigegebenen Pfadkoeffizienten berechnet (*full model*). Sodann wurde geprüft, inwieweit sich der Fit des jeweiligen Modells verschlechtert, wenn es dahingehend eingeschränkt wird, dass einzelne oder alle Pfadkoeffizienten in den Gruppen identisch gesetzt werden (*reduced model*). Eine Verschlechterung von 0.010 oder mehr des CFI (Comparative Fit Index) bzw. eine Verschlechterung von 0.015 oder mehr des RMSEA (Root-Mean-Square Error of Approximation) wurde dabei als maßgeblich angesehen (Chen, 2007; Cheung & Rensvold, 2001). Als Gruppen wurden jeweils entweder die beiden Hochschultypen oder die drei Studiengänge betrachtet. Von einer Betrachtung der einzelnen Studiengänge in den Hochschultypen wurde aufgrund z.T. recht klein werdender Stichproben abgesehen. Der Fit der erzielten Pfadmodelle wurde abschließend anhand folgender Konventionen beurteilt: TLI (Tucker-Lewis-Index) und $CFI \geq .95$, $RMSEA < .08$ sowie SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) $< .08$ (Hu & Bentler, 1999). Angesichts der insgesamt großen Stichprobe zur Schätzung der Mehrgruppen-Pfadmodelle wurde der χ^2 -Test weder für die abschließende Beurteilung des Modellfits noch für den Vergleich eines vollen und eines reduzierten Modells herangezogen. Bei allen Pfadanalysen wurden fehlende Werte per FIML (Full-Information-Maximum-Likelihood-Verfahren) berücksichtigt. Dadurch konnte – im Vergleich zu „listwise deletion“ – das effektive N der Analysen (s. unten) bei Abbildung 2 von 819 auf 1031, bei den Abbildungen 3 und 4 von 789 auf 1119 und bei Abbildung 5 von 739 auf 1350 erhöht werden.

Die Abbruch- und Wechselintention wurde zu den Messzeitpunkten 2 (Mitte des ersten Semesters), 3 (Ende des ersten Semesters) und 4 (Beginn des zweiten Semesters) erhoben. Tabelle 5 enthält die Korrelationen der untersuchten Variablen.

Bei Anpassung der entsprechenden Mehrgruppen-Pfadmodelle stellte sich heraus, dass die Pfadkoeffizienten sowohl über die Hochschultypen als auch über die Fächer hinweg gleichgesetzt werden konnten, ohne dass der Modellfit sich maßgeblich verschlechterte. Im resultierenden Eingruppen-Pfadmodell (Abbildung 2) zeigt sich, dass die interindividuellen Unterschiede in der Abbruch- und Wechselintention im Verlauf des ersten Semesters sehr stabil bleiben ($\beta = .815$), sich beim Übergang zum zweiten Semester jedoch deutlich verändern ($\beta = .558$), und zwar unabhängig vom Hochschultyp und vom Studienfach. Dennoch ist bei einem direkten Effekt von $\beta = .274$, einem indirekten Effekt von $\beta = .455$ und einem entsprechenden Gesamteffekt von $\beta = .728$ eine erstaunlich gute Prognose der Abbruch- und Wechselintention von der Mitte des ersten auf den Beginn des zweiten Semesters möglich.

Tabelle 5: Zusammenhänge (Produktmoment-Korrelationen r) zwischen der individuellen Abbruch- und Wechselintention im Verlauf des ersten (MZIP2 und MZIP3) und zu Beginn des zweiten Semesters (MZIP4)

	Chemie		Maschinenbau		Sozialwissenschaften	
	MZIP3	MZIP4	MZIP3	MZIP4	MZIP3	MZIP4
Gesamt						
MZIP2	.859 <i>n</i> = 168	.632 <i>n</i> = 146	.705 <i>n</i> = 213	.607 <i>n</i> = 197	.809 <i>n</i> = 547	.694 <i>n</i> = 497
MZIP3		.709 <i>n</i> = 147		.672 <i>n</i> = 198		.747 <i>n</i> = 497
Universität						
MZIP2	.910 <i>n</i> = 108	.642 <i>n</i> = 95	.697 <i>n</i> = 123	.636 <i>n</i> = 124	.823 <i>n</i> = 211	.715 <i>n</i> = 188
MZIP3		.660 <i>n</i> = 95		.689 <i>n</i> = 127		.766 <i>n</i> = 188
Fachhochschule						
MZIP2	.755 <i>n</i> = 60	.653 <i>n</i> = 51	.713 <i>n</i> = 90	.582 <i>n</i> = 73	.723 <i>n</i> = 336	.621 <i>n</i> = 309
MZIP3		.828 <i>n</i> = 52		.652 <i>n</i> = 71		.685 <i>n</i> = 309

Anmerkung: Für alle r gilt $p < .001$.

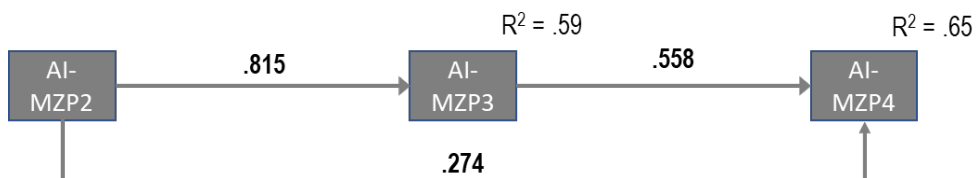


Abbildung 2: Pfadmodell zur Abbruch- und Wechselintention
(Pfadkoeffizienten standardisiert; $n = 1031$; Fettdruck: $p < .05$; Modell-Fit: $\chi^2 = 0$, $df = 0$, CFI = 1.00, TLI = 1.00, RMSEA = .00, SMR = .00; AI: Abbruch- und Wechselintention; MZIP: Messzeitpunkt)

5.4 Zusammenhänge zwischen Vorwissen bzw. Wissenszuwachs und individueller Abbruch- und Wechselintention

Das Fachwissen der Studierenden wurde zu Beginn des ersten Semesters (als Vorwissen) und zu Beginn des zweiten Semesters erhoben. Für die folgenden Berechnungen wurden die Fachwissensvariablen innerhalb eines jeden Faches z-standardisiert. Tabelle 6 enthält die Korrelationen der untersuchten Variablen.

Bei Anpassung der entsprechenden Mehrgruppen-Pfadmodelle stellt sich heraus, dass die Pfadkoeffizienten sich sowohl über die Hochschultypen als auch über die Fächer hinweg nicht generell gleichsetzen ließen, ohne dass der Modellfit sich maßgeblich verschlechterte. Entsprechend resultieren zwei Mehrgruppen-Pfadmodelle (Abbildungen 3 und 4). In beiden Pfadmodellen konnten die Pfade vom Vorwissen (erfasst zu MZIP1) auf die Abbruch- und Wechselintentionen zu MZIP3 und MZIP4 entfernt werden, ohne den Modellfit maßgeblich zu reduzieren.

