

Inaugural-Dissertation



Vanessa Hübner, geboren in Münchberg

**Zwischen Fehlern und Lernpotenzial:
Eine Untersuchung individueller und
kontextueller Prädiktoren
akademischer Risikobereitschaft
Studierender**

an der Fakultät für Humanwissenschaften

der Otto-Friedrich-Universität Bamberg

Bamberg 2025

Tag der mündlichen Prüfung: 23.04.2025

Dekan: Prof. Dr. Claus Carstensen

Betreuer: Prof. Dr. Maximilian Pfof

Zweitbetreuerin: Prof. Dr. Cordula Artelt

URN: urn:nbn:de:bvb:473-irb-1083541

DOI: <https://doi.org/10.20378/irb-108354>

Dieses Werk ist als freie Onlineversion über das Forschungsinformationssystem (FIS; <https://fis.uni-bamberg.de>) der Universität Bamberg erreichbar.

Das Werk steht unter der CC-Lizenz CC BY-NC-SA.

Lizenzvertrag: Creative Commons Attribution-NonCommercial-Share Alike 4.0

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>



Von der genannten Lizenzangabe ausgenommen sind folgende Bestandteile dieser Dissertation:

Die Artikel "University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks" (S. 113-120), "Leap, learn earn: Exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups" (S.122-140) und "Academic risk taking and teaching quality in higher education" (S.142-153) stehen unter der CC-Lizenz CC BY.

Lizenzvertrag: Creative Commons Attribution 4.0

<https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Widmung und Danksagung

Die Reise, die zu dieser Dissertation geführt hat, begann weniger durch eine vorherige klare Planung meines akademischen Weges als vielmehr durch einen „Ach, warum nicht?“-Moment. Ein Hilfskraftvertrag öffnete die Tür zu diesem Abenteuer und voilà, das Schicksal betrat die Bühne, gefolgt von einer Menge Neugierde und einem Haufen Herausforderungen. Diese Dissertationsschrift ist nun das Ergebnis einer Entdeckungsreise, die mich tiefer in das Forschungsfeld geführt hat, als ich es jemals erwartet hätte. Zwischen Einschulung und Promotion knapp 23 Jahre im Bildungssystem zu verbringen, ist ein Privileg, das fortwährendes Wachsen und Lernen bedeutet, und ich möchte diese Dissertation denen widmen, die mir dieses Privileg ermöglicht und mich in all den Jahren auf den unterschiedlichsten Wegen unterstützt haben.

Für Mama und Papa.

Für Esa und Ona und die flauschigen Nichten und Neffen.

For the big bear.

Für den besten Kater im Himmel.

Für die besten Katzen auf Erden.

Eine Dissertation zu bewältigen, ist kein Solo-Abenteuer. Ein großer Dank geht daher an meinen Betreuer Prof. Dr. Maximilian Pfost, der mich durch die oft undurchsichtigen Gewässer der Begutachtungsprozesse begleitet hat und mir immer mit Rat und Tat zur Seite stand. Auch an meine zweite Betreuerin Prof. Dr. Cordula Artelt geht ein herzlicher Dank. Vor allem während des Research Seminars hat sie meine Promotion von Anfang bis Ende begleitet und mir nicht selten neue, wertvolle Perspektiven aufgezeigt.

In diesen vier Jahren gab es sicherlich den einen oder anderen Rückschlag. Aber mit einem solchen Unterstützungsnetzwerk ist es deutlich einfacher, Rückschläge wegzustecken und dafür die unzähligen kleinen Siege zu feiern, die unweigerlich folgen. Ich bin an dieser Zeit gewachsen und auch wenn die Promotion in manchen Situationen wirklich anstrengend war – ein Fehler war sie definitiv nicht.

Zusammenfassung

Theoretischer Hintergrund: Die akademische Risikobereitschaft wird als Verhaltensmuster definiert, das durch die Bereitschaft gekennzeichnet ist, Unsicherheit und die Möglichkeit von Fehlern während des Lernprozesses zu akzeptieren, was als förderlich für das Lernen betrachtet wird. Bisher ist nur unzureichend untersucht, unter welchen Bedingungen Studierende dazu bereit sind, Fehler zu riskieren und akademische Risiken einzugehen. Tatsächlich zeigt die aktuelle Studienlage, dass sowohl Lehrende als auch Lernende eher dazu neigen, Fehler zu vermeiden. **Ziele:** Angesichts der begrenzten Möglichkeiten, die akademische Risikobereitschaft bei Studierenden angemessen zu erfassen, zielt der erste Forschungsfokus dieser Dissertation darauf ab, hierfür ein geeignetes Instrument zu entwickeln. Der zweite Forschungsfokus konzentriert sich auf die Identifizierung potenzieller individueller Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft, insbesondere Fehler-Überzeugungen, Geschlecht und sozialer Schichtzugehörigkeit. Der dritte Forschungsfokus widmet sich der Untersuchung kontextueller Faktoren der Lehrqualität, die die akademische Risikobereitschaft vorhersagen. **Stichproben:** Hierfür wurden zwei Stichproben herangezogen. Die erste Stichprobe umfasst $N = 159$ Studierende. Die zweite Stichprobe besteht aus $N = 381$ Studierenden, die in $K = 38$ Seminaren genestet sind. **Ergebnisse:** Zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft wurde ein zweidimensionaler Selbstauskunft-Fragebogen entwickelt, der den gängigen Kriterien psychometrischer Güte entspricht. Individuelle Merkmale der Studierenden machten den größten Varianzanteil in der Vorhersage akademischer Risikobereitschaft aus. Affektive sowie behaviorale Fehler-Überzeugungen der Studierenden sagten akademische Risikobereitschaft signifikant vorher. Bedeutsame Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft in Hinblick auf Geschlecht ließen sich feststellen, nicht jedoch in Hinblick auf sozialen Status. Ein substanzieller Varianzanteil entfiel darüber hinaus auf die kontextuelle Ebene, der teilweise durch Aspekte der Lehrqualität erklärt werden konnte. **Schlussfolgerungen:** Diese Ergebnisse unterstreichen die Bedeutung eines ganzheitlichen Ansatzes bei der Gestaltung einer Lehr-Lernumgebung, die akademische Risikobereitschaft fördert und sowohl individuelle Merkmale der Studierenden als auch kontextuelle Aspekte berücksichtigen sollte.

Inhaltsverzeichnis

Widmung und Danksagung	V
Zusammenfassung.....	VII
Inhaltsverzeichnis	VIII
1 Einleitung	1
2 Fehler im Lernprozess	3
2.1 Definitorische und klassifikatorische Annäherung an den Fehlerbegriff	3
2.2 Erklärungsansätze zum Lernen aus Fehlern.....	6
2.3 Fehlerkultur	11
2.4 Fehler-Überzeugungen	12
3 Akademische Risikobereitschaft	15
3.1 Definition, theoretische Konzeptualisierung und Abgrenzung von ähnlichen Konstrukten.....	15
3.2 Verfügbare Messinstrumente	19
3.2.1 Erfassung allgemeiner Risikobereitschaft	19
3.2.2 Erfassung akademischer Risikobereitschaft	21
3.3 Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft	24
3.3.1 Individuelle Ebene	25
3.3.2 Kontextuelle Ebene	29
3.4 Auswirkungen auf das Lernen und den Lernerfolg.....	31
4 Offene Forschungsfragen	34
5 Datengrundlage	39
5.1 Stichprobe 1	39
5.2 Stichprobe 2	39
6 Methodische Beschreibung der Beiträge	42
6.1 Operationalization of academic risk-taking in university students	42
6.2 University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks	44
6.3 Leap, learn, earn: Exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups	45
6.4 Academic risk taking and teaching quality in higher education	46

7	Zentrale Befunde zur Beantwortung der Forschungsfragen	49
8	Gesamtdiskussion und Ausblick	57
8.1	Interpretation der Forschungsbefunde	57
8.2	Limitationen und Forschungsimplicationen	63
8.3	Implikationen für die Praxis	65
9	Fazit	70
	Literaturverzeichnis	71
	Verzeichnis der Originalbeiträge	80
	Anhang 1: Hübner & Pfof (2023)	81
	Anhang 2: Hübner & Pfof (2022)	103
	Anhang 3: Hübner & Pfof (2024)	112
	Anhang 4: Hübner & Pfof (2024)	132

1 Einleitung

In der akademischen Welt, in der das Hauptziel darin besteht, möglichst hohen Lernerfolg zu gewährleisten, scheint das Streben nach Perfektion im Widerspruch zum Konzept des Fehlermachens zu stehen. Doch wie zum Beispiel Albert Einstein treffend bemerkte, liegt das Potenzial für Verbesserung und Fortschritt gerade auch in der Fähigkeit, Neues auszuprobieren und Fehler zu machen.

„Wer nie einen Fehler gemacht hat, hat nie etwas Neues ausprobiert.“

- Albert Einstein

Die Forderung, das Lernpotenzial von Fehlern zu erkennen und zu nutzen, gewinnt im Bildungsbereich zunehmend an Bedeutung (Chott, 1999; Soutter & Clark, 2021). Jedoch steht diese Forderung im Kontrast zu einer langen Tradition der Fehlervermeidungskultur (Fischer & Freund, 2021; Weingardt, 2023), die nicht zuletzt durch prominente Figuren wie den Behavioristen B.F. Skinner (1968) befürwortet wurde. Trotz des wachsenden Bewusstseins für die Bedeutung von Fehlern beim Lernen neigen Lernende dazu, Fehler während des Lernprozesses zu vermeiden. Des Weiteren zielen Lehrende oft darauf ab, die Entstehung von Fehlern von vorneherein zu verhindern, indem sie beispielsweise typische Probleme vorwegnehmen und Lösungen dafür anbieten (Pan et al., 2020). Dieser Ansatz des fehlerlosen Lernens kann langfristig dazu führen, dass Lernende eine negative Haltung gegenüber Fehlern entwickeln und letztendlich aus Angst vor Fehlern nicht bereit sind, bestimmte Bildungsangebote anzunehmen. Im universitären Kontext gewinnt diese Haltung gegenüber Fehlern besondere Relevanz, denn aufgrund der hohen Freiwilligkeit innerhalb des Curriculums verfügen Studierende über eine besonders hohe Autonomie bei der Gestaltung ihrer akademischen Lernerfahrungen und ihres Bildungswegs (Goppert et al., 2021). Darüber hinaus vermittelt die Universität komplexe Inhalte, die aus unterschiedlichen Perspektiven betrachtet werden, wobei die Sicherheit des Wissens keineswegs immer gegeben ist (Prieler et al., 2022). Im Gegenteil, das universitäre Selbstverständnis betont und begrüßt die Fähigkeit, vorhandenes Wissen zu hinterfragen, zu kritisieren und neue Ideen zu entwickeln (Barnett, 2000), Rückschritte zu akzeptieren und mit der Notwendigkeit der Anpassung

des eigenen Standpunktes umzugehen (Maile-Pflughaupt, 2023). Insofern ist es nicht überraschend, dass Margaret Clifford bereits in den 1980er-Jahren die These aufstellte, dass die Möglichkeit, Neues auszuprobieren und im Zuge dessen auch Fehler zu begehen, ein integraler Bestandteil von Bildung sein *muss* (Clifford, 1984). Diese Auffassung spiegelt sich im zunehmenden Forschungsinteresse an der akademischen Risikobereitschaft wider, die das Experimentieren, das Infragestellen etablierter Annahmen und das Entdecken neuer Wege des Denkens umfasst.

Diese Dissertationsschrift widmet sich der Frage, unter welchen Umständen Studierende bereit sind, während des Lernprozesses Neues auszuprobieren, Unsicherheiten zu akzeptieren und die Möglichkeit wahrzunehmen, Fehler zu machen; das heißt, akademische Risiken einzugehen. Berücksichtigt werden dabei individuelle Charakteristika wie Fehler-Überzeugungen, Geschlecht und sozialer Schichtzugehörigkeit sowie kontextuelle Bedingungen von Lehrqualität. Das Verständnis dieser Bedingungen ist entscheidend für die Entwicklung effektiver pädagogischer Strategien zur Schaffung einer Lernumgebung, die akademische Risikobereitschaft fördert. Insbesondere im Hochschulkontext mangelt es an empirischen Studien zu diesen Aspekten, womöglich aufgrund fehlender geeigneter Messinstrumente. Die Entwicklung eines Messinstruments für die Erfassung akademische Risikobereitschaft ist darum ebenso Teil der Dissertation.

Im folgenden Kapitel werden Fehler definiert, unterschiedliche Erklärungsansätze des Lernens aus Fehlern dargelegt sowie die Relevanz von Fehlerkultur und Fehler-Überzeugungen diskutiert. Das anschließende dritte Kapitel widmet sich der Definition der akademischen Risikobereitschaft sowie verfügbaren Messinstrumenten und bekannten Prädiktoren und Determinanten, bevor im vierten Kapitel offene Forschungsfragen dargelegt werden. Die Bearbeitung der generierten Hypothesen erfolgt anhand zweier Stichproben, die im fünften Kapitel beschrieben werden. Danach folgen im sechsten Kapitel die methodische Beschreibung der vier im Zuge dieser Dissertation verfassten Fachzeitschriftenbeiträge sowie die Beschreibung der zentralen Befunde im siebten Kapitel. Im achten Kapitel erfolgt die inhaltliche Interpretation der Befunde unter der Berücksichtigung von Limitationen und der Nennung von Forschungsdesiderata sowie praktischen Implikationen. Im neunten Kapitel wird ein abschließendes Fazit gezogen.

2 Fehler im Lernprozess

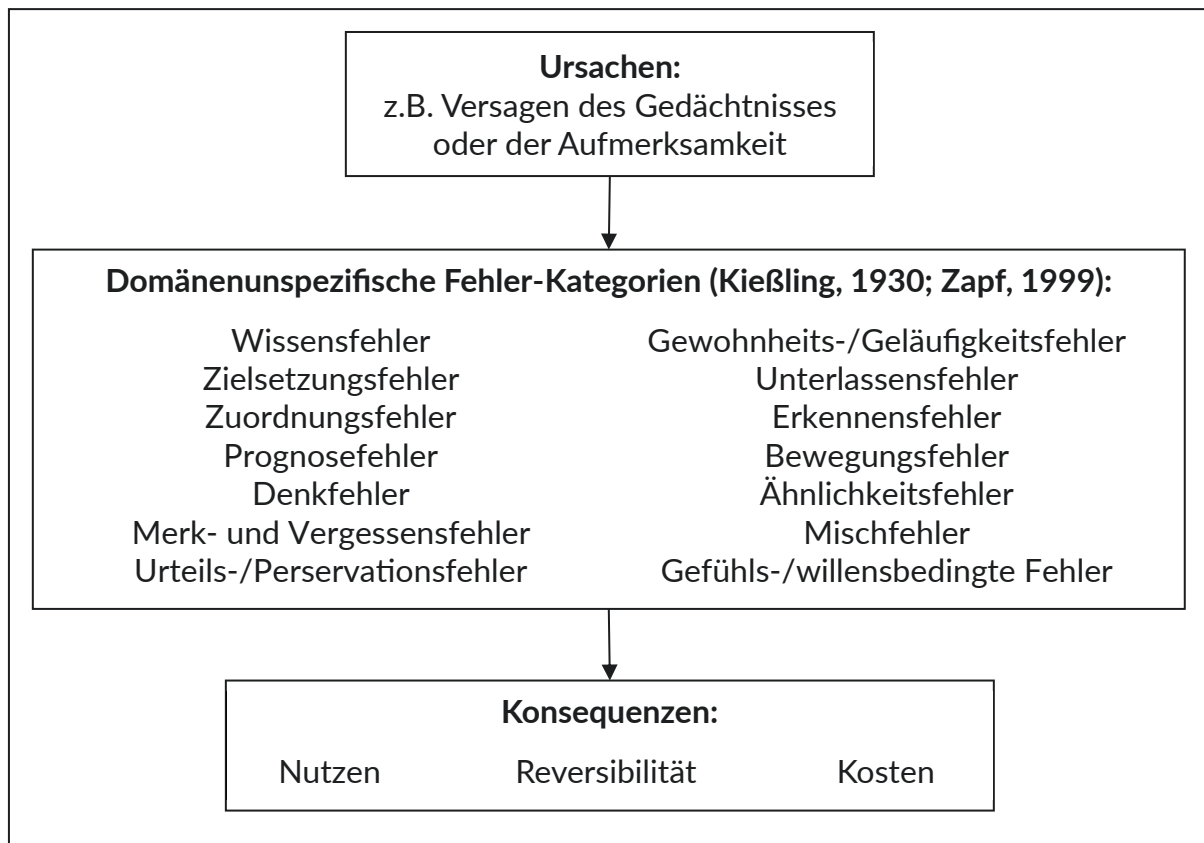
2.1 Definitive und klassifikatorische Annäherung an den Fehlerbegriff

Fehler werden im Rahmen dieser Arbeit als Ergebnisse betrachtet, die ein zuvor festgelegtes Ziel verfehlen (Clifford, 1984), obwohl dies durch die optimale Anwendung von Strategien oder Wissen vermeidbar gewesen wäre (Clifford, 1991; Frese & Fischer, 2015). Während Fehler auf der einen Seite in ihrer konkreten Erscheinungsform, etwa in Hinblick auf unterschiedliche Fachrichtungen, als domänenspezifisch beschrieben werden (Oser & Spychiger, 1999), sind strukturelle Ähnlichkeiten, die sich domänenübergreifend feststellen lassen, nicht von der Hand zu weisen. Ein Ablaufdiagramm zu Ursachen, strukturellen Mustern sowie Erscheinungsformen und Konsequenzen von Fehlern, das dies verdeutlicht, ist in Abbildung 1 dargestellt. Fehler im menschlichen Handeln weisen zunächst ähnliche Ursachen auf, wie beispielsweise das Versagen des Gedächtnisses oder der Aufmerksamkeit (Kießling, 1930; Norman, 1981; Wong & Lim, 2019). Zusätzlich zeigen sich in den Fehlern, die infolge dieser Ursachen passieren, ähnliche strukturelle Muster. Eine umfassende Taxonomie unterschiedlicher Fehler-Kategorien, die kontextunabhängig anwendbar ist, steht noch aus, doch wurden zunächst von Kießling (1930) fünf Fehlerformen identifiziert, die später von Zapf (1999) auf insgesamt 14 Fehlerkategorien erweitert wurden. Diese können als erster Leitfaden zur Beschreibung und Analyse sichtbarer Fehler unterschiedlicher Domänen dienen. Zur Illustration werden vier Beispiele angeführt. *Ähnlichkeitsfehler* entstehen durch das Verwechseln sich ähnelnder Lösungsmöglichkeiten und die Anwendung der falschen. Ein typisches Beispiel aus dem Englischunterricht sind Fehler innerhalb von Textproduktionen aufgrund von Wortpaaren, die sich in ihrer Bedeutung unterscheiden, sich jedoch in ihrer Schreibweise ähneln und in der Aussprache gleichen (z.B. *their vs. they're*); sogenannte Homophone. Ähnlichkeitsfehler können aber auch in anderen Domänen wie beim Backen entstehen, beispielsweise durch die Verwechslung von Natron und Backpulver. Ein *Perservationsfehler* tritt hingegen auf, wenn eine Person nicht von einem bestimmten Verhaltens- oder Denkmuster abweicht, auch wenn die Umstände dies nötig machen. Studierende könnten innerhalb einer Diskussion neue Informationen erhalten,

die im Widerspruch zu ihrer zuvor angeführten Argumentation stehen, und dennoch ihre argumentative Position beibehalten. Ein solcher Fehler kann potenziell innerhalb aller Studienfächer und innerhalb von Diskussionen unterschiedlicher Themen passieren. *Wissensfehler* treten auf, wenn die für die Bewältigung einer Aufgabe erforderlichen Informationen fehlen. Dies kann eine mathematische Formel, eine grammatikalische Regel, oder ein theoretisches Modell sein. Andererseits treten *Gewohnheitsfehler* auf, wenn ein routinierter Handlungsplan auf eine Situation angewandt wird, für die er nicht geeignet ist. Bei der Umgewöhnung von einer QWERTZ-Tastatur auf eine QWERTY-Tastatur könnte beispielsweise versehentlich ein y getippt werden, weil an dessen Stelle ein z erwartet wird. In Bezug auf akademische Kontexte könnten Studierende beim Zitieren aus Gewohnheit den APA-Stil verwenden, obwohl innerhalb einer bestimmten Prüfungsleistung ein anderer Stil gefordert ist.