Abbildung 3 zeigt das Mehrgruppen-Pfadmodell mit dem Hochschultyp als Gruppierungsfaktor. Zunächst ist festzustellen, dass sich der Gruppeneffekt nicht auf die prognostischen Zusammenhänge innerhalb der Abbruch- und Wechselintentionen zu den drei Messzeitpunkten bezieht. Hier zeigen sich Pfadkoeffizienten in vergleichbarer Größenordnung wie im Abschnitt 5.3 (Abbildung 2) berichtet. Dagegen zeigen sich deutliche Gruppeneffekte im Hinblick auf die prognostische Stärke des zu Beginn des Studiums vorhandenen fachlichen Vorwissens und des bis zum Beginn des zweiten Semesters erworbenen Fachwissens. Zum einen ist das Vorwissen an der Universität ($\beta = .711$) deutlich prognostischer für den studienbedingten Erwerb von Fachwissen als an der Fachhochschule ($\beta = .550$). Zum anderen gilt für die Universität, im Gegensatz zur Fachhochschule, dass das zu Beginn des Studiums vorhandene Vorwissen (erfasst zu MZP1) sehr schnell (d.h. zu MZP2 in der Mitte des ersten Semesters) auf die Abbruchintention durchschlägt, während an der Fachhochschule sich erst der über das Vorwissen hinausgehende zusätzliche Erwerb von Fachwissen (erfasst zu MZP4) auf die Abbruch- und Wechselintention (ebenfalls erfasst zu MZP4) auswirkt. Mit anderen Worten: An der Universität verringert erhöhtes Vorwissen, das die Studierenden aus der Schule mitbringen, die Abbruch- und Wechselintention; an der Fachhochschule verringert dagegen erhöhter Wissenserwerb im ersten Semester die Abbruch- und Wechselintention, und zwar weitgehend unabhängig vom mitgebrachten Vorwissen.

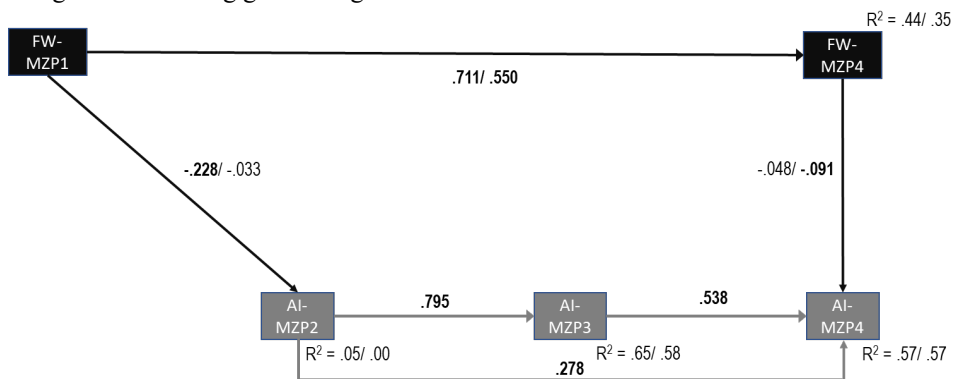


Abbildung 3: Mehrgruppen-Pfadmodell (Hochschultyp) zum Einfluss von Fachwissen auf die Abbruch- und Wechselintention

(Pfadkoeffizienten standardisiert; bei mehreren Koeffizienten in der Reihenfolge Universität, $n = 670$ / Fachhochschule, $n = 680$; Fettdruck: $p < .05$; Modell-Fit: $\chi^2 = 47.711$, $df = 11$, $p < .001$, CFI = .981, TLI = .965, RMSEA = .070, SRMR = .057; FW: Fachwissen; AI: Abbruch- und Wechselintention; MZP: Messzeitpunkt)

Tabelle 6: Zusammenhänge (Produktmoment-Korrelationen r) zwischen dem Vorwissen und der individuellen Abbruch- und Wechselintention

Abbruch- und Wechselintention		Chemie		Maschinenbau		Sozialwissenschaften	
		Vorwissen MZP1	Fachwissen MZP4	Vorwissen MZP1	Fachwissen MZP4	Vorwissen MZP1	Fachwissen MZP4
Gesamt							
MZP2	<i>r</i>	-.291 **	-.273 **	-.226 **	-.258 **	.015	-.172 **
	<i>n</i>	145	144	235	176	562	507
MZP3	<i>r</i>	-.275 **	-.244 **	-.229 **	-.298 **	.034	-.153 **
	<i>n</i>	141	140	219	178	534	505
MZP4	<i>r</i>	-.222 *	-.307**	-.299**	-.341 **	-.050	-.143 **
	<i>n</i>	132	132	204	178	485	494
Universität							
MZP2	<i>r</i>	-.288 **	-.205 **	-.251 **	-.293 **	-.210 **	-.386 **
	<i>n</i>	98	97	138	106	222	195
MZP3	<i>r</i>	-.279 **	-.183	-.252 **	-.317 **	-.155 *	-.408 **
	<i>n</i>	97	96	128	109	207	195
MZP4	<i>r</i>	-.231 *	-.273 **	-.314 **	-.342 **	-.203 **	-.299 **
	<i>n</i>	89	89	131	111	185	189
Fachhochschule							
MZP2	<i>r</i>	-.308 *	-.431 **	-.206 *	-.264 *	.040	-.061
	<i>n</i>	47	47	97	70	340	312
MZP3	<i>r</i>	-.266	-.409 **	-.198	-.269 *	.034	.031
	<i>n</i>	44	44	91	69	317	310
MZP4	<i>r</i>	-.180	-.447 **	-.305 **	-.406 **	-.054	-.076
	<i>n</i>	43	43	73	67	300	305

Anmerkung: * $p < .05$, ** $p < .001$.

Abbildung 4 zeigt das Mehrgruppen-Pfadmodell mit dem Studienfach als Gruppierungsfaktor. Auch hier ist festzustellen, dass sich der Gruppeneffekt nicht auf die prognostischen Zusammenhänge innerhalb der Abbruch- und Wechselintentionen zu den drei Messzeitpunkten bezieht. Es ergeben sich Pfadkoeffizienten in vergleichbarer Größenordnung wie im Abschnitt 5.3 und im Absatz zuvor berichtet (Abbildungen 2 und 3). Dagegen zeigen sich, wie beim Pfadmodell mit dem Hochschultyp als Gruppierungsfaktor, auch hier deutliche Effekte des Gruppierungsfaktors im Hinblick auf die prognostische Stärke des fachlichen Vorwissens. Zum einen ist das Vorwissen in der Chemie und im Maschinenbau, im Vergleich zu den Sozialwissenschaften, deutlich prognostischer sowohl für den im ersten Semester erfolgenden Erwerb von Fachwissen (Chemie: $\beta = .790$, Maschinenbau: $\beta = .704$, Sozialwissenschaften: $\beta = .580$) als auch für die schon in der Mitte des ersten Semesters vorhandene Intention, das Studium abzubrechen oder zu wechseln (Chemie: $\beta = -.272$, Maschinenbau: $\beta = -.238$, Sozialwissenschaften: $\beta = .014$). Es zeigen sich aber in keinem der drei Fächer signifikante Beziehungen zwischen dem im ersten Semester erfolgten Erwerb von Fachwissen und der zu Beginn des zweiten Semesters vorhandenen Abbruch- und Wechselintention. Mit anderen Worten: Aus der Schule mitgebrachtes erhöhtes Vorwissen verringert die anfängliche und die sich daraus weiter entwickelnde Abbruch- und Wechselintention zwar in der Chemie und im Maschinenbau, nicht aber in den Sozialwissenschaften, wobei der im ersten Semester erfolgende Erwerb von Fachwissen in allen drei Fächern kaum eine Rolle spielt.

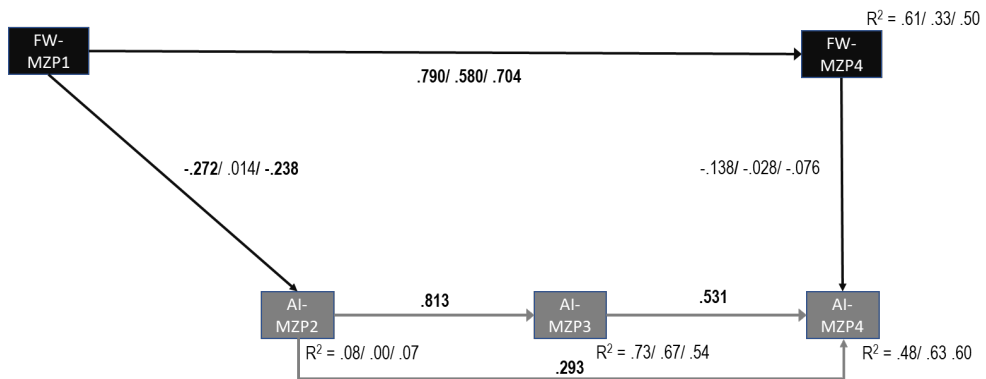


Abbildung 4: Mehrgruppen-Pfadmodell (Studienfach) zum Einfluss von Fachwissen auf die Abbruch- und Wechselintention

(Pfadkoeffizienten standardisiert; bei mehreren Koeffizienten in der Reihenfolge Chemie, $n = 164$ / Sozialwissenschaften, $n = 820$ / Maschinenbau, $n = 366$; Fettdruck: $p < .05$; Modell-Fit: $\chi^2 = 54.643$, $df = 18$, $p = .001$, CFI = .983, TLI = .971, RMSEA = .067, SRMR = .065; FW: Fachwissen; AI: Abbruch- und Wechselintention; MZIP: Messzeitpunkt)

Diese pfadanalytischen Ergebnisse indizieren, dass in den Fächern Chemie und Maschinenbau die Gruppe der vorwissensschwächsten Studierenden besonders abbruchgefährdet ist, während die Studierenden mit dem höchsten Vorwissen am wenigstens gefährdet sind. Zur Abschätzung dieser Gefährdung wurde ein ergänzender Extremgruppenvergleich vorgenommen. Dazu wurde die Stichprobe anhand des Vorwissens (MZIP1) in Quartile aufgeteilt. Im Anschluss wurden die Mittelwerte der individuellen Abbruch- und Wechselintention des oberen und des unteren Quartils miteinander verglichen, und Cohens d wurde als Maß der Effektstärke berechnet. Im Ergebnis zeigen sich deutliche Unterschiede in den Fächern Chemie ($d = 0.89$ zu MZIP2, $d = 0.82$ zu MZIP3, $d = 0.77$ zu MZIP4) und Maschinenbau ($d = 0.64$ zu MZIP2, $d = 0.51$ zu MZIP3, $d = 0.24$ zu MZIP4), nicht aber im Fach Sozialwissenschaften ($d = 0.10$ zu MZIP2, $d = 0.08$ zu MZIP3, $d = 0.07$ zu MZIP4).

5.5 Zusammenhänge zwischen Studienzufriedenheit und Abbruch- und Wechselintention

Die Studienzufriedenheit wurde an allen vier Messzeitpunkten (MZIP1-4) erhoben, die Abbruch- und Wechselintention in der Mitte (MZIP2) und am Ende des ersten Semesters (MZIP3) sowie zu Beginn des zweiten Semesters (MZIP4). Bei den im Folgenden zu berichtenden Ergebnissen zur Studienzufriedenheit wird der über die Subskalen (fachliche Inhalte, Studienbedingungen und Bewältigung der Studienanforderungen) gemittelte Gesamtscore verwendet. Die Tabellen 1 bis 3 im Anhang enthalten die Korrelationen der untersuchten Variablen.

Bei Anpassung der entsprechenden Mehrgruppen-Pfadmodelle (*cross-lagged panel*) stellte sich heraus, dass die Pfadkoeffizienten sich zwar über die Hochschultypen, nicht aber über die Fächer hinweg gleichsetzen ließen, ohne den Modellfit maßgeblich zu ver-

schlechtern. Entsprechend resultiert ein Mehrgruppen-Pfadmodell mit dem Studienfach als Gruppierungsfaktor (Abbildung 5).

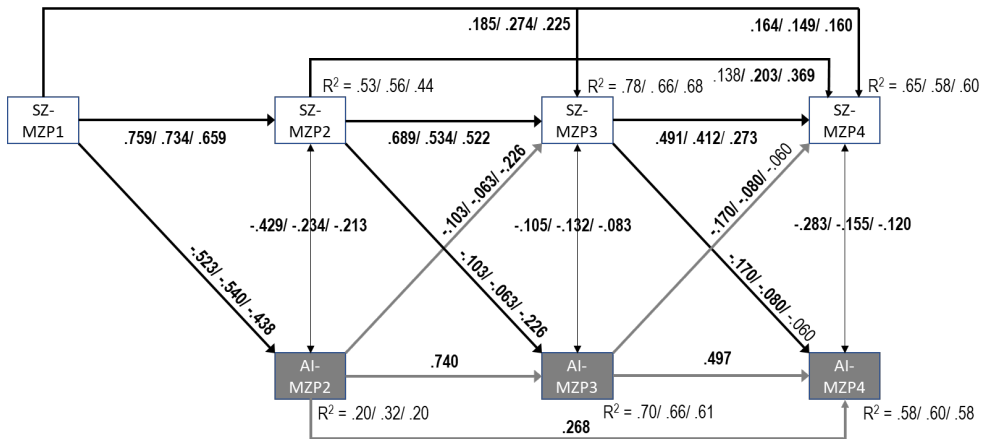


Abbildung 5: Mehrgruppen-Pfadmodell (cross-lagged panel) zum Zusammenhang von Studienzufriedenheit und Abbruch- und Wechselintention
(Pfadkoeffizienten standardisiert; bei mehreren Koeffizienten in der Reihenfolge Chemie, $n = 203$ / Sozialwissenschaften, $n = 626$ / Maschinenbau, $n = 290$; Fettdruck: $p < .05$; Modell-Fit: $\chi^2 = 36.714$, $df = 24$, $p = .047$, CFI = .997, TLI = .993, RMSEA = .038, SRMR = .025; SZ: Studienzufriedenheit; AI: Abbruch- und Wechselintention; MZP: Messzeitpunkt)