Abbildung 1

Ablaufdiagramm zu Entstehung, strukturellen Mustern (Kategorien) und Konsequenzen von Fehlern.



Diese Taxonomien stellen sicherlich nicht den abschließenden Stand dar, nicht zuletzt, da eine empirische Prüfung bislang nicht erfolgt ist. Die Überlegungen zeigen jedoch, dass Fehler, auch wenn sie domänenspezifische, konkrete Erscheinungsformen haben, strukturelle Ähnlichkeiten aufweisen, die domänenübergreifend feststellbar sind und daher eine strikte Domärentrennung bei der Fehlerbetrachtung im Lernprozess nicht zwingend erforderlich ist.

Ein weiterer klassifikatorischer Ansatz nimmt an, dass Fehler schließlich, wie in Abbildung 1 dargestellt, bestimmten Konsequenzen, das heißt einem bestimmten Ausmaß von Reversibilität sowie potenziellen Kosten und Nutzen, unterliegen. Schoemaker (2011) beschreibt in diesem Kontext *tragische Fehler* (Kosten hoch, Nutzen niedrig; z.B. ein tödlicher Unfall), *ernste Fehler* (Kosten hoch, Nutzen hoch; z.B. die Scheidung einer Ehe), *triviale Fehler* (Kosten niedrig, Nutzen niedrig; z.B. das Erhalten eines Strafzettels), sowie *brillante Fehler* (Kosten niedrig, Nutzen hoch; z.B. ein Laborfehler, der zu neuen Entdeckungen führt). Auch wenn subjektive Kostenaspekte, wie die Gefahr, sich vor anderen zu blamieren, nicht zu vernachlässigen sind, verursachen Fehler innerhalb von Bildungskontexten aus rein objektiver Perspektive vergleichsweise geringe Kosten und zeigen darüber hinaus ein mittleres bis hohes Maß an Reversibilität. Fehler, die zum Beispiel während Diskussionen oder Übungsaufgaben passieren, können meist noch in der Situation korrigiert werden und wirken sich nicht auf die Notengebung aus. Fehler im Rahmen von Prüfungen sind zwar ärgerlich und beeinflussen die formale Bewertung, haben aber in der Regel keine schwerwiegenden Auswirkungen auf das Leben der Studierenden und können oft durch andere Prüfungen ausgeglichen werden. Zeitgleich bergen Fehler, die in Bildungskontexten passieren, ein hohes Lernpotenzial (Spychiger, 2008), da sie dazu beitragen können, Wissenslücken oder Fehlüberzeugungen zu identifizieren und dadurch das inhaltliche Verständnis zu vertiefen. Sie sind daher im Sinne von Schoemakers (2011) Klassifizierung als brillante Fehler zu bezeichnen.

2.2 Erklärungsansätze zum Lernen aus Fehlern

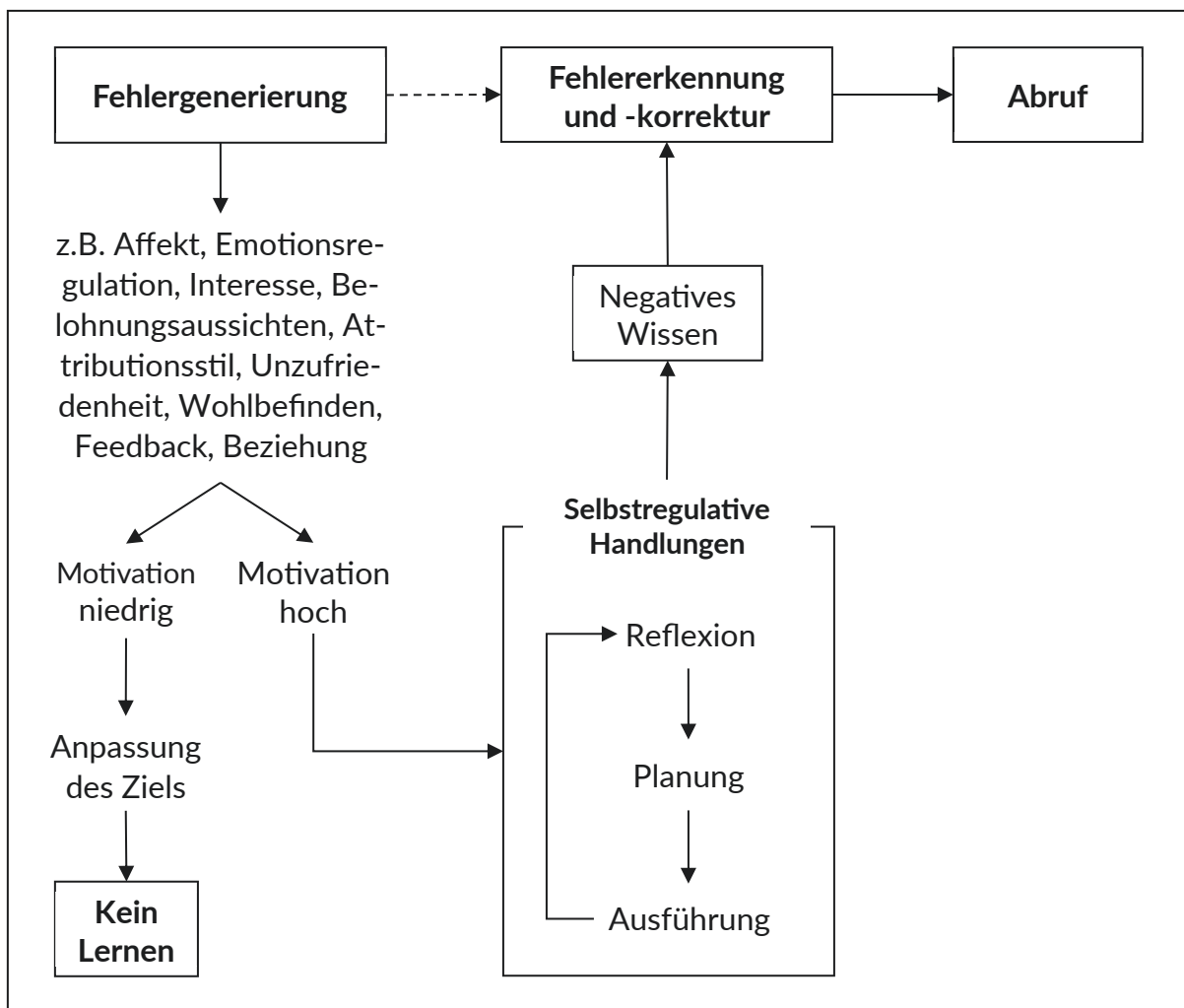
Die Forderungen nach einem Ansatz des Lernens aus Fehlern in Bildungskontexten sind nicht ausschließlich normativ, sondern stützen sich auf theoretische Überlegungen und empirische Befunde, die darauf hindeuten, dass ein Ansatz des Lernens aus Fehlern dem fehlerfreien Lernen vorzuziehen ist. Hinsichtlich theoretischer Erklärungsansätze hat sich innerhalb des deutschsprachigen erziehungswissenschaftlichen Kontextes insbesondere die *Theorie des negativen Wissens* (Oser & Spychiger, 1999, 2005) als ein Erklärungsmodell für das Lernen aus Fehlern etabliert. Demnach entwickeln Studierende durch die Identifizierung, Analyse und Abgrenzung von Fehlern von der korrekten Lösung ein Verständnis dafür, wie etwas nicht funktioniert. Dies wird als *negatives Wissen* bezeichnet. Dieses negative Wissen wird metaphorisch als die Kehrseite der Medaille des korrekten, positiven Wissens beschrieben und ermöglicht es, Fehler als verbindende Brücke zwischen einer inkorrekten und einer korrekten Lösung zu nutzen. Dadurch werden gleiche oder ähnliche Fehler in der Zukunft vermieden. Obwohl die Theorie des negativen Wissens eine interessante Perspektive auf das Lernen aus Fehlern bietet, bleiben die Ausführungen hinsichtlich der zugrundeliegenden Mechanismen in diesem Zusammenhang eher unscharf und vage.

Etablierte kognitive, psychologische Gedächtnistheorien basieren auf der Idee *propositionaler Netzwerke*, die Wissenseinheiten im Gedächtnis miteinander verbinden (Mietzel, 2017). Diese Prämisse wird auch von anderen Autorinnen und Autoren aufgegriffen, die sich mit dem Lernen aus Fehlern beschäftigen. Zhang & Fiorella (2023) schlagen vor, dass die Encodierung des Fehlers und der korrekten Lösung innerhalb eines propositionalen Netzwerks in zwei Phasen erfolgt. Im Rahmen der (1) *Phase der Fehlergenerierung* sind die Studierenden mit einer herausfordernden Aufgabe konfrontiert. Sie aktivieren ihr vorhandenes Wissen und generieren schließlich eine fehlerhafte Antwort. In der (2) *Phase der Fehlererkennung und Fehlerkorrektur* erhalten die Studierenden, meist von außen, Zugriff auf relevantes Wissen, um die generierte Antwort zu überprüfen und gegebenenfalls selbstregulative Handlungen einzuleiten. Infolgedessen generieren die Studierenden internes Feedback und speichern die gewonnenen Informationen, das heißt sowohl die fehlerhafte als auch die korrekte Antwort im Gedächtnis innerhalb eines propositionalen Netzwerks ab. Mera et al. (2022) sowie Metcalfe (2017) haben sich in ihren Übersichtsarbeiten vertieft damit auseinandergesetzt, wie Fehler innerhalb

der anschließenden (3) *Abrufphase* den Abruf der korrekten Antwort erleichtern. Exemplarisch geht die *Search Set Theory* (Kornell et al., 2009) davon aus, dass propositionale Netzwerke zu einem späteren Zeitpunkt durch geeignete Hinweisreize sowie durch die *sich ausbreitende Aktivierung* angesteuert werden können (Mietzel, 2017). Der Abruf der korrekten Lösung wird dann erleichtert, da sie durch den Fehler bereits teilweise aktiviert wurde (Kornell et al., 2009). Die *Mediator Effectiveness Hypothesis* (Pyc & Rawson, 2010) postuliert ergänzend, dass die zuvor gemachten Fehler selbst als Verknüpfung zwischen der Aufgabe und der korrekten Lösung dienen und den Abruf der korrekten Lösung unterstützen, indem sie alternative Abrufpfade bilden.

Abbildung 2

Darstellung der Relevanz von Motivation und Handlungsregulation im Rahmen des Lernprozesses nach Fehlern.



Während diese kognitiven Theorien die Mikroprozesse erklären können, die während des Lernens aus Fehlern ablaufen und ein fundiertes Verständnis für Gedächtnisprozesse beim Lernen aus Fehlern schaffen, vernachlässigen sie weitgehend die Rolle von Motivation und Handlungsregulation, die in Abbildung 2 dargestellt ist. Der Mehrwert von Fehlern entsteht nur, wenn die Motivation aufrechterhalten wird (Tulis et al., 2016) und die oben beschriebenen Phasen vollständig durchlaufen werden. Da Fehler oft mit negativen Emotionen einhergehen (Hascher & Hagenauer, 2010) und geeignete Emotionsregulationsstrategien nicht immer verfügbar sind (Mccaslin et al., 2016), kann die Aufrechterhaltung von Motivation mitunter herausfordernd sein. Eine mangelnde Passung zwischen Aufgabeninhalten und eigenen Interessen, geringe Belohnungsaussichten (Sauerland, 2024) oder ein wenig selbstwertdienlicher Attributionsstil (Weiner, 1985; Weiner et al., 1987) stellen zusätzliche Hürden dar. Fehlt die Motivation, wird das ursprünglich gesetzte Ziel an die tatsächliche Leistung angepasst, es werden keine selbstregulativen Handlungen eingeleitet, und kein Lernen findet statt. Dagegen scheinen Faktoren wie Wohlbefinden (Latorre-Coscolluela et al., 2022), ein positives Verhältnis zwischen Dozierenden und Studierenden sowie unmittelbares, regelmäßiges Feedback zum Lernfortschritt (Estepp & Roberts, 2015) der Motivation zuträglich zu sein. Die *Failure-Encoding-Effort Theory* sowie die *Retrieval-Effort Theory* nehmen darüber hinaus an, dass mit dem Begehen von Fehlern Unzufriedenheit einhergeht, die ihrerseits zu erhöhter Motivation führt, sich mit dem Fehler und den Inhalten zu beschäftigen (Yang et al., 2018). Sofern ausreichend Motivation vorhanden ist, können Fehler also selbstregulative Handlungen anstoßen. Nach Zimmermanns (2000) *sozial-kognitivem Modell selbstregulierten Lernens* umfassen selbstregulative Handlungen kognitive, motivationale und metakognitive Komponenten (siehe auch Landmann et al., 2009) und finden in drei Phasen statt: Die Betrachtung eines Fehlers ist in der Phase der *Selbstreflexion* angesiedelt, die in der Literatur typischerweise als letzte Phase des Selbstregulationsprozesses beschrieben wird. Hier wird die Performanz evaluiert und mit zuvor festgelegten Zielkriterien oder Standards verglichen. Wird eine Diskrepanz festgestellt, werden die dem Fehler zugrundeliegenden Strukturen analysiert und in der nächsten Phase der *Handlungsplanung* die eigenen Lernstrategien an den Fehler angepasst, was langfristig der Zielerreichung dient. Die Phase der *Handlungsausführung* beinhaltet die Implementierung der geplanten Strategien, die aktive Auseinandersetzung mit den Lerninhalten sowie die Überwachung des Lernfortschritts, woraufhin eine

erneute Selbstreflexion erfolgt. Dieser Prozess kann dem Lernerfolg dienlich sein, indem negatives Wissen generiert wird, welches den späteren Abruf der korrekten Antwort erleichtert.

Insgesamt lässt sich konstatieren, dass der angenommene positive Effekt eines Ansatzes des Lernens aus Fehlern auf den Lernerfolg angemessen durch die Forschung repräsentiert werden kann. Dies gilt, auch wenn empirische Befunde nahelegen, dass das Vorhandensein und Ausmaß des Lerneffekts durch Fehler von Faktoren wie beispielsweise Art und Zeitpunkt des Fehler-Feedbacks (Butler et al., 2007), der Motivation (Zhao, 2011), dem Kenntnisstand (Kalyuga et al., 2001; Sweller, 1988; Ward & Sweller, 1990; Wong & Lim, 2019), der Selbstwirksamkeit (Themanson et al., 2011; Zamora et al., 2018a, 2018b) sowie der Gewissenhaftigkeit und Extraversion der Lernenden (Thiel & Semrau, 2022) abhängig zu sein scheint. Darüber hinaus zeigt der *Hypercorrection Effect*, dass die Korrektur eines Fehlers und die Behaltenswahrscheinlichkeit der korrekten Lösung höher ist, je sicherer sich die Lernenden bei einer falschen Lösung sind, die sich dann als Fehler herausstellt (Butterfield & Metcalfe, 2001; Metcalfe & Finn, 2011). Zahlreiche Studien zum Gedächtnisabruf konnten jedoch zeigen, dass nach Situationen, in denen zunächst Fehler gemacht wurden, der Gedächtnisabruf anschließend besser ist als nach fehlerfreien Bedingungen (zusammenfassend siehe Metcalfe, 2017). Bei diesen Studien handelt es sich in der Regel um Laborsettings, in denen etwa der Abruf von Wortpaaren gefordert wird. Sie sind darum nur bedingt mit realistischen Hochschulsettings vergleichbar. Es existieren jedoch auch Studien, die eine höhere Übertragbarkeit zeigen. Auf einer allgemeinen Ebene zeigten Zamora et al. (2018a, 2018b), dass die Fähigkeit von Schülerinnen und Schülern, Fehler zu erkennen und zu korrigieren, mit deren akademischem Erfolg zusammenhing. Konkreter widmeten sich Loibl und Rummel (2014) diesem Zusammenhang, indem sie in einer Vergleichsstudie Schülerinnen und Schüler der zehnten Klasse auf drei Bedingungen aufteilten. In allen drei Gruppen wurde nach einem Prätest das mathematische Konzept der Varianz durch eine Instruktion der Lehrkraft thematisiert. Außerdem sollten die Schülerinnen und Schüler eigenständig Varianzaufgaben lösen. Die Kontrollgruppe erhielt während der Instruktion ausschließlich Informationen zum korrekten Lösungsweg. Die beiden Testgruppen erhielten während der Instruktion eine Gegenüberstellung von typischen fehlerhaften Lösungsversuchen mit dem korrekten Lösungsweg. Die Ergebnisse zeigten, dass der Zeitpunkt der Instruktion (vor oder nach dem eigenständigen Lösen von

Aufgaben) keinen Einfluss auf die Leistungen der Schülerinnen und Schüler im Posttest hatte. Allerdings übertrafen die Posttest-Leistungen der Gruppen, die die Instruktion mit Gegenüberstellung der korrekten und fehlerhaften Lösungen erhielten, die Leistungen der Gruppe, die ausschließlich die Instruktion zum korrekten Lösungsweg erhielt. Ergebnisse von Thiel und Semrau (2022; Matritzen-Aufgaben) sowie Kuklick et al. (2023; Geometrie-Aufgaben) belegen darüber hinaus den Nutzen von insbesondere elaboriertem Fehler-Feedback, welches mit einer verbesserten Leistung von Studierenden im Posttest in Zusammenhang stand. Im Bereich der tertiären Bildung verglichen Cillarege et al. (2003) die Leistungen der Teilnehmenden zweier Experimentalbedingungen im Umgang mit Microsoft Word. Die Teilnehmenden der Bedingung, in der die Vorteile von Fehlern betont und Strategien zum Umgang mit Fehlern vermittelt wurden, schnitten im Posttest besser ab als die Teilnehmenden der Bedingung, in der betont wurde, dass Fehler dem Lernen hinderlich seien und besser vermieden werden sollten.

Der theoretische Nutzen von Fehlern im Lernprozess kann also umfassend erläutert und in experimentellen Forschungsdesigns empirisch gut nachvollziehbar gemacht werden. Allerdings deuten weitere Forschungsergebnisse aus Beobachtungsstudien darauf hin, dass Fehler in realen Lernumgebungen nur selten genutzt werden, um das Verständnis der Lernenden zu verbessern. Das bedeutet, dass Fehlergenerierung sowie Fehlererkennung und Fehlerkorrektur nur selten stattfinden. Eine Analyse des Mathematikunterrichts in 50 Gymnasial- beziehungsweise Realschulklassen der neunten Jahrgangsstufe beleuchtete diese Problematik (Meyer et al., 2006). Die Schulmathematik sieht in der Regel nur eine begrenzte Anzahl korrekter Lösungswege pro Aufgabe vor und birgt daher ein reichhaltiges Potenzial für Fehler, die deutlich sichtbar werden. Jedoch ergab die Videoanalyse, dass im Durchschnitt nur etwa fünf Fehler pro Unterrichtsstunde beobachtet wurden, die häufig von den Lehrkräften übergangen beziehungsweise ignoriert wurden (siehe auch „Bermuda-Dreieck“ bei Oser & Spychiger, 2005). Ähnliche Tendenzen zeigten sich im Hochschulkontext, wo Dozierende meist keine gezielten Maßnahmen ergriffen, um Situationen zu schaffen, in denen Studierende Fehler machen und diese korrigieren konnten (Simpson et al., 2020). Zudem zeigte eine Studie von Pan et al. (2020), dass Studierende, entgegen ihrem intendierten Lernverhalten, tendenziell eine fehlervermeidende Haltung während des Lernprozesses zeigten. Daher stellt sich die Frage, warum in der Praxis, trotz des hohen Lernpotenzials, vergleichsweise wenige Fehler generiert werden.

2.3 Fehlerkultur

Bei der *Fehlerkultur* (Oser, 1994; siehe auch „Fehlerklima“ bei Steuer, 2014) handelt es sich um ein mehrdimensionales, theoretisches Konstrukt, welches als Modell zur deskriptiven Beschreibung des Umgangs mit Fehlern in Lehr-Lernkontexten fungiert. Fehlerkultur bezeichnet ein Set von Überzeugungen, Regeln, Praktiken, Ritualen und Mythen rund um Fehler innerhalb einer sozialen Gruppe und wird in der Literatur häufig durch zwei Pole charakterisiert: Die Fehlermanagementkultur auf der einen Seite und die Fehlervermeidungskultur auf der anderen Seite. In einer *Fehlermanagementkultur* liegt der Schwerpunkt auf der Minimierung negativer Konsequenzen durch Fehler (Van Dyck et al., 2005). In solchen Lernumgebungen haben Lernende keine Angst vor Fehlern; vielmehr wird es ihnen ermöglicht, Fehler zu generieren, zu erkennen und zu korrigieren, wodurch sie negatives Wissen aufbauen. Spychiger et al. (2006) argumentieren, dass dies durch drei zentrale Aspekte gefördert wird. *Normtransparenz* bedeutet, dass Lernende sich der Regeln und Normen bewusst sind, nach denen mit Fehlern umgegangen wird. Eine *lernorientierte Einstellung* impliziert, dass Lernende Fehlern eine hohe Bedeutsamkeit zuschreiben und bereit sind, an Fehlern zu arbeiten. Ein *freundlicher Umgang mit Fehlern* stellt sicher, dass auf Fehler keine negativen Reaktionen folgen, sondern diesen mit Verständnis und Unterstützung begegnet wird. In einer Fehlermanagementkultur zeigen Lehrende somit eine hohe Fehlertoleranz sowie Unterstützung nach Fehlern; Lernende zeigen eine hohe Bereitschaft, das Risiko des Fehlermachens einzugehen (Steuer, 2014). Interkulturell betrachtet fanden sich derartige Fehlermanagementkulturen beispielsweise in japanischen Klassenzimmern (Sarkar Arani et al., 2017). Darüber hinaus berichteten Arbeitstätige der Bereiche Information und Kommunikation, Gesundheits- und Sozialwesen sowie Bildung aus den USA signifikant häufiger Fehlermanagementkulturen als Arbeitstätige der gleichen Bereiche aus Deutschland und Ungarn (Horvath et al., 2021). Im deutschen Bildungskontext wurde festgestellt, dass Fehlermanagementkulturen an Gymnasien verbreiteter waren als an anderen Schulformen und dass Schülerinnen und Schüler in Fehlermanagementkulturen bessere Noten erzielten (Fischer & Freund, 2021). Dieser Zusammenhang zwischen der Fehlermanagementkultur und besserer Leistung wurde von Keith & Frese (2008) auch meta-analytisch getestet: Es zeigte sich, dass Lernende in Fehlermanagementkulturen tendenziell mehr lernten als Lernende in Fehlervermeidungskulturen. In solchen

Fehlervermeidungskulturen liegt der Fokus auf der Identifikation von Fehlerquellen und der Vermeidung von Fehlern, bevor diese auftreten (Fischer & Freund, 2021). Zusätzlich zeichnet sie sich durch eine niedrige Unsicherheitstoleranz (Gelfand et al., 2011) sowie einen hohen Grad der Individualisierung von Fehlern (Weingardt, 2023) aus. Daher ist zu erwarten, dass in Fehlervermeidungskulturen tendenziell weniger Fehler generiert werden. Mit Blick auf erste empirische Befunde zeigten Schülerinnen und Schüler in Fehlervermeidungskulturen mehr Vermeidungs-Leistungszielorientierung, mehr erlebte Hilflosigkeit und ein erhöhtes Belastungserleben nach Fehlern (Fischer & Freund, 2021).

2.4 Fehler-Überzeugungen

Die erlebte Fehlerkultur kann den individuellen Umgang mit Fehlern nachhaltig beeinflussen, indem Erwartungshaltungen geformt werden. Diese können beispielsweise die Möglichkeit zur Fehlerkorrektur, die emotionalen Auswirkungen von Fehlern und die tatsächlichen Lernerfahrung aus Fehlern umfassen. Anders ausgedrückt entwickeln Lernende durch ihre Erfahrungen mit Fehlern bestimmte Erwartungen darüber, was vor, während und nach einem Fehler geschieht – sogenannte *Fehler-Überzeugungen*. Überzeugungen werden als die Gesamtheit der Meinungen einer Person zu einem bestimmten Objekt definiert, die zeitlich stabil, weitgehend situationsunabhängig und handlungsleitend sind (Aaronson et al., 2014). Die Messung von Überzeugungen erfolgt typischerweise entlang dreier Dimensionen (Ajzen & Fishbein, 1975). Gemäß diesem theoretischen Ansatz entwickelten Leighton et al. (2022) ein Fragebogeninstrument zur dreidimensionalen Erfassung von Fehler-Überzeugungen bei Studierenden: Die *affektive Komponente* umfasst Gefühle, die mit Fehlern verbunden sind (z.B. Scham nach einem begangenen Fehler). Die *kognitive Komponente* beinhaltet Gedanken und Wissensbestände, die zu Fehlern vorhanden sind (z.B. Wissen über den Nutzen von Fehlern beim Lernen). Die *behaviorale Komponente* schließlich umfasst Handlungstendenzen, die mit Fehlern in Verbindung stehen (z.B. erneutes Durchgehen der Unterlagen, nachdem ein Fehler passiert ist). Theoretisch wird angenommen, dass positive Fehler-Überzeugungen aus positiven vorangegangenen Erfahrungen mit Fehlern resultieren. Speziell für das Lernen mit Fehlern bedeutet dies, dass Lernende, die positive Erfahrungen

mit Fehlern gemacht und positive Fehler-Überzeugungen entwickelt haben, Fehler nicht als Bedrohung betrachten, sondern als einen integralen Bestandteil des Lernprozesses. Sowohl Flett et al. (2020) als auch Nisson & Earl (2021) nehmen an, dass solche positiven Fehler-Überzeugungen generell mit einer höheren Fehlerzuwendung im Lernprozess einhergehen. Das bedeutet, dass Lernende eher bereit sind, Fehler anzunehmen und an ihnen zu arbeiten. Darüber hinaus ist zu erwarten, dass sie sich häufiger in Lernsituationen begeben, die von Unsicherheit geprägt sind und in denen sie potenziell Fehler machen könnten. Dagegen ist anzunehmen, dass negative Fehler-Überzeugungen mit einer Tendenz zur Fehlervermeidung einhergehen (Flett et al., 2020; Nisson & Earl, 2021). Lernende richten ihre Aufmerksamkeit dann nicht auf das Lernen aus Fehlern, sondern neigen dazu, über Misserfolge zu nachzugrübeln und sich um die negativen Konsequenzen von Fehlern zu sorgen (Zhang & Fiorella, 2023) oder Fehlersituationen vollständig zu vermeiden.

Für den Zusammenhang von positiven Fehler-Überzeugungen und unterschiedlichen adaptiven Handlungsstrategien im Lernprozess existiert nur eine dünne empirische Evidenz. Tulis et al. (2018) stellten einen Zusammenhang zwischen positiven Fehler-Überzeugungen von Schülerinnen und Schülern der Sekundarstufe und deren affektiv-motivationaler Adaptivität fest: Lernende mit positiven Fehler-Überzeugungen waren besser in der Lage, nach Fehlern positiven Affekt und Lernmotivation aufrechtzuerhalten. Reindl et al. (2020) bestätigten dieses Ergebnis und identifizierten darüber hinaus drei latente Profile zur Beschreibung der affektiven und motivationalen Regulation Studierender nach Fehlern. Dabei stellte sich heraus, dass Studierende mit positiven Fehler-Überzeugungen eher dazu fähig waren, adaptive selbstregulative Handlungen nach Fehlern einzuleiten. Mit Blick auf die Bereitschaft, fehleranfällige Lernsituationen als Lerngelegenheit wahrzunehmen, konnten nur zwei Studien identifiziert werden, die sich mit dieser Frage beschäftigen und auf einen positiven Zusammenhang hindeuten. Nach einer Intervention, die unter anderem darauf abzielte, die Fehler-Überzeugungen der Teilnehmenden zu verbessern, berichteten die Teilnehmenden eine erhöhte Diskussionsbereitschaft und eine erhöhte Bereitschaft, Neues auszuprobieren (Cornock et al., 2021). Dagegen zeigten Schülerinnen und Schüler, die negative affektive und behaviorale Fehler-Überzeugungen hatten, eine geringere schulische Anstrengungsbereitschaft (Kreutzmann et al., 2014). Diese unterschiedlichen Fehler-Überzeugungen und daraus resultierenden Verhaltenstendenzen können sich wiederum auf die Leistung

auswirken. Eine Untersuchung von Leighton et al. (2018) kam zu dem Ergebnis, dass positive Fehler-Überzeugungen auf affektiver und behavioraler Ebene einen positiven prädiktiven Zusammenhang mit dem Lernerfolg der Studierenden hatten. Zu einem ähnlichen Ergebnis kamen Cillarege et al. (2003), die im Rahmen der beruflichen Bildung ein Fehlermanagement-Training durchführten, welches auch das Hinterfragen von persönlichen Fehler-Überzeugungen einschloss. Dieses Training hing positiv mit höheren Testscores im Posttest zusammen.

Die vorliegenden Ergebnisse deuten an, dass Fehler-Überzeugungen eine bedeutende Rolle im Lernprozess spielen. Bisher wurde jedoch der Zusammenhang zwischen Fehler-Überzeugungen und adaptiven Verhaltenstendenzen nur unzureichend untersucht. Insbesondere bleibt die Frage offen, ob Fehler-Überzeugungen mit der Bereitschaft zusammenhängen, von Unsicherheit geprägte Lernsituationen anzunehmen, in denen Fehler auftreten können.

3 Akademische Risikobereitschaft

3.1 Definition, theoretische Konzeptualisierung und Abgrenzung von ähnlichen Konstrukten

Risiken sind ein inhärenter Bestandteil jeglicher Bildungskontexte und spielen eine entscheidende Rolle bei der individuellen Entwicklung von Lernenden. Bildung ist ein Prozess des Experimentierens und Entdeckens, in dem Lernende neue Ideen, Konzepte und Methoden erkunden, was zwangsläufig mit einem gewissen Maß an Unsicherheit sowie der Möglichkeit, Fehler und Misserfolge zu erleben, verbunden ist. Generell werden Risiken so definiert, dass neben dem Eintreten des erwünschten Ergebnisses auch die Möglichkeit negativer Konsequenzen besteht, die auf eine Handlung folgen und die für die handelnde Person persönliche Relevanz besitzen (Byrnes, 1998). Das Forschungsinteresse innerhalb der Erziehungswissenschaften besteht zumeist in der Betrachtung negativer Risiken, wie beispielsweise Abwesenheit (Halpern, 2007), Alkoholkonsum, Studienabbruch (Kiran & Cengiz, 2021), Contract Cheating (Ahsan et al., 2022), oder anderen Formen des akademischen Schummelns, wie Plagiarismus (Adzima, 2021). Doch Risiken in Bildungskontexten müssen nicht zwangsläufig dysfunktional sein.

Bei der *akademischen Risikobereitschaft* (ART; auch „intellektuelle Risikobereitschaft“ bei Beghetto, 2009 sowie bei Soutter & Clark, 2021) handelt es sich um eine besondere Form der behavioralen Partizipation in Lernkontexten, die vor allem durch die Unsicherheit der Lernenden hinsichtlich der Korrektheit ihres Beitrags gekennzeichnet ist (Clifford, 1991). Diese Unsicherheit resultiert daraus, dass die Schwierigkeit der zu bewältigenden Aufgabe die Kompetenzen der Studierenden in besonderem Maße fordert oder sogar leicht übersteigt. Studierende, die akademische Risiken eingehen, teilen zum Beispiel ihre Ideen zu einem anspruchsvollen Thema mit dem gesamten Seminar oder bitten Mitstudierende, eine schriftliche Arbeit gegenzulesen, obwohl sie sich bei deren Qualität unsicher sind. Im Gegensatz zu den oben genannten Beispielen negativer Risiken ist die akademische Risikobereitschaft als positives Risiko zu bezeichnen (Duell & Steinberg, 2019). Positive Risiken zeichnen sich einerseits dadurch aus, dass sie generell sozial akzeptiert und konstruktiv sind. Andererseits sind sie zumeist nicht reaktiv,

sondern geplant und durch längerfristige Ziele motiviert, wie beispielsweise Selbstexploration und persönliches Wachstum (Fryt et al., 2022b), oder aber durch die Aussicht auf soziale Belohnungen, wie Lob oder Wertschätzung (Fryt & Szczygiel, 2021). Sowohl negative als auch positive Risiken basieren auf bewussten Entscheidungen und beinhalten das Abwägen von Kosten und Nutzen, wobei die Wahrscheinlichkeiten für die jeweiligen potenziellen Konsequenzen häufig nicht bekannt sind (Duell & Steinberg, 2019). Im Zuge der Handlungen akademischer Risikobereitschaft können nach Byrnes (1998) zunächst zwei *primäre Konsequenzen* eintreten: (1) Die Überlegungen der Person, die das akademische Risiko eingeht, sind korrekt und sie erhält die entsprechende Bestätigung. (2) Die Überlegungen der Person, die das akademische Risiko eingeht, sind inkorrekt, ein Fehler wird sichtbar und die Person erhält entsprechendes implizites oder explizites negatives Feedback, zum Beispiel durch Mitstudierende oder Dozierende. Erweisen sich die Überlegungen der Person als inkorrekt, folgt als *sekundäre Konsequenz* (Byrnes, 1998) die Möglichkeit, dass durch das erhaltene Feedback und das Arbeiten am Fehler ein tieferes Verständnis für die Lerninhalte erzielt wird (Krochmal & Roth, 2017). Gleichzeitig bestehen bei falschen Überlegungen eine sekundäre negative Konsequenz beispielsweise darin, von anderen als weniger kompetent wahrgenommen zu werden (Beghetto, 2009).