Zunächst zeigt sich in diesem Cross-Lagged-Panel-Modell, dass die Koeffizienten der Kreuzpfade angrenzender Messzeitpunkte innerhalb aller Fächer gleichgesetzt werden konnten, ohne den Modellfit im Sinne der oben genannten Kriterien (0.010 oder mehr des CFI bzw. 0.015 oder mehr des RMSEA) maßgeblich zu verschlechtern. So ergibt sich für Abbildung 5, dass (a) der Pfad von der Studienzufriedenheit zu MZIP2 auf die Abbruch- und Wechselintention zu MZIP3 dem Pfad von der Abbruch- und Wechselintention zu MZIP2 auf die Studienzufriedenheit zu MZIP3 entspricht und dass (b) der Pfad von der Studienzufriedenheit zu MZIP3 auf die Abbruch- und Wechselintention zu MZIP4 mit dem Pfad von der Abbruch- und Wechselintention zu MZIP3 auf die Studienzufriedenheit zu MZIP4 übereinstimmt. Ab MZIP2 zur Mitte des ersten Semesters kann daher weder angenommen werden, dass Unzufriedenheit mit dem Studium der Abbruch- und Wechselintention vorausläuft (bzw. diese bedingt), noch umgekehrt. Unzufriedenheit mit dem Studium und Abbruch- und Wechselintention scheinen ab Mitte des ersten Semesters vielmehr Hand in Hand zu gehen.

Abbildung 5 zeigt des Weiteren, dass die Kreuzkoeffizienten – wie nicht anders zu erwarten – durchweg negativ sind, und zwar stark negativ bei der Vorhersage der Abbruch- und Wechselintention in der Mitte des ersten Semesters (MZIP2) aus der anfänglichen Studienzufriedenheit zu Beginn des ersten Semesters (MZIP1), deutlich geringer negativ jedoch zu den folgenden Messzeitpunkten. Darüber hinaus zeigen sich Gruppeneffekte des Studienfachs: Während im Maschinenbau die Kreuzkoeffizienten der Vorhersage von MZIP1 nach MZIP2 im Betrag deutlich geringer ausfallen als in der Chemie und den Sozialwissen-

schaften, sind sie für die Vorhersage von MZP2 nach MZP3 im Betrag deutlich stärker als in den beiden anderen Fächern und von MZP3 nach MZP4 im Betrag schwach und statistisch nicht mehr signifikant. Darüber hinaus fällt im Maschinenbau auf, dass die Koeffizienten zur Vorhersage der Studienzufriedenheit zu MZP4 aus der Studienzufriedenheit zu MZP3 deutlich geringer, zur Vorhersage aus der Studienzufriedenheit zu MZP2 dagegen deutlich stärker sind als in den anderen beiden Fächern. Mit anderen Worten: Im Maschinenbau wird die Abbruch- und Wechselintention zu Beginn des zweiten Semesters (MZP4) primär durch die Studienzufriedenheit in der Mitte des ersten Semesters beeinflusst (MZP2, $\beta = -.226$) und weniger durch die Studienzufriedenheit am Ende des ersten Semesters (MZP3, $\beta = -.060$), während in der Chemie und den Sozialwissenschaften die Studienzufriedenheit am Ende des ersten Semesters eine maßgebliche Rolle spielt.

6 Diskussion

Auf Basis der Daten aus den ersten vier Messzeitpunkten im CASSIS-Projekt können erste Ergebnisse geliefert werden, die die Studienabbruch- bzw. die Wechselintention für Studierende der Fächer Chemie, Maschinenbau und Sozialwissenschaften an Universitäten und Fachhochschulen näher beschreiben.

Das dem CASSIS-Projekt und der hier vorliegenden Studie zugrundeliegende Modell von Heublein et al. (2017) wurde verwendet, um die Abbruch- und Wechselintention der Studierenden unter Berücksichtigung der fachlichen Studienvoraussetzungen, des Erwerbs von Fachwissen im ersten Semester und der Studienzufriedenheit vorherzusagen. Basierend auf der Datenlage wurden Pfadmodelle berechnet, die zum einen fächer- und hochschultyp-übergreifende Ergebnisse liefern, zum anderen aber auch Unterschiede zwischen Studiengängen (Chemie und Maschinenbau als MINT-Studiengängen kontrastiert gegenüber sozialwissenschaftlichen Studiengängen) einerseits und zwischen Universitäten bzw. Fachhochschulen andererseits aufzeigen.

Ein besonderes Merkmal der Studie stellen die über die beteiligten Universitäten und Fachhochschulen hinweg identischen Leistungstests dar, die eingesetzt wurden, um die fachlichen Eingangsvoraussetzungen (Vorwissen zu MZP1) und die Studienleistung (Fachwissen zu MZP4) der Studierenden zu messen. Aus dem Vergleich von MZP1 und MZP4 geht hervor, dass die Instrumente änderungssensitiv sind: In allen Fächern hatten die Studierenden im ersten Semester signifikant dazugelernt. Somit ist davon auszugehen, dass die bei der Entwicklung der Instrumente angenommenen zentralen fachlichen Inhalte an beiden Hochschultypen in der Lehre behandelt werden. Dies stimmt mit den Rückmeldungen der Hochschullehrkräfte zur curricularen Passung der Inhalte in einer für das Fach Chemie durchgeführten Zusatzerhebung überein und spricht für die Inhaltsvalidität der eingesetzten Testinstrumente.

Anhand eines ersten Pfadmodells konnte die relative Stabilität der individuellen Abbruch- und Wechselintention (im Sinne der Position einer Person in der Rangordnung aller untersuchten Personen) im Verlauf des Studienbeginns näher beschrieben werden. Dabei zeigt sich, dass sich die individuelle Abbruch- und Wechselintention beim Übergang vom ersten zum zweiten Semester deutlicher verändert als innerhalb des ersten Semesters. Ins-

gesamt lässt sich jedoch die Abbruch- und Wechselintention zu Beginn des zweiten Semesters durch die zur Mitte des ersten Semesters schon bestehende Abbruch- und Wechselintention (als Summe des direkten und des indirekten Effekts) sehr gut vorhersagen. Dies zeigt, dass eine frühe Überlegung der Studierenden, das Studium abzubrechen, im Verlauf der Studieneingangsphase relativ stabil bleibt.

Anhand eines zweiten Pfadmodells wurden die Zusammenhänge zwischen der individuellen Abbruch- und Wechselintention, den fachlichen Studienvoraussetzungen (Vorwissen) und dem Fachwissen untersucht. Dabei zeigen sich Unterschiede sowohl zwischen den Hochschultypen als auch zwischen den Fächern.

Für beide Hochschultypen ergibt sich, dass das Vorwissen das im Laufe des ersten Semesters erworbene Fachwissen gut vorhersagen kann, für Universitätsstudierende etwas besser als für Fachhochschulstudierende. Das zu Beginn des Studiums vorhandene Vorwissen ist bei den Universitätsstudierenden, nicht aber bei den Fachhochschulstudierenden zudem noch prädiktiv für die Abbruch- und Wechselintention während des ersten Semesters, wobei die Varianzaufklärung der Abbruch- und Wechselintention zu diesem frühen Zeitpunkt noch sehr gering ist ($R^2 = .05$). Im weiteren Verlauf des Studiums steigt dann die Vorhersagekraft der Abbruch- und Wechselintention an beiden Hochschultypen. Zu Beginn des zweiten Semesters ist die Varianzaufklärung der Abbruch- und Wechselintention an beiden Hochschulformen gleich hoch ($R^2 = .57$). Demgegenüber ergeben sich jedoch Unterschiede in der Varianzaufklärung des im Laufe des ersten Semesters erworbenen Fachwissens (Universität: $R^2 = .44$; Fachhochschule: $R^2 = .35$). Die Studierenden an Universitäten zeigen deutlicher, dass das Vorwissen das zu Beginn des zweiten Semesters vorliegende Fachwissen beeinflusst, wobei das Ausmaß des Wissenserwerbs aber nicht auf die zeitlich parallel erhobene Abbruch- und Wechselintention durchschlägt. Diese wird bei Universitätsstudierenden vielmehr primär durch das Vorwissen und dessen Effekt auf die anfängliche Abbruch- und Wechselintention beeinflusst. Bei Fachhochschulstudierenden gilt Umgekehrtes: Das zu Beginn des zweiten Semesters über das schon vorhandene Vorwissen hinaus vorliegende Fachwissen beeinflusst die zeitlich parallel erhobene Abbruch- und Wechselintention, während das Vorwissen selbst eine eher untergeordnete Rolle spielt, insbesondere auch bei der Vorhersage der anfänglichen Abbruch- und Wechselintention. Mit anderen Worten: Universitätsstudierende denken bei Defiziten im vorhandenen Vorwissen bereits zu einem sehr frühen Zeitpunkt über einen Studienabbruch bzw. -wechsel nach. Fachhochschulstudierende hingegen tendieren erst später – und zwar nicht in Abhängigkeit vom Vorwissen, sondern in Abhängigkeit vom Wissenszuwachs – dazu, über einen Studienabbruch bzw. -wechsel nachzudenken.

Wird der Einfluss des Vorwissens und des im ersten Semester erworbenen Fachwissens auf die Abbruch- und Wechselintentionen nach Fächern getrennt betrachtet, kann man ein klares Bild erkennen, das sich für die verschiedenen Studiengänge differenziert darstellt. Das Vorwissen der Studierenden ist für alle drei Fächer prädiktiv für das im ersten Semester erworbene Fachwissen, jedoch deutlich bedeutsamer für die MINT Fächer Chemie und Maschinenbau. Während der Fachwissenserwerb für diese beiden Studiengänge gut bis sehr gut durch das Vorwissen aufgeklärt werden kann, zeigt sich für das Fach Sozialwissenschaften, dass die Aufklärung lediglich in einem mittleren Bereich liegt. Gleichmaßen ist das Vorwissen der Studierenden prädiktiv für die Abbruch- und Wechselintention in den

Fächern Chemie und Maschinenbau in der Mitte des ersten Semesters, für die Sozialwissenschaften jedoch nicht. Für alle Fächer zeigt sich hingegen, dass das erworbene Fachwissen zu Beginn des zweiten Semesters keinen Zusammenhang mehr mit der Abbruch- und Wechselintention zu Beginn des zweiten Semesters aufzeigt. Diese wird hauptsächlich durch die im Verlauf des ersten Semesters entwickelte Abbruch- und Wechselintention beeinflusst und kann in den Sozialwissenschaften und im Maschinenbau sehr gut ($R^2 = .63$ bzw. $R^2 = .60$), in der Chemie immerhin noch gut ($R^2 = .48$) vorhergesagt werden. Diese Ergebnisse zeigen, dass für die MINT-Fächer das Vorwissen bedeutsam für die Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention ist. Die Intention, das Studium abzubrechen oder zu wechseln, scheint in den sozialwissenschaftlichen Studiengängen dagegen nicht vom Vorwissen abzuhängen. Hier ist die Studienzufriedenheit ein relevanter Aspekt. Zudem sieht man, dass weniger das zu Beginn des zweiten Semesters über das Vorwissen hinaus erzielte fachwissenschaftliche Wissen die Studien- und Abbruchintention vorhersagt, sondern eher die bereits vorher vorhandene Abbruch- und Wechselintention, und zwar – bis auf den anfänglichen Einfluss des Vorwissens – unabhängig vom jeweiligen Studienfach.

Anhand eines dritten Pfadmodells, konzipiert als Cross-Lagged-Panel-Modell, wurden die Zusammenhänge zwischen der individuellen Abbruch- und Wechselintention und der Studienzufriedenheit vom Beginn des ersten bis zum Beginn des zweiten Semesters über vier Messzeitpunkte hinweg untersucht. Um ein vergleichsweise klares Bild zu gewinnen, wurde die Studienzufriedenheit dabei – anders als z.B. bei Fleischer et al. (2019) – über die im Modell von Heublein et al. (2017) enthaltenen Facetten Inhalt, Bedingungen und Bewältigung aggregiert in die Berechnungen einbezogen. Im Pfadmodell ergeben sich keine Unterschiede zwischen den Hochschultypen, wohl aber einige Unterschiede zwischen den Fächern. Im Ergebnis zeigt sich zunächst, dass die sogenannten Kreuz-Koeffizienten der Vorhersage von einem auf den nächsten Messzeitpunkt innerhalb aller drei Fächer jeweils gleich gesetzt werden konnten. Dies indiziert, dass die Studienzufriedenheit und die Abbruch- und Wechselintention sich sozusagen „Hand in Hand“ über die Zeit hinweg zu entwickeln scheinen, sodass man das eine also nicht als ursächlich für das andere ansehen kann. Dabei ist die Studienzufriedenheit zu Beginn des ersten Semesters in allen Fächern stark prädiktiv für die Abbruch- und Wechselintention in der Mitte des ersten Semesters, was auch für die Korrelation von Studienzufriedenheit und Abbruch- und Wechselintention in der Mitte des ersten Semesters gilt. Fächerübergreifend zeigt sich darüber hinaus, dass die Studienzufriedenheit über die Messzeitpunkte hinweg, im Sinne der Position einer Person in der Rangordnung aller untersuchten Personen, relativ stabil bleibt. Beim Maschinenbau zeigt sich allerdings eine deutliche Abweichung von diesem allgemeinen Ergebnismuster: Die Abbruch- und Wechselintention zu Beginn des zweiten Semesters wird primär bedingt durch die Studienzufriedenheit in der Mitte des ersten Semesters, während in den anderen Fächern, neben der Studienzufriedenheit zu Beginn des Studiums, vor allem auch die Studienzufriedenheit am Ende des ersten Semesters bedeutsam ist.

Was bedeuten die in der vorliegenden Studie erzielten Ergebnisse für die Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention in den betrachteten Hochschultypen? Zusammenfassend lässt sich Folgendes sagen: Bei der Vorhersage der Studien- und Abbruchintention sind die Unterschiede zwischen den Hochschultypen deutlich geringer als die Unterschiede zwischen den Fächern. Unterschiede zwischen den Hochschultypen lassen sich lediglich im

Hinblick auf die Rolle des fachlichen Vorwissens und des über das Vorwissen hinausgehenden Erwerbs von Fachwissen aufzeigen: An den Universitäten spielt das Vorwissen eine Rolle bei der Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention, nicht aber der Wissenserwerb. An den Fachhochschulen spielt hingegen der Wissenserwerb eine Rolle, nicht aber das Vorwissen.