Es wird angenommen, dass das Ergebnis dieser Kosten-Nutzen-Abwägung einer generellen Neigung von Risikobereitschaft beziehungsweise Risikoaversion unterliegt, die zeitlich stabil, individuell unterschiedlich stark ausgeprägt (Bran & Vaidis, 2020; Rohrmann, 2005) und mehrdimensional ist. Lund Dean & Jolly (2012) schlagen vor, dass die Risikoeinschätzung und die Entscheidung, akademische Risiken einzugehen, unter anderem von der Rolle bestimmt wird, die die Studierenden innerhalb eines Lernsettings einnehmen. Beispielsweise können Studierende in Anwesenheit von Mitstudierende mit einem ähnlichen Kompetenzlevel eine aktive Rolle einnehmen, da sie das Risiko, bloßgestellt zu werden, als niedrig einschätzen. Die gleiche Person könnte eine passivere Rolle bevorzugen, sobald eine Dozentin beziehungsweise ein Dozent mit einem Kompetenzlevel, welches ihr eigenes deutlich übersteigt, anwesend ist. Demnach kann die Aufforderung, akademische Risiken einzugehen, in beiden Situationen unterschiedliche Reaktionen hervorrufen. Einer Untersuchung von Miller & Byrnes (1997) bestätigte, dass die Anwesenheit beziehungsweise Abwesenheit von Peers zu unterschiedlichem Risikoverhalten bei Kindern führte. Neben dieser Trait-Komponente wird

akademischer Risikobereitschaft außerdem eine State-Komponente zugeschrieben (Fredricks et al., 2004), welche ebenfalls für die die Entscheidung, akademische Risiken einzugehen eine Rolle spielt. Diese kontextabhängig variierende Komponente kann beispielsweise durch die Wahl bestimmter Lehrmethoden innerhalb eines Seminars beeinflusst werden. Es ist also möglich, dass Studierende in Anwesenheit von Mitstudierenden und Dozierenden eine hohe generelle akademische Risikobereitschaft aufweisen, dies in einem spezifischen Seminar jedoch nur wenig zeigen, wenn die Didaktik nur begrenzten Raum für diese Verhaltensweise zur Verfügung stellt.

Akademische Risikobereitschaft ist klar abzugrenzen vom akademischen Hilfesuchen (für ausführliche Reviews siehe Karabenick & Berger, 2013; Martín-Arbós et al., 2021) vom Growth Mindset (siehe Yeager & Dweck, 2020) und von Need for Cognition (für ein Review und ein Messinstrument siehe Cacioppo & Petty, 1982), die als verwandte Konstrukte einige Überschneidungen mit der akademischen Risikobereitschaft aufweisen. Der Umgang mit Unsicherheit, Schwierigkeiten und Rückschlägen spielt bei allen vier Konstrukten eine zentrale Rolle. Zusätzlich fördern diese Verhaltensweisen beziehungsweise Neigungen den Lernerfolg. Jedoch ergeben sich auch einige bedeutende Unterschiede, die in Tabelle 1 zusammengefasst sind. Während bei der akademischen Risikobereitschaft die Akzeptanz von Unsicherheit und potenziellen Fehlern im Mittelpunkt steht, zielt *akademisches Hilfesuchen* darauf ab, durch gezielte Informationsbeschaffung eigenständig und fehlerfrei zu lernen (Newman, 2002) sowie die eigene Leistung zu verbessern (Micari & Calkins, 2021). Im Vergleich zum akademischen Hilfesuchen hat die akademische Risikobereitschaft also einen höheren Komplexitätsgrad, da sie nicht nur voraussetzt, dass Verständnisschwierigkeiten erkannt werden, sondern dass auch mögliche Lösungen erarbeitet und unter Einbezug von kompetenten anderen überprüft werden. Das *Growth Mindset* bezeichnet eine epistemische Überzeugung, die aussagt, dass Intelligenz und Fähigkeiten durch Anstrengung verbessert werden können und steht im Gegensatz zum Fixed Mindset, welches diese als statisch betrachtet und das Erleben von Fehlern und Rückschlägen als Ausdruck dieser Tatsache (Dweck & Yeager, 2019; Schommer, 1994). *Need for Cognition* ist eine stabile Persönlichkeitseigenschaft, die aussagt, wie sehr sich jemand zu komplizierten Aufgaben hingezogen fühlt. Sowohl Growth Mindset als auch Need for Cognition sind übergeordnete Einstellungen, die adaptiven Lernstrategien wie dem akademischen Hilfesuchen und der akademischen Risikobereitschaft vorgelagert sind (Clark & Soutter, 2022; Tan et al., 2017).

Tabelle 1

Vergleich der akademischen Risikobereitschaft mit verwandten Konstrukten.

	Definition	Ziele	Beispiele
Akademische Risikobereitschaft	Bereitschaft, akademische Herausforderungen anzunehmen, die von Unsicherheit geprägt sind und zu Fehlern vor anderen führen können.	Eigenständiges Entwickeln von Lösungen und vertieftes Verständnis von Inhalten.	Teilnahme an Diskussionen im Seminar, auch zu schwierigen Inhalten; freiwilliges Präsentieren von Ergebnissen, bei denen man sich nicht sicher ist.
Akademisches Hilfesuchen	Erkennen des eigenen Hilfebedarfs und aktives Suchen nach Unterstützung durch Dozierende oder Peers, bei der Konfrontation mit Herausforderungen.	Erhalten der korrekten Lösung von anderen und Erlangung der Fähigkeit zum eigenständigen Lernen.	Besuch der Sprechstunde der Dozierenden zur zusätzlichen Unterstützung; Stellen von Fragen zu unklaren Inhalten im Seminar.
Growth Mindset	Überzeugung, dass Intelligenz und Fähigkeiten durch gezielte Anstrengung verändert werden können und Betrachten von Misserfolgen als Gelegenheit zum Wachstum.	Entwicklung von Selbstvertrauen, langfristiger Ausdauer und Selbstständigkeit beim Lernen.	Konzentration auf die Bewältigung von Schwierigkeiten, anstatt aufzugeben; Verwendung von geeigneten Lernstrategien zur Überwindung von Schwierigkeiten.
Need for Cognition	Individuelle Neigung, komplizierte beziehungsweise herausfordernde Aufgaben, die zum Denken anregen, gegenüber leichten Aufgaben zu bevorzugen.	Steigerung der kognitiven Fähigkeiten durch kognitive Stimulation.	Bewusstes Suchen von Kontakt mit intelligenten Menschen; Lesen von anspruchsvoller Literatur oder Fachartikeln.

3.2 Verfügbare Messinstrumente

Für die Messung von Risikobereitschaft im Allgemeinen und akademischer Risikobereitschaft im Spezifischen existieren einige unterschiedliche Ansätze. Eine präzise Definition, die eine Abgrenzung von ähnlichen Konstrukten zulässt, ermöglicht die Bewertung dieser bereits vorhandener Messmethoden. Dabei ist es entscheidend, sowohl die theoretische Fundierung als auch die praktische Anwendbarkeit der Instrumente zu berücksichtigen. Im Folgenden werden Messinstrumente für Risikobereitschaft und akademische Risikobereitschaft dargelegt, um deren Eignung und Einsatzmöglichkeiten zu diskutieren.

3.2.1 Erfassung allgemeiner Risikobereitschaft

Bei der Messung von Risikobereitschaft wird oft von einer globalen Risikokomponente ausgegangen, die das individuelle Risikoverhalten lenkt. Besonders etabliert ist die *Dohmen-Risikofrage* (Dohmen et al., 2011), die mitunter im Nationalen Bildungspanel (NEPS) sowie im Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) genutzt wird. Dabei schätzen die Teilnehmenden ihre eigene Risikobereitschaft auf einer 10-stufigen Skala ein, was die Methode äußerst ökonomisch macht. Des Weiteren werden oft Lotterie-Paradigmen zur Messung von Risikobereitschaft eingesetzt. Diese Paradigmen variieren in Bezug darauf, ob den Teilnehmenden die Gewinnwahrscheinlichkeiten bekannt sind oder nicht. Beim *Balloon Analogue Risk Task* (Lejuez et al., 2002) besteht das Ziel zum Beispiel darin, einen virtuellen Ballon durch wiederholtes Klicken möglichst stark aufzublasen, ohne jedoch zu wissen, wann der Ballon platzen wird. Häufiges Klicken zeigt hierbei eine hohe Risikobereitschaft an. Beim *Iowa Gambling Task* (Bechara et al., 1994; Buelow & Suhr, 2009) sollen die Teilnehmenden über das Ziehen von insgesamt 100 Karten aus vier Decks mit unterschiedlichen Gewinnwahrscheinlichkeiten ihr Startguthaben von 2000\$ maximieren. Zwei der Decks bieten hohe Gewinne, aber auch hohe Verluste, während die beiden anderen Decks niedrige Gewinne und niedrige Verluste bieten. Das Ziehen von Karten aus den beiden letzteren Decks führt langfristig zu einem höheren Nettogewinn und die konsistente Wahl dieser Decks zeigt eine niedrige Risikobereitschaft an. Solche Instrumente zeigen tendenziell eine moderate bis hohe Korrelation miteinander (Szrek

et al., 2012), was dafürspricht, dass sie dasselbe Konstrukt messen. Darüber hinaus wurde festgestellt, dass die globale Risikobereitschaft mit stabilen Persönlichkeitseigenschaften, wie Sensation Seeking (Duell & Steinberg, 2020) und Optimismus (Dohmen et al., 2023) zusammenhing. Weiterhin können sowohl positive als auch negative Risikobereitschaft durch eine gemeinsame, globale Risikokomponente vorhergesagt werden (Fryt et al., 2022a). Diese Ergebnisse sprechen zunächst für die Existenz eines globalen Risikofaktors. Allerdings haben Studien auch gezeigt, dass diese Globalindikatoren bestimmte Risikoverhaltensweisen, wie das Rauchverhalten oder die Entscheidung, sich beruflich selbstständig machen, nur begrenzt vorhersagen können (Brailovskaia et al., 2018; Dohmen et al., 2005). Dies legt nahe, dass Risikobereitschaft domänenspezifisch ist (Bran & Vaidis, 2020), was von der *DOSPERT Skala* (Weber et al., 2002) aufgegriffen wird. Diese erfasst Risikobereitschaft in den fünf Domänen finanzielle Entscheidungen, Gesundheit und Sicherheit, Freizeit, ethische Entscheidungen sowie soziale Entscheidungen. Die angenommene Struktur des Instruments wurde in zahlreichen Untersuchungen bestätigt (Breuer et al., 2016; Fryt & Szczygiel, 2021; Shou & Olney, 2020) und die Domänen haben sich als prädiktiv für tatsächliche Risikoverhaltensweisen in den jeweiligen Domänen erwiesen (Farnham et al., 2018).

Bei der Betrachtung der Zusammenhänge zwischen diesen einzelnen Domänen der *DOSPERT Skala* und der Dohmen-Frage zur Erfassung eines globalen Risikofaktors sind moderate Korrelationen festzustellen (Szrek et al., 2012). Dies deutet darauf hin, dass die Dohmen-Frage eine allgemeine Risikoneigung erfasst, die sich in verschiedenen Lebensbereichen manifestiert. Im Rahmen allgemeiner Einschätzungen der Risikobereitschaft über verschiedene Lebensbereiche hinweg erscheint die Verwendung der Dohmen-Frage oder anderer Globalindikatoren also durchaus sinnvoll. Gleichzeitig legt die begrenzte Vorhersagekraft globaler Indikatoren für bestimmte Risikoverhaltensweisen nahe, dass die Wahl solcher Messmethoden gegebenenfalls zu einer übergeneralisierenden Erfassung von Risikobereitschaft führt (Bran & Vaidis, 2020). Dies kann erhebliche Auswirkungen auf die Genauigkeit und den Erkenntnisgewinn von Untersuchungen spezifischer Risikoverhaltensweisen nach sich ziehen. Innerhalb von Untersuchungen, die darauf abzielen, bestimmte Risikoverhaltensweisen zu erklären, scheint daher die Wahl von Ansätzen zur Erfassung domänenspezifischer Risikobereitschaft effektiver.

3.2.2 Erfassung akademischer Risikobereitschaft

Angesichts dieser Erkenntnisse ist es wahrscheinlich, dass eine gezielte Erfassung der akademischen Risikobereitschaft durch domänenspezifische Instrumente effektiver ist als die Verwendung allgemeiner Ansätze. Bisher liegen jedoch nur eingeschränkte Möglichkeiten vor, die akademische Risikobereitschaft messbar zu machen. Der *Academic Risk Taking Task* stellt das erste Instrument dar, das im Rahmen von Margaret Cliffords grundlegenden Arbeiten für Schülerinnen und Schüler der Primar- und Sekundarstufe entwickelt wurde. Dieser Test wurde in nachfolgenden Untersuchungen vor allem von Clifford selbst (Clifford, 1988; Clifford et al., 1989) sowie von ihren Promotionsstudierenden (Chou, 1992; Fick, 1994; Mao, 1991) verwendet. Dabei handelt es sich um eine Sammlung von je 80 Aufgaben aus den Bereichen Mathematik, Rechtschreibung und Vokabular, die in Reihen angeordnet sind und unterschiedliche, zuvor ausgewiesene Schwierigkeitsgrade aufweisen. Die Aufgaben der ersten Reihe stammen aus Lehrbüchern der 2. Klasse, während die Aufgaben der achten Reihe aus Lehrbüchern der 9. Klasse stammen. Die Schülerinnen und Schüler sollen in jedem Bereich zwölf Aufgaben auswählen und bearbeiten. Die Operationalisierung der akademischen Risikobereitschaft erfolgt anhand der von den Schülerinnen und Schülern gewählten Aufgabenschwierigkeit (ART difficulty score), wobei schwierigere Aufgaben höhere akademische Risikobereitschaft bedeuten. Darüber hinaus wird die Anzahl korrekt gelöster Aufgaben (ART accuracy score) erfasst. Das Instrument ist in seiner Form ausschließlich für Schülerinnen und Schüler geeignet, da es fachspezifisch ist und sich auf das Lösen von nach Klassenstufen sortierten Übungsaufgaben konzentriert, was im universitären Kontext untypisch und daher schlecht umsetzbar ist.

Tan et al. (2017) haben diesen Ansatz in zwei Formen, nämlich als Test und als szenariobasiertes Instrument, für den Hochschulbereich adaptiert. Im Rahmen des *Tests zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft* lesen die Studierenden zunächst einen wissenschaftlichen Text zum biologischen Prozess der Pflanzenbewegung und wählen anschließend eines aus sieben textrelevanten Aufgabensets aus. Die Studierenden erhalten die Information, dass sich die Aufgabensets in ihrer Schwierigkeit unterscheiden; letztendlich erhalten jedoch alle das gleiche Aufgabenset zur Bearbeitung. Analog zum Vorgehen nach Clifford (1988) wird akademische Risikobereitschaft anhand der (vermeintlich) gewählten Aufgabenschwierigkeit operationalisiert. Im Rahmen des

szenariobasierten Instruments zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft lesen die Studierenden zunächst den gleichen wissenschaftlichen Text zur Pflanzenbewegung und erhalten anschließend drei für den Hochschulkontext typische Lernszenarien: Sie sollen sich in die Situation einer Tutoriumsdiskussion, eines Gruppenprojekts, und einer Einzelarbeit hineinversetzen. Im Anschluss wählen die Studierenden eine aus sieben hypothetischen Aufgaben mit variierender Schwierigkeit. Auch hier zeigt die Wahl schwieriger Aufgaben höhere akademische Risikobereitschaft an. Anhand der hohen Interkorrelationen der drei Szenarien, die zwischen $r = 0.58$ und $r = 0.61$ lagen, wird eine substantielle interne Konsistenz berichtet. Allerdings erfolgte kein Vergleich der beiden Ansätze mit bereits vorhandenen Instrumenten zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft. Ein bedeutender Nachteil der beiden Ansätze von Clifford (1988) sowie Tan et al. (2017) besteht darüber hinaus darin, dass sie nicht berücksichtigen, dass individuelle Fähigkeiten der Teilnehmenden das Risiko modulieren können (Bran & Vaidis, 2020). Das bedeutet, dass die Wahl einer Aufgabe für eine Person mit guten Fähigkeiten eine andere akademische Risikobereitschaft aussagt als für eine Person mit schlechten Fähigkeiten. Nach den beschriebenen Ansätzen würde jedoch beispielsweise Studierenden der Biologie, die sich bereits mit Pflanzenbewegung beschäftigt haben und ein schwieriges Aufgabensets zu diesem Thema wählen, die gleiche akademische Risikobereitschaft unterstellt werden wie Studierenden, die das gleiche Aufgabenset wählen, jedoch noch nie mit dem Thema konfrontiert waren. Die Methodik vernachlässigt somit, dass für die ersteren eine niedrigere Unsicherheit zu erwarten wäre und sich das Risiko, einen Fehler zu machen deutlich verringert.

Zudem existieren zwei Fragebogenverfahren zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft, die unterschiedliche Schwerpunkte erkennen lassen. Erstens ist die *School Failure Tolerance Scale* (Clifford, 1988) zu nennen, die sich als viel genutztes Verfahren zur Erfassung von akademischer Risikobereitschaft etabliert hat (zum Beispiel bei Abercrombie et al., 2022; Akbay & Delibalta, 2020; Çetin et al., 2014; Varişoğlu & Ekinci Çelikpazu, 2019). Dieses Fragebogeninstrument besteht im Original aus 36 Items und drei Subskalen. Die erste Subskala erfasst die empfundenen Emotionen, die nach dem Auftreten von Fehlern erlebt werden können (z.B. „I feel terrible when I make a mistake in school“). Die zweite Subskala erfasst, wie sehr sich die Teilnehmenden zu schwierigen Aufgaben hingezogen fühlen (z.B. „School work that really makes me think is fun“). Die dritte Subskala erfasst, zu welchen Handlungen die Teilnehmenden neigen, wenn sie

auf Schwierigkeiten stoßen (z.B. „I usually study and correct the errors I make on school work, even if I don't have to“). Die erste sowie die dritte Subskala konzentrieren sich, auch nach der Überarbeitung durch Abercrombie et al. (2021) vor allem auf dem Umgang mit bereits aufgetretenen Fehlern, was nicht zwangsläufig mit der Konzeptualisierung akademischer Risikobereitschaft übereinstimmt, die den Umgang mit Unsicherheit beim Lernen unter der Antizipation und Inkaufnahme von Fehlern betont. Der Schwerpunkt der zweiten Subskala liegt insbesondere auf generellen Neigungen im Zusammenhang mit Fehlern und schwierigen Aufgaben, ähnlich der Konstrukte Growth Mindset beziehungsweise Fixed Mindset und Need for Cognition. Zusammenfassend ist zu sagen, dass das Instrument das Konstrukt akademischer Risikobereitschaft nicht umfassend abbildet und allenfalls zur näherungsweise Messung akademischer Risikobereitschaft geeignet ist. Zweitens wird die *Intellectual Risk Taking Scale* (Beghetto, 2009), ein unidimensionaler Selbstauskunft-Fragebogen für die Erfassung akademischer Risikobereitschaft von Schülerinnen und Schülern der Sekundarstufe sowie Studierenden herangezogen. Dieser Fragebogen umfasst sechs Items, die der theoretischen Konzeptionalisierung akademischer Risikobereitschaft entsprechen, die dieser Arbeit zugrunde gelegt wird. Das heißt, es werden Lernsituationen unter der Bedingung von Unsicherheit erfasst (z.B. „During science, I ask questions even if other students will think I am not as smart as them“). Allerdings wird ausschließlich der Unterrichtskontext mit Fachbezug zu den Naturwissenschaften abgedeckt und die Annahme, dass akademische Risikobereitschaft unter Umständen mehrere Dimensionen besitzt sowie einer State-Komponente unterliegt, findet keine Berücksichtigung.

Zusammenfassend ergibt sich ein Desiderat bezüglich eines niedrigschwelligen und leicht implementierbaren Instruments zur Erfassung der akademischen Risikobereitschaft von Studierenden. Ein solches Instrument sollte die folgenden drei Kriterien erfüllen: (1) Die Items sollten lernförderliche Verhaltensweisen unter der Akzeptanz von Unsicherheit, potenziellen Fehlern, die bislang noch nicht eingetreten sind (Clifford, 1984, 1991), sowie das Risiko, nach Fehlern als weniger kompetent wahrgenommen zu werden (Beghetto, 2009), abbilden. (2) Da Studierende vor unterschiedlichen Menschen unterschiedliche Rollen und Verhaltensweisen annehmen (Lund Dean & Jolly, 2012), sollte sich dies in einer mehrdimensionalen Struktur von akademischer Risikobereitschaft widerspiegeln. Typischerweise finden universitäre Lehr-Lernsettings in Anwesenheit von sowohl Mitstudierenden als auch Dozierenden statt (z.B. innerhalb von

Seminaren), in Anwesenheit von ausschließlich Mitstudierenden (z.B. innerhalb von Lerngruppen), oder in Anwesenheit von ausschließlich Dozierenden (z.B. innerhalb von Sprechstunden). (3) Schließlich sollte das Instrument die Annahme berücksichtigen, dass akademische Risikobereitschaft neben einer stabilen Trait-Komponente auch eine State-Komponente besitzt (Fredricks et al., 2004), die kontextspezifisch variiert.

3.3 Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft

Diese begrenzte Verfügbarkeit adäquater Messinstrumente, insbesondere im Bereich der Hochschulbildung, trägt dazu bei, dass das Verständnis potenzieller Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft eingeschränkt ist. Obwohl Studierende vom Nutzen akademischer Risikobereitschaft für den Lernerfolg überzeugt sind (Ravert & Schneller, 2019) und die allgemeine Risikobereitschaft während der Adoleszenz ihren Höhepunkt erreicht (Duell et al., 2018), tendieren sie eher dazu, akademische Risiken zu vermeiden (Teagarden et al., 2018). Darüber hinaus wurde an Grundschulkindern (Beghetto, 2009) sowie an Schülerinnen und Schülern der 5.-8. Jahrgangsstufe (Firat Açıkgül et al., 2022; Bal-İncebacak et al., 2019) festgestellt, dass die akademische Risikobereitschaft in den höheren Klassenstufen niedriger ausgeprägt war, obwohl aufgrund der zunehmenden Fähigkeit, Risiken adäquat abzuschätzen sowie aufgrund zunehmender selbstregulativer Fähigkeiten das Gegenteil anzunehmen wäre (Byrnes, 1998). Diese Phänomene unterstreichen die klare Einschränkung rein rationalistischer theoretischer Ansätze, wie sie zum Beispiel in den *Erwartungswert-Theorien* zu finden sind und die auf objektiven Kosten-Nutzen-Abwägungen basieren (siehe Duijvenvoorde et al., 2016). Fehler, die während Handlungen akademischer Risikobereitschaft geschehen, haben in der Regel keine Konsequenzen für die Notengebung, können aber durchaus zu einem besseren Verständnis der Lerninhalte führen. Gäbe es abgesehen von dieser Kosten-Nutzen-Abwägung und einer Komponente globaler Risikobereitschaft keine weiteren Einflussgrößen, wäre davon auszugehen, dass Studierende deutlich häufiger akademische Risiken eingehen würden, als sie dies tatsächlich tun. Dies lässt vermuten, dass zusätzliche subjektive Kosten, wie das Begehen von Fehlern vor anderen und die damit einhergehenden negativen Emotionen oder die Gefährdung des Selbstwerts, bei der Entscheidung, akademische Risiken einzugehen, für Studierende von großer Bedeutung sind. Sowohl

theoretische Überlegungen als auch vorliegende empirische Befunde lassen einige Prädiktoren erkennen, die als Erklärung für unterschiedliche Ausprägungen der akademischen Risikobereitschaft bei Studierenden infrage kommen. Im Folgenden wird die individuelle Ebene der Studierenden unterschieden, wobei der Fokus auf der Rolle von Fehler-Überzeugungen, Disparitäten hinsichtlich des Geschlechts und der Sozialschichtzugehörigkeit sowie der Zielorientierung der Studierenden liegt. Die kontextuelle Ebene legt den Fokus auf Unterschiede in der Lehrqualität, die sich in der akademischen Risikobereitschaft der Studierenden niederschlagen können.

3.3.1 Individuelle Ebene

Fehler-Überzeugungen

Während klassisch rationalistische Ansätze Affekt ausschließlich als Folge, das heißt als Epiphänomene von (Risiko-)Entscheidungen betrachten (Betsch et al., 2011), bietet die *Risks-As-Feelings Hypothesis* (Loewenstein et al., 2001) einen interessanten Ansatz, der die Annahme, akademische Risiken unterlägen einer Kosten-Nutzen-Abwägung, beibehält, aber auch die prädiktive Rolle von antizipiertem Affekt für das Verhalten von Personen in Risikosituationen betont. Gemäß dieser Theorie ist Affekt nicht nur eine Folge von Risiken, sondern fungiert auch als Mediator zwischen der Bewertung eines Risikos und der Ausführung des Verhaltens. Das bedeutet, dass bereits vor der Ausführung des Verhaltens Emotionen antizipiert werden, die wiederum einen Einfluss auf die Entscheidung nehmen, ein akademisches Risiko einzugehen oder nicht. Wenn Studierende akademische Risiken eingehen, tragen sie sichtbar zum akademischen Geschehen bei, und Erfolge sind in dieser Situation genauso sichtbar wie potenzielle Fehler. Die aus vorangegangenen Erfahrungen resultierende kognitive Repräsentation von Affekt wird in diesem Kontext also zu einem Entscheidungskriterium (Betsch et al., 2011). Basierend auf der Annahme, dass Fehler starke negative Emotionen hervorrufen können (Hascher & Hagenauer, 2010), ist davon auszugehen, dass der akademischen Risikobereitschaft ein hohes emotionales Risiko inhärent ist (Ellis, 2015), welches für Studierende eine Barriere darstellen kann (Fritschner, 2000). Diese emotionalen Herausforderungen könnten die Bereitschaft der Studierenden beeinträchtigen, akademische Risiken einzugehen, und betonen somit auch die Bedeutung von insbesondere affektiven Fehler-

Überzeugungen für ihr Verhalten. Studierende, die damit rechnen, nach Fehlern negativen Affekt zu erleben, könnten dazu neigen, akademische Risiken zu vermeiden. Hierfür spricht auch die *Theorie geplanten Verhaltens* (Ajzen & Fishbein, 1975), die besagt, dass Überzeugungen prädiktiv für entsprechendes Verhalten sind. Daher dürften neben den affektiven Fehler-Überzeugungen auch kognitive und behaviorale Fehler-Überzeugungen eine Rolle bei der Entscheidung spielen, akademische Risiken einzugehen; je positiver die Fehler-Überzeugungen sind, umso höher ist die akademische Risikobereitschaft. In diesem Sinne ist zu erwarten, dass Studierende, die positive kognitive Fehler-Überzeugungen besitzen und Fehler beispielsweise als Lerngelegenheit betrachten, um ihre Fähigkeiten zu verbessern, sowie Studierende, die positive behaviorale Fehler-Überzeugungen haben und nach Fehlern zu adaptiven Handlungen neigen, eher akademische Risiken eingehen.

Geschlecht und Sozialschichtzugehörigkeit

Aktuelle Theorien zur Geschlechtsidentität, wie beispielsweise die *Gender Identity Theory* nach Spence (1993), oder Bems (1981) *Gender Schema Theory* definieren das Geschlecht nicht als biologisch vorgegeben, sondern als erlernt und dynamisch. Individuen erhalten bereits frühzeitig eine Sozialisierung hinsichtlich gesellschaftlich anerkannter Geschlechterrollen und internalisieren die Eigenschaften, die mit jedem Geschlecht einhergehen (Silva & Alves, 2020). Die eigene Geschlechtsidentität, das heißt das eigene Gefühl, maskulin oder feminin zu sein, wird mithilfe von Charaktereigenschaften, äußerer Erscheinung und Verhaltensweisen nach außen getragen beziehungsweise konstruiert (Vantieghe et al., 2014). Da Weiblichkeit nach wie vor häufig mit Schüchternheit und Unterstützungsrollen assoziiert wird (Meyer et al., 2017), könnten weibliche Studierende dazu neigen, innerhalb von universitären Seminaren möglichst unauffällig zu sein und weniger akademische Risikobereitschaft zu zeigen. Andererseits wird Weiblichkeit häufig mit Kreativität in Verbindung gebracht (Bhatia & Bhatia, 2021), was sich wiederum gut in der Eigenschaft akademischer Risikobereitschaft finden lässt, über vorgegebene Inhalte hinauszudenken. Männlichkeit wird dagegen tendenziell mit Selbstbewusstsein und Mut assoziiert (Bhatia & Bhatia, 2021; Meyer et al., 2017), was gut zum Aspekt des Risikos innerhalb akademischer Risikobereitschaft passt. Gleichzeitig wurde das Attribut „unsicher“ als besonders gegenteilig zu Maskulinität empfunden

(Cryan et al., 2020). Demnach könnten männliche Studierende akademische Risiken und die damit verbundene Unsicherheit vermeiden. Die empirische Evidenz zu dieser Fragestellung ist durchwachsen. In einigen Studien konnte kein Geschlechtseffekt festgestellt werden (z.B. Avci & Özenir, 2016; Beghetto, 2009; House, 2002), während Byrnes (1999) in einer Meta-Analyse zu Risikobereitschaft für die akademische Risikobereitschaft einen Effekt von $d = 0.40$ zugunsten der Männer fand. An dieser Stelle ist anzumerken, dass die einbezogenen Studien aus den Jahren zwischen 1964 und 1997 stammen und dass die zunehmende Akzeptanz traditionell männlich konnotierter Attribute bei Frauen (Donnelly & Twenge, 2017) die Nulleffekte in neueren Studien erklären könnte. Gleichzeitig zeigte Forschung aus verwandten Feldern, dass Frauen eher positive Risiken eingingen als Männer (Fryt et al., 2022a), während in anderen Studien gezeigt wurde, dass Frauen in Hochschulseminaren weniger Partizipation zeigten (Caspi et al., 2008; Daugherty et al., 2020). Dies galt selbst für Studiengänge und Veranstaltungen mit einem hohen Frauenanteil (Aguillon et al., 2020; Eddy et al., 2014). Eine sichere Vorhersage hinsichtlich Geschlechtsunterschiede bezüglich akademischer Risikobereitschaft lässt sich daher nicht treffen. Eine leichte Tendenz zugunsten der Männer kann jedoch vermutet werden.

Nach Bourdieus (1986) *Humankapitaltheorie* besitzen Menschen Wissen und Fähigkeiten, die durch Sozialisation und Lebenserfahrung gewonnen werden. Das *kulturelle Kapital* betont in diesem Kontext die Bedeutung von feldspezifischen kulturellen und sozialen Kompetenzen (Edgerton & Roberts, 2014). Individuen, die zu wenig oder das falsche kulturelle Kapital für ihr Feld besitzen, sind mit Barrieren hinsichtlich ihrer Aufstiegsmobilität konfrontiert und es werden infolgedessen soziale Ungleichheiten sowie Bildungsungleichheiten reproduziert (Bourdieu, 2003). Tendenziell besitzen Studierende aus hohen Sozialschichten kulturelles Kapital, das in Hochschulkontexten hohen Wert besitzt (Edgerton & Roberts, 2014). Sie verfügen daher über ein höheres Zugehörigkeitsgefühl (Lehmann, 2007), höheres Selbstbewusstsein (Engstrom et al., 2023), höhere Zielstrebigkeit (Hu et al., 2020) und zeigen höheren akademischen Erfolg (Rodríguez-Hernández et al., 2020). Dagegen berichten Studierende aus niedrigen Sozialschichten eine niedrigere Fähigkeit zur Organisation, weniger Kenntnisse über Lernstrategien und eine generell weniger erfolgreiche Vorbereitung auf den Hochschuleintritt (Tzafea, 2021). Sie zeigen darüber hinaus eine verringerte Bereitschaft, sich in Diskussionen einzubringen (Qiu & Ye, 2023; Wang & Huang, 2021) und beteiligen sich

weniger in außeruniversitären Gruppierungen (Walpole, 2003). Diese Verhaltenstendenzen könnten ein Ausdruck schlechter Passung zwischen kulturellem Kapital und den Anforderungen des Felds der Hochschule sein, die zu Unsicherheit und verringerter Partizipation führt (Edgerton & Roberts, 2014). Ein durch diese Diskrepanz ausgelöster Konflikt zwischen dem Bedürfnis nach Sicherheit und dem Wunsch, sich Situationen zu stellen, die von Unsicherheit geprägt sind, könnte es Studierenden aus niedrigen Sozialschichten erschweren, akademische Risiken einzugehen. Dies gilt vor allem für Lernumgebungen, in denen Mitstudierende und Dozierende als Beobachtende anwesend sind.

Darüber hinaus müssen in diesem Kontext auch mögliche Unterschiede im Umgang mit Fehlern, die im Zuge von akademischen Risiken passieren können und sich dann im Lernerfolg niederschlagen, berücksichtigt werden. Um durch akademische Risikobereitschaft einen Lernvorteil zu erzielen, müssen Fehler, die währenddessen passieren, im Sinne der Fehlererkennung und Fehlerkorrektur reflektiert, bearbeitet und in das bestehende Wissensnetzwerk integriert werden (Krochmal & Roth, 2017). Es ist möglich, dass sich weibliche und männliche Studierende sowie Studierende hoher und niedriger Sozialschichten in ihrer Fähigkeit, dies zu tun, unterscheiden. Vor anderen Menschen Fehler zu begehen, kann zu negativen Gefühlen, Gedanken und Verhaltensweisen führen, wie zu Frustration, Wut, und Ängstlichkeit (Takashiro & Clarke, 2020), einem Gefühl von Unzulänglichkeit oder Grübeln (Reindl et al., 2020). Weiterhin hat die Forschung gezeigt, dass die Verfügbarkeit und die Verwendung adaptiver, aufgabenbezogener und sozialer Bewältigungsstrategien bei der Bewältigung von Fehlern hilfreich ist (Santor et al., 2020). Das bedeutet, dass Studierende, die negative Reaktionen gut regulieren können und passende Lernstrategien oder ein soziales Netz zur Verfügung haben, möglicherweise besser in der Lage sind, mit Fehlern umzugehen und mehr von akademischer Risikobereitschaft profitieren. Ergebnisse aus vorangegangener Forschung deuten an, dass Frauen tendenziell besser in der Lage sind, negativen Affekt zu regulieren (Renk & Creasey, 2003) und Studierende aus hohen Sozialschichten sowohl mehr Lernstrategien als auch ein umfassenderes Unterstützungsnetzwerk besitzen (Tzafea, 2021). Systematische Unterschiede im Umgang mit Fehlern und dem daraus resultierendem Lernerfolg sind daher denkbar.

Zielorientierungen

Zusätzlich richten Studierende ihre Bildungsentscheidungen nach übergeordneten, individuellen Zielorientierungen aus, die klassischerweise in drei Typen unterteilt werden (Elliot & Harackiewicz, 1996). Für Studierende mit hoher *Lernzielorientierung* liegt der Fokus auf der Verbesserung ihrer Fähigkeiten um des Lernens Willen, während Studierende mit hoher *Annäherungs-Leistungszielorientierung* ihre Fähigkeiten für andere sichtbar nach außen tragen möchten und Studierende mit hoher *Vermeidungs-Leistungszielorientierung* vor allem vermeiden möchten, dass andere ihre Unzulänglichkeiten bemerken (Becker et al., 2018; Middleton & Midgley, 1997). Da bei der akademischen Risikobereitschaft die Möglichkeit, Fehler zu machen und von anderen als weniger intelligent wahrgenommen zu werden, im Zentrum steht, kann davon ausgegangen werden, dass vor allem hohe Vermeidungs-Leistungszielorientierung negativ mit akademischer Risikobereitschaft zusammenhängt, während die anderen beiden Zielorientierungen zumindest kein Hindernis darstellen sollten. In vorangegangenen Studien hingen hohe Lernzielorientierung (Dachner et al., 2017) sowie hohe Annäherungs-Leistungszielorientierung (Abercrombie et al., 2022) mit mehr akademischer Risikobereitschaft zusammen, wobei der Zusammenhang zwischen Lernzielorientierung und akademischer Risikobereitschaft von bevorzugter Aufgabenschwierigkeit mediiert wurde (Abercrombie et al., 2021). Dagegen hing die Vermeidungs-Leistungszielorientierung negativ mit akademischer Risikobereitschaft zusammen (Dachner et al., 2017).