Was bedeuten die in der vorliegenden Studie erzielten Ergebnisse für die Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention in den betrachteten Fächern? Zusammenfassend lässt sich hier Folgendes sagen: In der Chemie und im Maschinenbau spielt das aus der Schule mitgebrachte fachliche Vorwissen eine maßgebliche Rolle. Wer nur geringes fachliches Vorwissen mitbringt, tendiert dazu, schon früh, das heißt bis zur Mitte des ersten Semesters, eine Abbruch- und Wechselintention zu entwickeln. Allerdings gilt für diese beiden Fächer auch, dass die Abbruch- und Wechselintention stark durch die Studienzufriedenheit zu Beginn des Studiums beeinflusst wird, stärker noch als durch das fachliche Vorwissen. Da im Fach Chemie die Inhalte kumulativ aufgebaut sind, erklärt sich der Zusammenhang mit der Abbruch- und Wechselintention dahingehend, dass fehlendes fachliches Wissen eher zu einem Abbruch bzw. Wechsel führt. Ein Defizit im Fachwissen kann nicht kompensiert werden. Zudem steigt die Intention zum Abbruch, wenn die Studienzufriedenheit sinkt. Diese wird bedingt durch die Zufriedenheit mit den fachlichen Inhalten, den Studienbedingungen und der Bewältigung des Studiums. Ähnliche Zusammenhänge zeigen sich im Fach Maschinenbau, wobei sich die Rolle der Studienzufriedenheit im Maschinenbau etwas anders darstellt als in der Chemie: Während sich in der Chemie die Studienzufriedenheit über alle Messzeitpunkte hinweg als prädiktiv für die Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention erweist, spielt im Maschinenbau – neben der anfänglichen Studienzufriedenheit – insbesondere die Studienzufriedenheit in der Mitte des ersten Semesters eine bedeutende Rolle. Dieser Unterschied tritt bei der Vorhersage der Abbruch- und Wechselintention zu Beginn des zweiten Semesters besonders deutlich zutage: In der Chemie ist die Studienzufriedenheit am Ende des ersten Semesters relevant, im Maschinenbau jedoch nicht.

In den Sozialwissenschaften hingegen zeigt sich, dass das aus der Schule mitgebrachte fachliche Vorwissen bei der Vorhersage der Entwicklung einer Abbruch- und Wechselintention keine Rolle spielt. Demgegenüber ist die anfängliche Studienzufriedenheit, wie auch in der Chemie und im Maschinenbau, relevant für die Abbruch- und Wechselintention, und zwar über alle Messzeitpunkte hinweg. Die Sozialwissenschaften, sowohl an Universitäten als auch an Fachhochschulen, sind ausgesprochen heterogene und breit gefächerte Disziplinen, deren Studienverläufe in der Regel sehr offen gestaltet werden können und deren Fachinhalte nicht streng voneinander getrennt sind, sondern häufig gleichberechtigt nebeneinanderstehen. Diese Fachkultur kann dazu führen, dass die Inhalte und die Anforderungen des Studiums sowie die Studienbedingungen für Studieninteressierte nur schwer zu überblicken sind und es somit zu Fehlentscheidungen bei der Wahl des Studienfaches kommen kann. Ohne umfassende Beschäftigung mit den Inhalten der verschiedenen sozialwissenschaftlichen Studiengänge kann es dazu kommen, dass Studierende ihr Studium mit falschen Vorstellungen beginnen.

Insgesamt konnte gezeigt werden, dass zwischen den ausgewählten Faktoren des Modells von Heublein et al. (2017) und der Intention, das Studium abzubrechen oder zu wech-

seln, Zusammenhänge bestehen, die sich zwischen den Fächern, aber auch zwischen den Hochschultypen teilweise unterscheiden, teilweise aber auch vergleichbar sind. Dabei ist jedoch zu bedenken, dass der tatsächliche Abbruch oder Wechsel eines Studiums bisher nicht in die Analysen eingegangen ist, sondern lediglich die Studienabbruch- und Wechselintention, die sich aber als guter Indikator für den tatsächlichen Abbruch erwiesen hat (Fleischer et al., 2019, Mashburn, 2000). Darüber hinaus ist darauf hinzuweisen, dass die Studienzufriedenheit nur als Gesamtkonstrukt, das heißt nicht wie bei Fleischer et al. (2019) aufgeschlüsselt in die Facetten Studieninhalte, Studienbedingungen und Bewältigung der Studienanforderungen, in die Analysen eingegangen ist. Grund für diese Vorgehensweise war, die Komplexität der Analysen in für den Leser vertretbaren Grenzen zu halten. Weitere Analysen werden erforderlich sein, um zu prüfen, ob die Ergebnismuster sich verändern, wenn man die Facetten der Studienzufriedenheit getrennt voneinander betrachtet. Und schließlich ist darauf hinzuweisen, dass die Effekte von Hochschultyp und Studienfach auf die Zusammenhangsstruktur der betrachteten Variablen in den hier berechneten Mehrgruppen-Pfadmodellen nur im Sinne von Haupteffekten, nicht aber im Sinne ihrer Interaktion untersucht werden konnten. Grund war, dass die Stichprobengröße für die Berechnung eines Mehrgruppen-Pfadmodells, in dem alle drei Fächer in den zwei Hochschultypen, das heißt also insgesamt sechs Gruppen, miteinander verglichen werden, auf Gruppenebene im vorliegenden Datensatz vergleichsweise gering ist. Die Stichprobengröße auf Ebene der Fach-in-Hochschultyp-Gruppen war im Übrigen auch der Grund, von einer latenten SEM-Modellierung der Zusammenhänge der hier betrachteten Variablen zunächst abzusehen.

In weiteren Analysen ist in Zukunft noch zu klären, inwieweit die hier beschriebenen Merkmale auf den tatsächlichen Studienabbruch bzw. Studienerfolg wirken. Darüber hinaus könnte eine Betrachtung der Fachwissensentwicklung über die Folgesemester aufklären, ob der Einfluss des schulischen Vorwissens über die Studienzeit hinweg abnimmt und ob entstehende Wissensdefizite von den Studierenden erkannt werden und gegebenenfalls zu einer Erhöhung der Abbruchintention führen.

Danksagung

Das Projekt CASSIS, aus dem die vorliegende Arbeit stammt, wird vom Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) unter dem Förderkennzeichen 01PX16019 gefördert.