3.3.2 Kontextuelle Ebene

Auf die Verwandtschaft des Lernens aus Fehlern und akademischer Risikobereitschaft haben bereits zuvor Soutter & Clark (2021) hingewiesen und in diesem Zuge Überlegungen angestellt, wie ein möglichst fehlerfreundliches Klima zu schaffen sei, in dem akademische Risiken bereitwillig eingegangen werden. Während davon ausgegangen wird, dass die akademische Risikobereitschaft von kontextuellen Variablen wie der Lehrqualität beeinflusst werden kann (Leach, 2016; Quin et al., 2017), ist der empirische Zusammenhang zwischen diesen beiden Variablen, insbesondere im Kontext der Hochschulbildung, nicht gut und allenfalls fragmentiert erforscht. Es ist bekannt, dass die Nutzung aktiver Lehrmethoden (Sawers et al., 2016) und ein gutes Verhältnis unter den

Studierenden (Fredricks et al., 2004) dem Engagement der Studierenden im Sinne von höherer Partizipation, höherem Interesse und reduziertem Dropout zuträglich ist. Hinsichtlich akademischer Risikobereitschaft im Spezifischen existiert jedoch lediglich eine Studie, die sich peripher mit dem Einfluss von Lehrqualität beschäftigt hat. Dachner et al. (2017) zeigten, dass Studierende mehr akademische Risiken eingingen, wenn die Dozierenden mehr Autonomie zuließen und eine hohe Performanzerwartung an die Studierenden stellten. Byrnes (1998) betont darüber hinaus, dass mangelnde oder besonders negative Erfahrungen mit negativem Feedback, fehlende Unterstützung durch kompetente Personen sowie unzureichende Leistungsanforderungen langfristig zu einem suboptimalen Risikomanagement führen können. Das bedeutet, dass Individuen entweder positive Risiken vermeiden, die sie eingehen sollten, oder negative Risiken eingehen, die zu vermeiden wären.

Für eine systematische Untersuchung des Zusammenhangs zwischen akademischer Risikobereitschaft und Lehrqualität wird in der vorliegenden Dissertation das *SSCO-Modell* (für ein Review zur Entwicklung des Modells siehe Schaeper & Weiß, 2016) genutzt. Das Modell zielt darauf ab, die Stratifizierung des Hochschulkontexts adäquat abzubilden und betrachtet diesen daher aus einer vielschichtigen Perspektive. Während die *objektivistische Perspektive* strukturelle Charakteristika wie den regionalen Kontext (z.B. Stadt vs. Land; Bruttoinlandsprodukt) oder den institutionellen Rahmen (z.B. Anzahl der eingeschriebenen Studierenden; Staatliche vs. private Hochschule) abbildet, adressiert die *subjektivistische Perspektive* die Hochschulumgebung, wie sie von den Studierenden und Dozierenden wahrgenommen wird. Die subjektivistische Komponente des SSCO-Modells besteht aus vier Facetten von Lehrqualität. Die *Struktur-Dimension* bildet das Ausmaß an Sicherheit, Stabilität und Regeltransparenz innerhalb des Lehr-Lernkontexts ab. Ein strukturiertes Seminar kann sich beispielsweise durch das Formulieren transparenter Lernziele zu Beginn des Semesters äußern, die gegen Ende des Semesters evaluiert werden. Die *Unterstützungs-Dimension* umfasst das Ausmaß an inhaltlicher und sozialer Unterstützung, die den Studierenden zur Verfügung steht. In einem Seminar mit hoher Unterstützung erhalten die Studierenden Hilfe bei der Entwicklung ihrer Kompetenzen, bei der Erlangung von Selbstständigkeit, bei der Bewältigung von Studienanforderungen und bei der Einbindung in Seminaraktivitäten innerhalb und außerhalb der Veranstaltung. Die *Herausforderungs-Dimension* bildet das Ausmaß ab, in dem die Studierenden kognitiv aktiviert werden. In Seminaren mit einem hohen Maß an

Herausforderung kann zum Beispiel der Transfer von theoretischem Wissen auf praktische Situationen erforderlich sein. Die Dozierenden verlangen daher ein tiefes Verständnis und die Verknüpfung der Lerninhalte mit dem Vorwissen. Die *Orientierungs-Dimension* zuletzt bildet das Ausmaß ab, mit dem die Dozierenden einer konstruktivistischen oder einer traditionellen Lehrphilosophie folgen. Seminare mit einer konstruktivistischen Lehrphilosophie ermöglichen es den Lernenden, ihr Wissen in einem kollaborativen Prozess aufzubauen, während in Seminaren mit einer traditionellen Lehrphilosophie die Dozierenden als Expertinnen beziehungsweise Experten fungieren. Die Elemente des SSCO-Modells werden nicht als hierarchisch geordnet entlang eines Spektrums von „gut“ nach „schlecht“ betrachtet, sondern, in Abhängigkeit von den zuvor definierten Lernzielen, als gleichermaßen nützlich. So kann eine hohe Strukturierung beispielsweise dazu beitragen, dass Dozierende große Mengen an Inhalten vermitteln können, mitunter jedoch auf Kosten einer begrenzten individuellen Vertiefung. Ebenso kann ein hoher Grad an Herausforderung es den Studierenden ermöglichen, ein tieferes Verständnis für bestimmte Aspekte eines Themas zu erlangen, setzt aber unter Umständen bereits ein grundlegendes Verständnis des Themas voraus. Aus der Perspektive der Qualitätsentwicklung von Lehre ist also die Beantwortung der Frage von Interesse, ob und wie unterschiedliche Lehransätze mit spezifischen Formen des studentischen Engagements wie akademischer Risikobereitschaft assoziiert sind.

3.4 Auswirkungen auf das Lernen und den Lernerfolg

Zusätzlich zur dünnen Studienlage hinsichtlich potenzieller Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft ist auch der theoretisch argumentierte Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und dem Lernerfolg empirisch keineswegs gesichert. Cohen et al. (1955) argumentieren, dass Menschen grundsätzlich danach streben, ihre Erfahrungen und Wissensbestände zu strukturieren. Treten Unverständnis oder Verwirrung auf, kann dies als Hinweis zur Strategieanpassung dienen und zu aktivem Bemühen führen, das Verständnis wiederherzustellen (D'Mello & Graesser, 2012; Lodge et al., 2018). Gerade im Hochschulkontext müssen komplexe Inhalte, bei denen die Grenzen zwischen Richtig und Falsch häufig verschwimmen (Prieler et al., 2022), mit vergleichsweise wenig externer Regulation erschlossen werden (Goppert et al., 2021;

Kauffman, 2005; Oolbekkink-Marchand et al., 2014). Die Anzahl der Situationen, in denen die Studierenden diese komplexen Wissensbestände navigieren und ihre Verständnisschwierigkeiten weitgehend eigenständig und selbstreguliert überwinden müssen, ist also im Vergleich zu Schulkontexten ungleich höher. Hierbei kann es zu Unsicherheit oder Verwirrung kommen und die Studierenden befinden sich dabei häufig innerhalb ihrer *Zone der proximalen Entwicklung* (Vygotsky, 1978); dem Bereich zwischen dem, was sie bereits allein wissen oder können, und dem, was sie mit Unterstützung erreichen können. Lernaktivitäten, die leicht über dem aktuellen Entwicklungslevel liegen, sind nach dieser Auffassung besonders geeignet, um die eigene Lernleistung zu verbessern. Handlungen akademischer Risikobereitschaft erfüllen diese Bedingung und können in solchen Situationen eine geeignete Strategie darstellen, um die Zone der proximalen Entwicklung zu überbrücken. Die Studierenden beschäftigen sich während dieses Prozesses zunächst intensiv mit den bereitgestellten Inhalten und stellen anschließend ihre eigenen Überlegungen an; sie gehen also über ihren aktuellen Kenntnisstand hinaus. Abercrombie et al. (2021) sowie Clifford (1991) bezeichnen dies auch als *self-scaffolding*. Diese Überlegungen werden dann, beispielsweise im Rahmen von Seminar Diskussionen mit kompetenten anderen, sichtbar gemacht. Hierbei besteht einerseits die Möglichkeit des Erfolgs. Andererseits können Fehler generiert werden und ein Prozess des Lernens aus Fehlern im Sinne der Fehlergenerierung, Fehlererkennung und Fehlerkorrektur (Zhang & Fiorella, 2023) sowie von Prozessen des selbstregulierten Lernens (Zimmerman, 2000) angestoßen werden. Im Austausch mit anderen werden diese Fehler bewertet und korrigiert, wodurch negatives Wissen (Oser & Spychiger, 2005) entstehen kann. Das neu erworbene Wissen muss anschließend in die vorhandenen Denkstrukturen reintegriert werden (Krochmal & Roth, 2017) und die passierten Fehler können in späteren Situationen als Abrufhinweise dienen (Kornell et al., 2009; Pyc & Rawson, 2010) und den Abruf der korrekten Lösung unterstützen. Indem Studierende akademische Risiken eingehen, können also Denkfehler erkannt und korrigiert sowie Wissenslücken geschlossen beziehungsweise vorhandenes Wissen erweitert werden, was sich dann im Lernerfolg widerspiegeln kann.

Trotz überzeugender theoretischer Erklärungen und wiederholt postulierter Annahmen in der Literatur, die darauf hinweisen, dass akademische Risikobereitschaft, insbesondere im Zusammenhang mit dem Lernen aus Fehlern, förderlich für das Lernen ist, existieren nur sehr begrenzt empirische Belege, die diese Vermutungen stützen. Tatsächlich

kann im Rahmen einer ausführlichen Literatursuche und Literaturanalyse lediglich auf zwei Studien verwiesen werden, die einen korrelativen Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und Lernprozessen bei Schülerinnen und Schülern der Sekundarstufe untersucht und einen positiven Zusammenhang gefunden haben (Özbay & Köksal, 2021; Varişoğlu & Ekinci Çelikpazu, 2019). Für den Hochschulkontext liegen derzeit keinerlei derartige Erkenntnisse vor.

4 Offene Forschungsfragen

Forschungsfokus 1: Entwicklung eines Selbstauskunft-Fragebogens zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft bei Studierenden

Die Sichtung der verfügbaren Literatur zur akademischen Risikobereitschaft hat ergeben, dass aktuell kein zufriedenstellendes Instrument verfügbar ist, um die akademische Risikobereitschaft bei Studierenden adäquat zu erfassen. Ziel ist daher zunächst die Entwicklung eines Selbstauskunft-Fragebogens, der die Relevanz des Umgangs mit Unsicherheit sowie die Antizipation von Fehlern, welche dem Konstrukt akademischer Risikobereitschaft inhärent sind, in den einzelnen Items widerspiegelt, und die strukturelle Mehrdimensionalität des Konstrukts berücksichtigt. Die Annahme, dass Studierende unterschiedliche Rollen und Verhaltenstendenzen von unterschiedlichen Personen zeigen können (Lund Dean & Jolly, 2012) soll durch die drei Dimensionen *Seminargruppe* (sowohl Mitstudierende als auch Dozierende anwesend), *Dozierende* (ausschließlich Dozierende anwesend) und *Peers* (ausschließlich Mitstudierende anwesend) abgebildet werden. Weiterhin soll berücksichtigt werden, dass akademische Risikobereitschaft sowohl eine Trait-Komponente als auch eine State-Komponente besitzt (Fredricks et al., 2004), die in Hinblick auf den generellen Hochschulkontext sowie spezifische Lehrveranstaltungen variiert. Hinsichtlich der internen Struktur des Instruments werden folgende Befunde erwartet:

- a) *Die drei Dimensionen akademischer Risikobereitschaft (Seminargruppe, Dozierende, Peers) sind sowohl für den generellen Kontext (G-ART) als auch für den spezifischen Kontext (S-ART) faktorenanalytisch voneinander abgrenzbar und intern konsistent.*
- b) *Die drei Dimensionen akademischer Risikobereitschaft korrelieren in ihren jeweiligen Kontexten positiv miteinander.*

Basierend auf den in der Literatur vorgenommenen theoretischen Konzeptualisierungen akademischer Risikobereitschaft lassen sich die folgenden vier zentralen Kriterien identifizieren: Akademische Risikobereitschaft beinhaltet erstens das Risiko, Fehler zu machen und von anderen als weniger kompetent wahrgenommen zu werden (Beghetto, 2009). Es handelt sich zweitens um eine besondere Form des studentischen

Engagements (Clifford, 1991), welches drittens durch kontextuelle Faktoren wie beispielsweise Aspekte von Lehrqualität geformt werden kann (Leach, 2016). Viertens ist anzunehmen, dass es sich bei der akademischen Risikobereitschaft um eine lernförderliche Verhaltensweise handelt (Krochmal & Roth, 2017). Hinsichtlich erster Validitätskriterien für das entwickelte Messinstrument sind analog zu den dargelegten Kriterien folgende Zusammenhänge zu erwarten:

- c) *G-ART und S-ART korrelieren negativ mit Vermeidungs-Leistungszielorientierung und positiv oder nicht mit Lernzielorientierung sowie mit Annäherungs-Leistungszielorientierung.*
- d) *S-ART korreliert positiv mit seminarspezifischem Engagement.*
- e) *S-ART korreliert positiv mit der subjektiven Seminarbewertung der Studierenden.*
- f) *S-ART sagt den seminarspezifischen subjektiven Lernerfolg der Studierenden positiv vorher.*

Forschungsfokus 2: Individuelle Prädiktoren für die Ausprägung und die Lernförderlichkeit akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Die Konzeptionalisierung akademischer Risikobereitschaft rückt den Umgang mit Unsicherheit in Antizipation von Fehlern in den Mittelpunkt. Da Überzeugungen als handlungsleitend beschrieben werden (Ajzen & Fishbein, 1975; Aronson et al., 2014) und die Rolle von antizipierten Emotionen bei Risikoentscheidungen aus theoretischer Perspektive besonders relevant ist (Betsch et al., 2011; Loewenstein et al., 2001), ist davon auszugehen, dass die Fehler-Überzeugungen der Studierenden mit deren Ausprägung von akademischer Risikobereitschaft zusammenhängen. Trotz existierender theoretischer Überlegungen hierzu, wurde der Zusammenhang bisher nicht formal überprüft. Konkret wird erwartet, dass Studierende, die nach Fehlern positiven Affekt erwarten, Fehler kognitiv als Lerngelegenheiten betrachten und nach Fehlern auf behavioraler Ebene zu funktionalen Handlungstendenzen neigen, mehr akademische Risikobereitschaft zeigen.

- a) *Affektive, kognitive und behaviorale Fehler-Überzeugungen sagen G-ART der Studierenden positiv vorher.*

Bei der Untersuchung lernförderlicher Verhaltensweisen wie der akademischen Risikobereitschaft ist die Berücksichtigung potenzieller struktureller Verhaltensunterschiede von Relevanz. Insbesondere ist darauf zu achten, keine neuen Barrieren zu schaffen, die traditionell benachteiligten Studierendengruppen entgegenstehen. Auf Basis der Gender Identity Theory (Spence, 1993) und des derzeitigen Forschungsstands lässt sich vermuten, dass männliche Studierende in der Tendenz mehr akademische Risiken eingehen. Bezüglich möglicher Unterschiede in der akademischen Risikobereitschaft aufgrund der Sozialschichtzugehörigkeit lässt sich aus der Humankapitaltheorie (Bourdieu, 1986) ableiten, dass eine Diskrepanz zwischen dem kulturellen Kapital von Studierenden aus niedrigen sozialen Schichten und den Anforderungen des Hochschulbereichs zu einem Konflikt zwischen dem Bedürfnis nach Sicherheit und der Bereitschaft, akademische Risiken einzugehen, führen könnte.

- b) Männliche Studierende zeigen mehr S-ART als weibliche Studierende.*
- c) Studierende aus hohen Sozialschichten zeigen mehr S-ART als Studierende aus niedrigen Sozialschichten.*

Hieran anschließend stellt sich die Frage, ob sich systematische Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft zwischen weiblichen und männlichen Studierenden beziehungsweise zwischen Studierenden aus hohen und niedrigen Sozialschichten im Lernerfolg niederschlagen. Im Sinne eines Mediationseffekts ist denkbar, dass das Geschlecht beziehungsweise die soziale Schichtzugehörigkeit den Lernerfolg indirekt über systematische Unterschiede in der Ausprägung akademischer Risikobereitschaft vorhersagen. Im Sinne eines Moderationseffekts könnten Studierende aus unterschiedlichen Gruppen unterschiedliche Ressourcen aufweisen, um mit Fehlern umzugehen, die aus akademischen Risiken resultieren, was sich im Lernerfolg widerspiegelt.

- d) Es werden signifikante indirekte Effekte von Geschlecht beziehungsweise Sozialschichtzugehörigkeit auf den seminarspezifischen, subjektiven Lernerfolg via S-ART beobachtet.*
- e) Es werden signifikante Unterschiede hinsichtlich der Stärke der Beziehung zwischen S-ART und dem seminarspezifischen, subjektiven Lernerfolg beobachtet, die durch Geschlecht beziehungsweise soziale Schichtzugehörigkeit moderiert werden.*

Forschungsfokus 3: Situative Prädiktoren für die akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Neben einer stabilen Trait-Komponente schreibt die Literatur der akademischen Risikobereitschaft eine State-Komponente zu, die situativ variabel ist und zum Beispiel Merkmalen von Lehrqualität unterliegt (Leach, 2016; Quin et al., 2017). Das SSCO-Modell (Schaeper & Weiß, 2016) bietet einen Rahmen für eine umfassende Betrachtung dieses angenommenen Zusammenhangs.