Literatur

- Autorengruppe Bildungsberichterstattung. (2018). Bildung in Deutschland 2018. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Bildung und Migration. Bielefeld: wbv.
<http://dx.doi.org/10.3278/6001820fw>
- Averbeck, D. (2020). Zum Studienerfolg in der Studieneingangsphase des Chemiestudiums – Der Einfluss kognitiver und affektiv-motivationaler Variablen. Dissertation, Universität Duisburg-Essen, Didaktik der Chemie.
- Blüthmann, I. (2012). Individuelle und studienbezogene Einflussfaktoren auf die Zufriedenheit von Bachelorstudierenden. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, 15 (2), 273–303.
<https://doi.org/10.1007/s11618-012-0270-3>

- Blüthmann, I. (2014). Studierbarkeit, Studienzufriedenheit und Studienabbruch. Analysen von Einflussfaktoren in den Bachelorstudiengängen. Berlin: Freie Universität Berlin.
<http://dx.doi.org/10.17169/refubium-16294>
- Blüthmann, I., Thiel, F. & Wolfgramm, C. (2011). Abbruchtendenzen in den Bachelorstudiengängen. Individuelle Schwierigkeiten oder mangelhafte Studienbedingungen? *Die Hochschule: Journal für Wissenschaft und Bildung*, 20 (1), 110–126.
- Bornkessel, P. (2018). Einleitung. In P. Bornkessel (Hrsg.), *Erfolg im Studium. Konzeptionen, Befunde und Desiderate* (S. 7–28). Bielefeld: wbv.
- Buschhüter, D., Spoden, C. & Borowski, A. (2016). Mathematische Kenntnisse und Fähigkeiten von Physikstudierenden zu Studienbeginn. *Zeitschrift für Didaktik der Naturwissenschaften*, 22 (1), 61–75. <https://doi.org/10.1007/s40573-016-0041-4>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14 (3), 464–504.
<https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Cheung, G. W. & Rensvold, R. B. (2001). The effects of model parsimony and sampling error on the fit of structural equation models. *Organizational Research Methods*, 4 (3), 236–264.
<https://doi.org/10.1177/109442810143004>
- Dammann, E. (2016). Entwicklung eines Testinstruments zur Messung fachlicher Kompetenzen in der Technischen Mechanik bei Studierenden ingenieurwissenschaftlicher Studiengänge. Dissertation, Universität Stuttgart, Fakultät für Erziehungswissenschaft (IfE).
<http://doi.org/10.18419/opus-9073>
- Fellenberg, F. & Hannover, B. (2006). Kaum begonnen, schon zerronnen? Psychologische Ursachenfaktoren für die Neigung von Studienanfängern, das Studium abzubrechen oder das Fach zu wechseln. *Empirische Pädagogik*, 20 (4), 381–399.
- Fleischer, J., Leutner, D., Brand, M., Fischer, H., Lang, M., Schmiemann, P. et al. (2019). Vorhersage des Studienabbruchs in naturwissenschaftlich-technischen Studiengängen. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 22, 1077–1097. <https://doi.org/10.1007/s11618-019-00909-w>
- Hailikari, T. K. & Nevgi, A. (2010). How to diagnose at-risk students in chemistry: The case of prior knowledge assessment. *International Journal of Science Education*, 32(15), 2079–2095.
<https://doi.org/10.1080/09500690903369654>
- Henke, J., Pasternack, P., Schmidt, S. (2013). Wem gelingt studieren? Studiererfolg und Studienabbrüche. In P. Pasternack (Hrsg.), *Jenseits der Metropolen. Hochschulen in demografisch herausgeforderten Regionen* (S. 388–412). Leipzig: Akademische Verlagsanstalt.
- Heublein, U., Ebert, J., Hutzsch, C., Isleib, S., König, R., Richter, J. et al. (2017). Zwischen Studien-erwartungen und Studienwirklichkeit. Ursachen des Studienabbruchs, beruflicher Verbleib der Studienabbrecherinnen und Studienabbrecher und Entwicklung der Studienabbruchquote an deutschen Hochschulen. (Forum Hochschule. 2017,01). Hannover. Verfügbar unter:
http://www.dzhw.eu/pdf/pub_fh/fh-201701.pdf
- Heublein, U. & Schmelzer, R. (2018). Die Entwicklung der Studienabbruchquoten an den deutschen Hochschulen. Berechnungen auf Basis des Absolventenjahrgangs 2016. DZHW-Projektbericht. Verfügbar unter: https://www.dzhw.eu/pdf/21/studienabbruchquoten_absolventen_2016.pdf
- Heublein, U., Schmelzer, R. & Sommer, D. (2005). Studienabbruchstudie 2005. Die Studienabbrecherquoten in den Fächergruppen und Studienbereichen der Universitäten und Fachhochschulen. Kurz-Information HIS, A1/2005. Verfügbar unter:
<http://ids.hof.uni-halle.de/documents/t1006.pdf>
- Heublein, U. & Wolter, A. (2011). Studienabbruch in Deutschland. Definition, Häufigkeit, Ursachen, Maßnahmen. *Zeitschrift für Pädagogik*, 57 (2), 214–236.

- Hu, L.-t. & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6 (1), 1–55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- Isleib, S., Woisch, A. & Heublein, U. (2019). Ursachen des Studienabbruchs: Theoretische Basis und empirische Faktoren. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 22 (5), 1047–1076. <https://doi.org/10.1007/s11618-019-00908-x>
- Mäkinen, J., Olkinuora, E. & Lonka, K. (2004). Students at risk: Students' general study orientations and abandoning/prolonging the course of studies. *Higher Education*, 48(2), 173–188. <https://doi.org/10.1023/B:HIGH.0000034312.79289.ab>
- Mashburn, A. J. (2000). A psychological process of college student dropout. *Journal of College Student Retention: Research, Theory & Practice*, 2(3), 173–190. <https://doi.org/10.2190/U2QB-52J9-GHGP-6LEE>
- Middendorff, E., Apolinarski, B., Becker, K., Bornkessel, P., Brandt, T., Heißenberg, S. et al. (2017). Die wirtschaftliche und soziale Lage der Studierenden in Deutschland 2016. Zusammenfassung zur 21. Sozialerhebung des Deutschen Studentenwerks – durchgeführt vom Deutschen Zentrum für Hochschul- und Wissenschaftsforschung. Berlin: Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF).
- Müller, J., Stender, A., Fleischer, J., Borowski, A., Dammann, E., Lang, M. et al. (2018). Mathematisches Wissen von Studienanfängern und Studienerfolg. *Zeitschrift für Didaktik der Naturwissenschaften*, 24(1), 183–199. <https://doi.org/10.1007/s40573-018-0082-y>
- Nolden, P. (2019). Studentisches Erleben und Studienabbruchneigung. Entwicklung und Überprüfung eines multikausalen und multiperspektivischen Erklärungsmodells im Hochschulkontext. Verfügbar unter: <https://dor.org/10.18154/RWTH-2019-00093>
- Ortenburger, A. (2013). Beratung von Bachelorstudierenden in Studium und Alltag. Ergebnisse einer HISBUS-Befragung zu Schwierigkeiten und Problemlagen von Studierenden und zur Wahrnehmung, Nutzung und Bewertung von Beratungsangeboten. HIS: Forum Hochschule, 2/2013. Verfügbar unter: https://www.dzhw.eu/pdf/pub_fh/fh-201303.pdf
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2). <https://dor.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Sarcelletti, A. & Müller, S. (2011). Zum Stand der Studienabbruchforschung. Theoretische Perspektiven, zentrale Ergebnisse und methodische Anforderungen an künftige Studien. *Zeitschrift für Bildungsforschung*, 1 (3), 235–248. <https://doi.org/10.1007/s35834-011-0020-2>
- Schiefele, U., Streblow, L. & Brinkmann, J. (2007). Aussteigen oder Durchhalten. Was unterscheidet Studienabbrecher von anderen Studierenden? *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und pädagogische Psychologie*, 39(3), 127–140. <https://doi.org/10.1026/0049-8637.39.3.127>
- Schröder-Gronostay, M. (1999). Studienabbruch – Zusammenfassung des Forschungsstandes. In M. Schröder-Gronostay & H.-D. Daniel (Hrsg.), *Studienerfolg und Studienabbruch. Beiträge aus Forschung und Praxis (Hochschulwesen – Wissenschaft und Praxis)* (S. 209–240). Neuwied: Luchterhand.
- Spady, W. G. (1970). Dropouts from higher education. An interdisciplinary review and synthesis. *Interchange*, 1(1), 64–85. <https://doi.org/10.1007/BF02214313>
- Tinto, V. (1975). Dropout from higher education. A theoretical synthesis of recent research. *Review of Educational Research*, 45(1), 89–125. <https://doi.org/10.3102/00346543045001089>
- Weber, A., Daniel, A., Becker, K. & Bornkessel, P. (2018). Proximale Prädiktoren objektiver wie subjektiver Studienerfolgsindikatoren. In P. Bornkessel (Hrsg.), *Erfolg im Studium. Konzeptionen, Befunde und Desiderate* (S. 59–107). Bielefeld: wbv.
- Westermann, R., Heise, E., Spies, K. & Trautwein, U. (1996). Identifikation und Erfassung von Komponenten der Studienzufriedenheit. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 43(1), 1–22.

Willige, J. (2015). Studienqualitätsmonitor 2014. Studienqualität und Studienbedingungen an deutschen Hochschulen. DZHW-Hauptbericht. Verfügbar unter:
https://www.dzhw.eu/pdf/24/sqm_2014_jahresbericht.pdf

Anhang

Tabelle A1: Zusammenhänge (Produktmoment-Korrelationen r) zwischen der Studienzufriedenheit und der individuellen Abbruch- und Wechselintention im Fach Chemie

Chemie			Studienzufriedenheit				Abbruch- und Wechselintention		
			MZP1	MZP2	MZP3	MZP4	MZP2	MZP3	MZP4
Studienzufriedenheit	MZP1	r	1	.719**	.705**	.638**	-.432**	-.370**	-.359**
		n	203	178	166	147	180	167	148
	MZP2	r	.719**	1	.870**	.713**	-.681**	-.629**	-.496**
		n	178	193	166	145	193	166	145
	MZP3	r	.705**	.870**	1	.782**	-.595**	-.649**	-.558**
		n	166	166	174	147	168	173	146
	MZP4	r	.638**	.713**	.782**	1	-.575**	-.611**	-.704**
		n	147	145	147	152	146	146	150
	MZP2	r	-.432**	-.681**	-.595**	-.575**	1	.859**	.642**
		n	180	193	168	146	195	168	146
Abbruch- und Wechselintention	MZP3	r	-.370**	-.629**	-.649**	-.611**	.859**	1	.709**
		n	167	166	173	146	168	174	147
	MZP4	r	-.359**	-.496**	-.558**	-.704**	.642**	.709**	1
		n	148	145	146	150	146	147	152

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

Tabelle A2: Zusammenhänge (Produktmoment-Korrelationen r) zwischen der Studienzufriedenheit und der individuellen Abbruch- und Wechselintention im Fach Maschinenbau

Maschinenbau			Studienzufriedenheit				Abbruch- und Wechselintention		
			MZP1	MZP2	MZP3	MZP4	MZP2	MZP3	MZP4
Studienzufriedenheit	MZP1	r	1	.650**	.651**	.614**	-.437**	-.422**	-.415**
		n	290	245	231	207	241	225	204
	MZP2	r	.650**	1	.779**	.712**	-.536**	-.559**	-.442**
		n	245	254	220	201	250	214	198
	MZP3	r	.651**	.779**	1	.719**	-.594**	-.625**	-.543**
		n	231	220	237	204	217	231	201
	MZP4	r	.614**	.712**	.719**	1	-.423**	-.481**	-.552**
		n	207	201	204	217	199	200	214
	MZP2	r	-.437**	-.536**	-.594**	-.423**	1	.705**	.607**
		n	241	250	217	199	250	213	197
Abbruch- und Wechselintention	MZP3	r	-.422**	-.559**	-.625**	-.481**	.705**	1	.672**
		n	225	214	231	200	213	231	198
	MZP4	r	-.415**	-.442**	-.543**	-.552**	.607**	.672**	1
		n	204	198	201	214	197	198	214

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

Tabelle A3: Zusammenhänge (Produktmoment-Korrelationen r) zwischen der Studienzufriedenheit und der individuellen Abbruch- und Wechselintention im Fach Sozialwissenschaften

Sozialwissenschaften			Studienzufriedenheit				Abbruch- und Wechselintention		
			MZP1	MZP2	MZP3	MZP4	MZP2	MZP3	MZP4
Studienzufriedenheit	MZP1	r	1	.744**	.724**	.627**	-.557**	-.508**	-.440**
		n	626	563	535	490	560	533	488
	MZP2	r	.744**	1	.781**	.658**	-.661**	-.560**	-.458**
		n	563	590	553	502	585	551	500
	MZP3	r	.724**	.781**	1	.717**	-.576**	-.640**	-.522**
		n	535	553	559	498	549	556	496
	MZP4	r	.627**	.658**	.717**	1	-.497**	-.515**	-.596**
		n	490	502	498	507	499	497	501
	MZP2	r	-.557**	-.661**	-.576**	-.497**	1	.809**	.694**
		n	560	585	549	499	586	547	497
Abbruch- und Wechselintention	MZP3	r	-.508**	-.560**	-.640**	-.515**	.809**	1	.747**
		n	533	551	556	497	547	557	497
	MZP4	r	-.440**	-.458**	-.522**	-.596**	.694**	.747**	1
		n	488	500	496	501	497	497	505

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

Kontakt:

Dr. Vanessa Fischer · Prof. Dr. Maik Walpuski · Bianca Paczulla · Prof. Dr. Elke Sumfleth

Didaktik der Chemie

Universität Duisburg-Essen

Schützenbahn 70

45127 Essen

E-Mail: vanessa.fischer@uni-due.de

E-Mail: maik.walpuski@uni-due.de

E-Mail: bianca.paczulla@uni-due.de

E-Mail: elke.sumfleth@uni-due.de

Prof. Dr. Martin Lang · Dr. Melanie Letzner

Technologie und Didaktik der Technik

Universität Duisburg-Essen

Universitätsstraße 15

45117 Essen

E-Mail: martin.lang@uni-due.de

E-Mail: melanie.letzner@uni-due.de

Prof. Dr. Sabine Manzel · Patrick Motté

Didaktik der Sozialwissenschaften

Universität Duisburg-Essen

Universitätsstraße 12

45117 Essen

E-Mail: sabine.manzel@uni-due.de

E-Mail: patrick.motte@uni-due.de

Prof. Dr. Dr. h.c. Detlev Leutner
Lehr-Lernpsychologie
Universität Duisburg-Essen
Universitätsstraße 11
45117 Essen
E-Mail: detlev.leutner@uni-due.de