- a) *Es existieren signifikante Unterschiede zwischen Seminaren hinsichtlich S-ART der Studierenden im Sinne einer signifikanten Intraklassen-Korrelation.*
- b) *Die Unterschiede zwischen den Seminaren in S-ART lassen sich durch Lehrqualitäts-Unterschiede erklären.*

Die hier beschriebenen Forschungsdesiderata wurden im Rahmen von vier Fachzeitschriftenbeiträgen bearbeitet, deren methodisches Vorgehen nachfolgend beschrieben wird. Drei dieser Beiträge sind zum Zeitpunkt der Abgabe der Dissertationsschrift bereits in Zeitschriften mit Qualitätssicherung (Peer-Review) erschienen. Ein vierter Beitrag befindet sich nach einer ersten Überarbeitung (Revise and Resubmit) erneut in Peer-Begutachtung. Die Ergebnisdarstellung erfolgt unter Zusammenführung der in den verschiedenen Beiträgen erzielten Ergebnisse und folgt der Strukturierung der drei beschriebenen Forschungsfoki. Tabelle 2 bietet einen Überblick über die Beiträge und die Zuordnung der Ergebnisse zu den Forschungsfoki und Hypothesen.

Tabelle 2

Übersicht über die vier Beiträge und Zuordnung zu den Forschungsfoki und Hypothesen.

Publikation	Daten- grundlage	Methoden	Hypothesen	Qualitäts- sicherung	Status der Begutachtung
Hübner, V. & Pfost, M. (2023). Operationalization of academic risk-taking. <i>Journal of Educational Research Online</i> , 15(1), 78-98. DOI: 10.31244/jero.2023.01.04	Stichprobe 1	Cronbach's Alpha, Korrelationen, Explorative Faktorenanalyse mit Target-Rotation, Graded Response Modelle	1a, 1b, 1c, 1d, 1e, 1f	Peer-Review	Publiziert
Hübner, V. & Pfost, M. (2022). University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks. <i>Frontiers in Education</i> , 7, 992067. DOI: 10.3389/educ.2022.992067	Stichprobe 1	Cronbach's Alpha, Korrelationen, schrittweise lineare Regressionsanalysen	2a	Peer-Review	Publiziert
Hübner, V. & Pfost, M. (2024). Leap, learn earn: exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups. <i>Higher Education</i> . DOI: 10.1007/s10734-024-01307-w	Stichprobe 2	Cronbach's Alpha, Varianzanalysen, Testung von Messinvarianz, Strukturgleichungsmodelle	1f 2b, 2c, 2d, 2e	Peer-Review	Publiziert
Hübner, V. & Pfost, M. (2024). Academic risk taking and teaching quality in higher education. <i>Learning & Instruction</i> , 90, 101877. DOI: 10.1016/j.learninstruc.2024.101877	Stichprobe 2	Cronbach's Alpha, Varianzanalysen, Interklassen-Korrelationen, mehrerebenen Strukturgleichungsmodelle	1a, 1b, 1c 3a, 3b	Peer-Review	Publiziert

5 Datengrundlage

5.1 Stichprobe 1

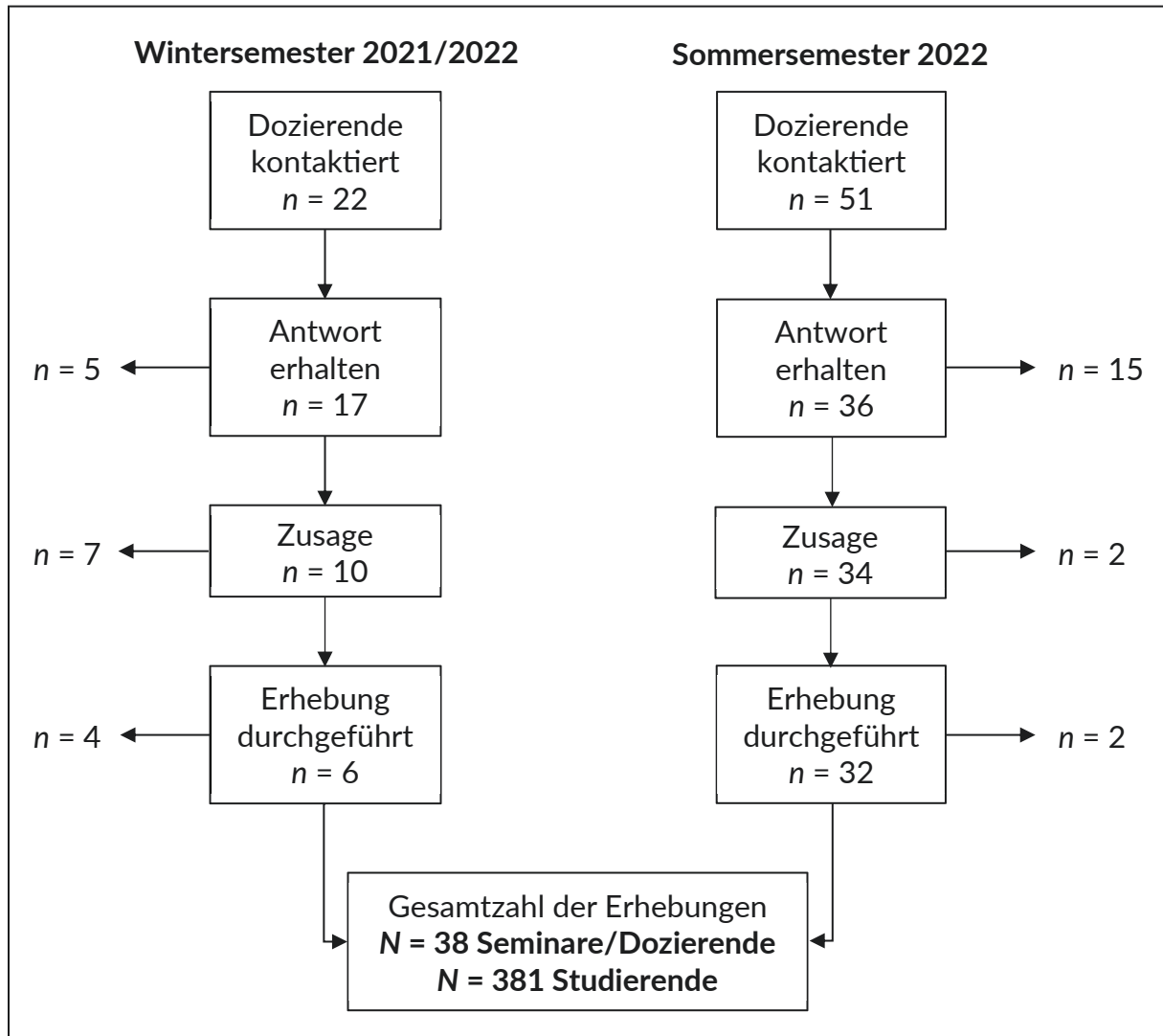
Für die Entwicklung und Validierung der Instrumente sowie für die Betrachtung erster Zusammenhänge auf Ebene der Studierenden wurde zwischen Mai und Juli 2021 eine Stichprobe an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg akquiriert. Die Befragung fand während der COVID-19 Pandemie statt und die deutschen Universitäten befanden sich zu diesem Zeitpunkt seit mehr als einem Jahr im partiellen Lockdown. Daher wurde die Befragung primär Online via *SoSci Survey* (Leiner, 2021) durchgeführt. Dozierende der Universität wurden per E-Mail-Verteiler auf die Befragung aufmerksam gemacht und gebeten, die Umfrage an ihre Studierenden weiterzuleiten. Der Online-Fragebogen wurde von $n = 116$ Teilnehmenden beantwortet. Ein ergänzender Papier-Fragebogen wurde von $n = 43$ Teilnehmenden beantwortet. Beide Fragebogenmodalitäten waren identisch in Bezug auf Inhalt und der Reihenfolge der Items. Alle Teilnehmenden gaben ihre informierte Einverständniserklärung. Die Stichprobe besteht somit aus insgesamt $N = 159$ Studierenden der Fakultät Humanwissenschaften, der Fakultät Geistes- und Kulturwissenschaften sowie der Fakultät Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Im Mittel waren die Studierenden 24.9 Jahre alt ($SD = 6.2$ Jahre), 72.3% der Studierenden waren weiblich. 45.3% der Teilnehmenden waren Bachelor-Studierende, 23.3% waren Master-Studierende und 22.6% strebten ein Staatsexamen an.

5.2 Stichprobe 2

Im Wintersemester 2021/22 sowie im Sommersemester 2022 wurde eine weitere, genestete Stichprobe an der Otto-Friedrich-Universität Bamberg akquiriert. Mit dieser Stichprobe sollten insbesondere mehrebenenanalytische Fragestellungen beantwortet und Interklassen-Korrelationen untersucht werden. Das Erhebungsziel bestand daher darin, Daten von 35 Seminaren beziehungsweise Dozierenden mit insgesamt mindestens 300 Studierenden zu erfassen. Der Prozess der Akquise und der Rücklauf sind in Abbildung 3 dargestellt.

Abbildung 3

Flussdiagramm des Akquiseprozesses und des Rücklaufs.



Zunächst wurden über das universitäre Informationssystem (Veranstaltungskatalog) geeignete Seminare ausgewählt; das heißt wöchentlich in Präsenz stattfindende Seminare mit zwei Semesterwochenstunden. Die Dozierenden wurden jeweils kurz vor Semesterbeginn per E-Mail kontaktiert, über den Zweck der Befragung informiert und um Zustimmung gebeten, die Befragung in einer der kommenden Seminarsitzungen durchzuführen. 54.3% der kontaktierten Dozierenden gaben ihre Zustimmung, anschließend wurde ein Termin vereinbart und die Befragung in 38 Seminaren durchgeführt¹. Zusätzlich zu den Dozierenden wurden auch die Studierenden der jeweiligen Seminare

¹ In sechs Fällen wurden Termine vereinbart, jedoch keine Befragung durchgeführt (siehe Abb. 2). In vier dieser Fälle lag der Grund in den erhöhten Corona-Infektionszahlen und den daraus resultierenden Universitätsschließungen im November 2021. In den verbleibenden zwei Fällen wurden die Seminare während des laufenden Semesters durch die Dozierenden auf ein Online-Format umgestellt, wodurch sie nicht mehr den Einschlusskriterien entsprachen.

gebeten, an der Befragung teilzunehmen. Die Teilnahme war freiwillig, alle Teilnehmenden, sowohl Dozierende als auch Studierende, gaben ihre informierte Einverständniserklärung und erhielten als Dankeschön für die Teilnahme eine Tafel Schokolade.

Schlussendlich besteht die Stichprobe aus $N = 38$ Dozierenden (weiblich = 52.6%) sowie $N = 381$ Studierenden (weiblich = 70.6%, $M_{\text{Alter}} = 23.0$ Jahre, $SD_{\text{Alter}} = 6.0$ Jahre). Die Dozierenden und Studierenden sind in $K = 38$ Seminare genestet, die aus einer bzw. einem Dozierenden und mindestens zwei Studierenden bestehen. Im Durchschnitt liegen pro Seminar 10.0 Studierende vor ($SD = 5.3$, $\text{Min} = 2$, $\text{Max} = 18$). Die Rücklaufquote der Studierenden gemessen an der Anzahl der Seminaranmeldungen, die von den Dozierenden berichtet wurde, lag bei 52.0-69.5% und gemessen an der Anzahl der Studierenden, die am Tag der Befragung im Seminar anwesend waren bei 70.6-100%. 42.2% der Studierenden gaben an, an der Fakultät Geistes- und Kulturwissenschaften zu studieren, 39.7% studierten an der Fakultät Humanwissenschaften und weitere 17.8% studierten an der Fakultät Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Hinsichtlich des Abschlusses strebten 51.4% der Teilnehmenden einen Bachelorabschluss, 19.2% einen Masterabschluss und 27.6% das Staatsexamen an.

Verglichen mit zur Verfügung gestellten Daten der Universität (Universität Bamberg, 2022) und unter Berücksichtigung der in der Stichprobe repräsentierten Fakultäten unterscheidet sich die Geschlechtsverteilung der vorliegenden Studierenden-Stichprobe nicht bedeutsam von der Geschlechtsverteilung in der Gesamtpopulation (weiblich = 69.0%, $\chi^2 = 2.620$, $p = 0.27$).

6 Methodische Beschreibung der Beiträge

6.1 Operationalization of academic risk-taking in university students

Ziel des ersten Beitrags war die Entwicklung eines umfassenden Selbstauskunft-Fragebogens, der berücksichtigt, dass die akademische Risikobereitschaft von Studierenden gemäß der Rolle, die sie in einer bestimmten Situation einnehmen, variieren kann und darüber hinaus sowohl eine State- als auch eine Trait-Komponente besitzt. Es wurden zunächst 22 Items auf Basis von Ergebnissen vorangegangener Interviewstudien (Figueira et al., 2018; Ravert & Schneller, 2019; Teagarden et al., 2018) formuliert, welche anschließend in drei Dimensionen untergliedert wurden. Die *Seminargruppen-Dimension* bezieht sich auf Handlungen akademischer Risikobereitschaft in Situationen, in denen sowohl Dozierende als auch Peers anwesend sind (12 Items; z.B. „Ideen mit dem Plenum teilen, auch wenn sie noch unvollständig sind“). Die *Peer-Dimension* bezieht sich auf Handlungen akademischer Risikobereitschaft in Situationen, in denen ausschließlich Mitstudierende anwesend sind (5 Items; z.B. „Mitstudierenden auch schriftliche Arbeiten zum Gegenlesen geben, über deren Qualität ich mir unsicher bin“). Die *Dozierenden-Dimension* bezieht sich auf Handlungen akademischer Risikobereitschaft in Situationen, in denen ausschließlich Dozierende anwesend sind (5 Items; z.B. „Zu schriftlichen Arbeiten, auf die ich eine schlechte Note erhalten habe, Feedback von Dozierenden einfordern“). Die Items wurden auf einer 5-stufigen Likert-Skala in Hinblick auf die Wahrscheinlichkeit beantwortet, mit der die Teilnehmenden die vorliegenden Verhaltensweisen zeigen würden (1 = *sehr unwahrscheinlich*, 2 = *eher unwahrscheinlich*, 3 = *teils teils*, 4 = *eher wahrscheinlich*, 5 = *sehr wahrscheinlich*). Um die angenommene State- und Trait-Komponente zu berücksichtigen, wurden die Items zweimal verwendet. Zunächst beantworteten die Studierenden die Items in Hinblick auf ein spezifisches Seminar respektive das Seminar, das als letztes vor der Befragung besucht wurde (S-ART; Instruktion: „Schätzen Sie bitte ein, wie wahrscheinlich folgende Verhaltensweisen in diesem spezifischen Seminar für Sie sind“). Anschließend wurden die Items in Hinblick auf das Studium der Befragten im Allgemeinen beantwortet (G-ART; Instruktion: „Schätzen Sie

bitte ein, wie wahrscheinlich folgende Verhaltensweisen in Ihrem Studium allgemein für Sie sind“).

Die Items wurden, bevor Stichprobe 1 akquiriert wurde, von fünf Studierenden im Rahmen eines Coglabs mit der Think Aloud Methode (Sudman et al., 2003; van Someren et al., 1994) auf Verständlichkeit überprüft. In einem zweiten Schritt wurde der Fragebogen mithilfe der aus Stichprobe 1 gewonnenen Daten und unter Verwendung von *RStudio* 3.6.3 (R Core Team, 2020) reduziert. Hierfür kam zunächst die explorative Faktorenanalyse (*psych* 2.1.9; Revelle, 2021) mit Target-Rotation (*GPArotation* 2014.11-1; Bernaards & Jennrich, 2005) zum Einsatz. Die Verwendung dieser Rotationsmethode ist sinnvoll, da bereits eine theoretische Grundlage und damit Vorannahmen hinsichtlich des Ladungsmusters der einzelnen Items vorhanden waren. Die Rotationsmatrix der Target-Rotation richtet die Variablen mithilfe einer zuvor definierten Zielmatrix gezielt auf bestimmte Faktoren aus und erhöht somit die Erklärungskraft des Modells. Items mit Faktorladungen < 0.3 auf dem eigenen Faktor und/oder Kreuzladungen > 0.5 wurden entfernt. Darüber hinaus wurde die interne Konsistenz (Cronbach's Alpha) berücksichtigt. Mit Hilfe von Graded Response Modellen (*ltm* 1.1-1; Rizopoulos, 2006) wurden zudem die Trennschärfe sowie die Schwierigkeit der Items betrachtet. Graded Response Modelle basieren auf der Item Response Theorie und werden für ordinale Daten verwendet. Der Ansatz geht davon aus, dass die Wahrscheinlichkeit einer Person, in einer bestimmten Kategorie zu antworten, sich von Item zu Item unterscheidet, auch wenn der Wert der Person auf dem latenten Konstrukt stabil ist. Die Trennschärfe gibt an, wie stark ein Item und das latente Konstrukt miteinander zusammenhängen. Die Schwellenwerte zwischen den Kategorien geben die Position der latenten Variable an, auf der die Wahrscheinlichkeit, in einer bestimmten Kategorie zu antworten, gleich 0.5 ist (siehe Baker, 2001 für einen detaillierten Überblick). Items mit einer Trennschärfe < 1.35 wurden entfernt. Das resultierende Instrument wurde anschließend erneut auf interne Konsistenz und dimensionale Struktur überprüft. Die Exploration erster Validitätshinweise erfolgte mittels Korrelationen. Als Indikatorvariablen wurden die Zielorientierung der Studierenden (erfasst mithilfe der Skalen aus der StEG-Studie; Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020a, 2020b, 2020c), sowie deren seminarspezifisches Engagement und deren seminarspezifischer Lernerfolg betrachtet.

6.2 University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks

Das Ziel des zweiten Beitrags lag in der Klärung des Zusammenhangs zwischen allgemeiner akademischer Risikobereitschaft (G-ART) und den affektiven, kognitiven sowie behavioralen Fehler-Überzeugungen der Studierenden. Für die Erfassung der Fehler-Überzeugungen wurde das von Leighton et al. (2018, 2022) entwickelte dreidimensionale Instrument ins Deutsche übersetzt und mit geeigneten Items von Tulis et al. (2018) sowie selbst formulierten Items supplementiert. Die *affektive Dimension* umfasst antizipierte Emotionen nach Fehlern (z.B. „Wenn ich im Seminar einen Fehler mache, fühle ich mich hilflos“), die *kognitive Dimension* umfasst Wissensbestände und Glaubenssätze zu Fehlern (z.B. „Fehlermachen ist ein notwendiger Bestandteil von Lernen“) und die *behaviorale Dimension* umfasst Handlungstendenzen nach Fehlern (z.B. „Wenn ich einen Fehler gemacht habe, sollte ich die Inhalte des Seminars wiederholen“). Die Items wurden auf einer 5-stufigen Likert-Skala (1 = *stimmt gar nicht*, 2 = *stimmt eher nicht*, 3 = *teils teils*, 4 = *stimmt eher*, 5 = *stimmt genau*) beantwortet. Als Kontrollvariablen wurden die Zielorientierung (erfasst mithilfe der Skalen aus der StEG-Studie; Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020a, 2020b, 2020c), das akademische Selbstkonzept (erfasst mithilfe der Subskala ohne Bezugsnormorientierung von Dickhäuser et al., 2002), das Alter und das Geschlecht der Studierenden berücksichtigt.

Unter Verwendung der Daten aus Stichprobe 1 sowie *RStudio* 4.2.0 (R Core Team, 2022a) wurden für die Seminargruppen-Dimension sowie die Peer-Dimensionen von G-ART, für die drei Dimensionen von Fehler-Überzeugungen sowie für die drei Zielorientierungsskalen zunächst personenspezifische Mittelwerte berechnet. Anschließend kamen für die Überprüfung der Zusammenhänge erst Korrelationen (*corrplot* 0.92; Wei & Simko, 2021) und anschließend schrittweise lineare Regressionen (*lm.beta* 1.5-1; Behrendt, 2014) mit jeweils einer der beiden Dimensionen von G-ART als Kriterium zum Einsatz. Im Rahmen der Regressionen wurde zunächst ein Modell geschätzt, welches ausschließlich die Kontrollvariablen berücksichtigte. Anschließend wurden drei Modelle berechnet, in denen schrittweise je eine Dimension der Fehler-Überzeugungen hinzugefügt wurde. Betrachtet wurden dabei in erster Linie die Regressionskoeffizienten mit ihren Signifikanzen sowie die Veränderungen der Varianzaufklärung zwischen den

einzelnen Modellen, die ebenfalls auf Signifikanz überprüft wurden. Das letzte Modell enthielt alle Kontrollvariablen sowie alle drei Dimensionen der Fehler-Überzeugungen. Die Erfüllung der Modellannahmen von Unabhängigkeit, Homoskedastizität sowie Normalverteilung der Residuen wurde überprüft (*lmtest* 0.9-38; Zeileis & Hothorn, 2002).

6.3 Leap, learn, earn: Exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups

Der Fokus des dritten Beitrags lag in der Beantwortung der Fragestellungen nach strukturellen Disparitäten von Geschlecht und sozialer Schichtzugehörigkeit hinsichtlich der seminarspezifischen akademischen Risikobereitschaft (S-ART) und des seminarspezifischen Lernerfolgs. Um die Fragen adäquat beantworten zu können, wurde die Abiturnote der Studierenden als Kontrollvariable für allgemeine, lernrelevante Kompetenzen verwendet. Hierdurch sollen mögliche Unterschiede beispielsweise in (meta-)kognitiven Fähigkeiten, der vorherigen akademischen Leistung oder der Selbstregulation kontrolliert werden (siehe Galla et al., 2019), die sich auf den Lernerfolg auswirken könnten.

Mithilfe der aus Stichprobe 2 gewonnenen Daten und unter Verwendung von *RStudio* 4.2.1 (R Core Team, 2022b) wurde zunächst im Rahmen eines Strukturgleichungsmodells (*lavaan* 6.0-12; Rosseel, 2012) mit der Seminargruppen-Dimension sowie der Peer-Dimension von S-ART als latente Faktoren ein Baselinemodell geschätzt und die Messinvarianz zwischen den jeweiligen Gruppen überprüft. Die Prüfung auf Messinvarianz erfolgt, indem zunächst das Baselinemodell für jede Gruppe getrennt geschätzt wird und indem anschließend schrittweise Modellrestriktionen eingeführt und die Modellpassungen miteinander verglichen werden (Van de Schoot et al., 2012). Das Modell konfiguraler Messinvarianz restringiert keine Parameter und prüft, ob die faktorielle Struktur für alle Gruppen gleichermaßen gilt. Das Modell metrischer Messinvarianz setzt die Faktorladungen über die Gruppen hinweg gleich und testet, ob die Befragten in allen Gruppen dem latenten Konstrukt die gleiche Bedeutung zuschreiben. Das Modell skalarer Messinvarianz setzt die Faktorladungen und die Achsenabschnitte über die Gruppen hinweg gleich und prüft, ob die Bedeutung des Konstrukts und die Kategorien

der Items in allen Gruppen gleich verstanden werden. Das Modell strikter Messinvarianz schließlich setzt die Ladungen, die Achsenabschnitte und die Residualvarianzen über die Gruppen hinweg gleich und prüft, ob die erklärte Varianz für jedes Item in allen Gruppen gleich ist. Wenn die Modellpassungen zwischen den Modellen signifikant voneinander abweichen, existieren systematische Unterschiede zwischen den Gruppen bei der Messung des latenten Konstrukts und die Annahme der Messinvarianz ist verletzt.

Anschließend wurde ein Strukturgleichungsmodell spezifiziert, um die direkten, indirekten und totalen Effekte von S-ART und Geschlecht beziehungsweise Sozialschichtzugehörigkeit auf den seminarspezifischen Lernerfolg zu überprüfen. In einem weiteren Modell wurden zusätzlich mögliche Moderationseffekte von Geschlecht beziehungsweise Sozialschichtzugehörigkeit auf die Assoziation zwischen S-ART und Lernerfolg untersucht. Hierfür wurden doppelt mittelwertzentrierte Variablen (Lin et al., 2010) als Indikatorvariablen für latente Interaktionen verwendet (*semTools* 0.5-6; Jorgensen et al., 2022). Bei diesem Ansatz werden zunächst die Moderatorvariablen (d.h. Geschlecht beziehungsweise Sozialschichtzugehörigkeit) sowie die Indikatorvariablen der unabhängigen Variablen (d.h. die Seminargruppen-Dimension beziehungsweise die Peer-Dimension von S-ART) mittelwertzentriert und anschließend miteinander multipliziert. Die daraus resultierenden Interaktionsterme werden erneut zentriert und anschließend als Indikatoren für die latenten Moderationsvariablen verwendet.

6.4 Academic risk taking and teaching quality in higher education

Der vierte Beitrag beschäftigte sich mit der Frage nach kontextuellen Einflussgrößen auf die seminarspezifische akademische Risikobereitschaft (S-ART) der Studierenden. Konkret wurde untersucht, ob sich S-ART der Studierenden zwischen universitären Seminaren signifikant voneinander unterscheidet. Zusätzlich wurde betrachtet, ob sich diese Unterschiede durch die im SSCO-Modell (Schaeper & Weiß, 2016) beschriebenen Charakteristika von Lehrqualität erklären lassen. Die aus der NEPS-Studie stammenden Skalen zur Erfassung der Lehrqualität nach SSCO-Modell (Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2018) bestehen teilweise aus nur sehr wenigen

Items. Daher wurden Probleme mit der internen Konsistenz antizipiert und in diesem Zuge einige zusätzliche Items formuliert². Die *Struktur-Dimension* besteht aus vier Items (z.B. „Der Stoff wird regelmäßig zusammengefasst“). Die *Unterstützungs-Dimension* besteht aus den beiden Subskalen *Rapport mit Dozierenden* (z.B. „Ich nehme mir Zeit, auf die Studierenden einzugehen“) sowie *Rapport mit Mitstudierenden* (z.B. „Ich habe den Eindruck, dass die Studierenden meines Seminars gemeinsam für das Studium arbeiten“) und insgesamt sechs Items. Die *Herausforderungs-Dimension* besteht aus den Subskalen *Performanzdruck* (z.B. „Verglichen mit anderen Seminaren ist mein Seminar charakterisiert durch eine sehr hohe Prüfungsbelastung“), *Wissenskonstruktion* (z.B. „Ich fördere die aktive Mitarbeit der Studierenden“) sowie *Wissenstransmission* (z.B. „Mein Seminar findet meistens als Frontalunterricht statt“) und insgesamt zehn Items. Die *Orientierungs-Dimension* besteht aus den Subskalen *Bedeutungsorientierung* (z.B. „In meinem Seminar geht es darum, dass die Studierenden grundlegende Zusammenhänge verstehen“) sowie *Reproduktionsorientierung* (z.B. „Um mein Seminar gut bestehen zu können, braucht man eigentlich nur ein gutes Gedächtnis“) und insgesamt acht Items. Die Items wurden von den Dozierenden auf einer 5-stufigen Likert-Skala (1 = *trifft gar nicht zu*, 2 = *trifft eher nicht zu*, 3 = *teils teils*, 4 = *trifft eher zu*, 5 = *trifft voll und ganz zu*) beantwortet. Als Kontrollvariable wurde die Zielorientierung (erfasst mit Hilfe der Skalen aus der StEG-Studie; Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020c, 2020b, 2020a) der Studierenden berücksichtigt.

Unter Verwendung der aus Stichprobe 2 gewonnenen Daten sowie *RStudio 4.2.1* (R Core Team, 2022b) wurden für die Seminargruppen-Dimension sowie die Peer-Dimension von S-ART zunächst seminarspezifische Mittelwerte und Standardfehler berechnet und visualisiert (*ggplot 3.3.6*; Wickham, 2016). Die Mittelwertsunterschiede zwischen den Seminaren wurden mittels Varianzanalyse auf Signifikanz überprüft. In einem zweiten Schritt wurde zunächst ein Strukturgleichungsmodell mit zwei Levels geschätzt (*lavaan 0.6-12*; Rosseel, 2012), in dem die beiden Dimensionen von S-ART als latente Variablen spezifiziert wurden. Dieser Ansatz erlaubt die Berechnung von Interklassen-Korrelationen zur Schätzung des Varianzanteils, der auf Level 1 (Studierende)

² Ein Item auf Wissenskonstruktion: „Ich bemühe mich, das Vorwissen der Seminarteilnehmenden zu aktivieren, um bei der Vermittlung meiner Lehrinhalte darauf aufzubauen“; ein Item auf Rapport mit Mitstudierenden (aufgrund mangelnder interner Konsistenz wurde dieses Item nicht in die endgültige Subskala integriert): „In meinem Seminar ist es üblich, dass die Studierenden gemeinsam an Aufgaben arbeiten“; Zwei Items auf Reproduktionsorientierung: „Die Fähigkeit, konkrete Theorien und Konzepte zu benennen, ist ein zentrales Kriterium für das Bestehen meines Seminars“; „In meinem Seminar geht es darum, dass die Studierenden die wichtigsten Inhalte auswendig lernen“.

beziehungsweise auf Level 2 (Seminare) entfällt. Anschließend wurden Mittelwerte für die Dimensionen von Lehrqualität und Zielorientierungen (erfasst mithilfe der Skalen aus der StEG-Studie; Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020a, 2020b, 2020c) berechnet und als manifeste Variablen in das Modell aufgenommen; Lehrqualität auf Level 2 und Zielorientierung auf Level 1. Aufgrund der mehrbenenanalytischen Modellstruktur und der geringen Stichprobengröße hinsichtlich der Level 2-Variablen ($K = 36$ Seminare), wurde für Lehrqualitäts-Prädiktoren anstelle des gängigen 5%-Signifikanzlevels ein 10%-Signifikanzlevel angesetzt.

7 Zentrale Befunde zur Beantwortung der Forschungsfragen

Forschungsfokus 1: Entwicklung eines Selbstauskunft-Fragebogens zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft bei Studierenden

Der Entwicklungsprozess des Selbstauskunft-Fragebogens, der im ersten Beitrag durchgeführt wurde, resultierte in einem zweidimensionalen Instrument mit insgesamt zehn Items, die in einem schrittweisen Prozess ausgewählt wurden. Im Coglab wurden keine systematischen Verständnisschwierigkeiten festgestellt, die wiederholt auftraten. Die Seminargruppen-Dimension wurde anschließend auf Basis der Ergebnisse der Faktorenanalyse sowie der Graded Response Modelle und interner Konsistenzen auf sechs Items reduziert und die Peer-Dimension auf vier Items. Beide Dimensionen erzielten innerhalb beider Stichproben interne Konsistenzen, die als akzeptabel beziehungsweise als gut zu bezeichnen sind (Blanz, 2015; Field et al., 2012). Lediglich die Reliabilität der Peer-Dimension von S-ART fiel in Stichprobe 2 etwas niedriger aus. Die Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengefasst. Sowohl im allgemeinen Kontext als auch im spezifischen Kontext waren die ausgewählten Items auf ihren jeweiligen Dimensionen faktorenanalytisch voneinander abgrenzbar. Sie zeigten außerdem eine hohe Trennschärfe und hinsichtlich der Schwellenwerte zwischen den Kategorien wurden keine Auffälligkeiten beobachtet, was darauf hindeutet, dass die fünf Kategorien, auf denen die Items beantwortet wurden, angemessen sind. Dagegen zeigten die Items, die die Dozierenden-Dimension abbilden sollten eine geringe interne Konsistenz (allgemeiner Kontext: $\alpha = 0.57$, 95%KI[0.47, 0.67]; spezifischer Kontext: $\alpha = 0.55$, 95%KI[0.46, 0.65]) und kein unidimensionales Ladungsmuster. Eine erneute Prüfung der internen Konsistenz unter Verwendung von Stichprobe 2 und nach Änderung einiger Itemformulierungen³ kam zum gleichen Ergebnis. Daher wurde die Dozierenden-Dimension als Ganze verworfen.

³ Zum Beispiel wurde das Item „Dozierenden nach der Veranstaltung zu unklaren Seminarinhalten Fragen stellen, auch wenn ich das Gefühl habe, dass meine Mitstudierenden die Inhalte verstanden haben“ umformuliert zu „Dozierenden *in einer Mail* zu unklaren Seminarinhalten Fragen stellen, auch wenn ich das Gefühl habe, dass meine Mitstudierenden die Inhalte verstanden haben“.

Tabelle 3

Cronbach's α und 95%-Konfidenzintervalle der Skalen für akademische Risikobereitschaft.

		Stichprobe 1	Stichprobe 2
G-ART	Seminargruppe	0.86 [0.83, 0.90]	0.82 [0.79, 0.84]
	Peers	0.82 [0.77, 0.86]	0.77 [0.72, 0.80]
S-ART	Seminargruppe	0.83 [0.79, 0.87]	0.79 [0.76, 0.82]
	Peers	0.78 [0.72, 0.84]	0.63 [0.56, 0.68]

Anmerkungen. G-ART: Generelle akademische Risikobereitschaft, S-ART: Spezifische akademische Risikobereitschaft; Die internen Konsistenzen von G-ART in Stichprobe 2 wurden in keinem der Beiträge veröffentlicht, sondern für den Zweck der Vollständigkeit in der Dissertationsschrift ergänzt.

Da der erste und der vierte Beitrag auf unterschiedliche Stichproben zurückgreifen, können die Ergebnisse des vierten Beitrags als Replikation der Modellstruktur betrachtet werden. Die zweifaktorielle Struktur für den spezifischen Kontext wurde innerhalb eines Strukturgleichungsmodells erneut bestätigt ($N = 369$, $K = 38$, $df = 84$, $\chi^2 = 92.239$, $p = 0.25$, $RMSEA = 0.016$, $TLI = 0.987$, $CFI = 0.988$) und von einer Einfaktorenlösung abgegrenzt. Die Modellpassung der Einfaktorenlösung war im Vergleich zur Zweifaktorenlösung deutlich schlechter ($N = 369$, $K = 38$, $df = 86$, $\chi^2 = 220.354$, $p < 0.01$, $RMSEA = 0.065$, $TLI = 0.796$, $CFI = 0.805$). Eine formelle Testung mittels des Chi-Quadrat Differenztest zeigte einen signifikanten Unterschied zwischen den beiden Modellen ($\Delta\chi^2 = 128.115$, $\Delta df = 2$, $p < 0.01$). Die im ersten Beitrag beobachteten signifikanten positiven Zusammenhänge zwischen der Seminargruppen-Dimension und der Peer-Dimension (allgemeiner Kontext: $r = 0.27$, $p < 0.01$; spezifischer Kontext: $r = 0.31$, $p < 0.01$) sowie der im vierten Beitrag beobachtete signifikante Zusammenhang beider Dimensionen von S-ART (Level 1: $r = 0.14$, $p < 0.01$) bestätigten darüber hinaus die erwarteten Korrelationen. Die vorliegenden Ergebnisse bekräftigen somit *Hypothese 1a*), welche von einer faktorenanalytischen Abgrenzbarkeit der Dimensionen akademischer Risikobereitschaft ausging und *Hypothese 1b*), welche eine positive Korrelation der Dimensionen annahm.

Hinsichtlich erster Kriterien von Validität wurden signifikante Korrelationen zwischen akademischer Risikobereitschaft und der Lernzielorientierung sowie der Vermeidungs-Leistungszielorientierung der Studierenden festgestellt, die im ersten und vierten Beitrag in Stärke, nicht jedoch in Richtung unterschiedlich ausfielen. Der aus theoretischer Sicht besonders relevante negative Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und der Vermeidungs-Leistungszielorientierung wurde wiederholt gefunden ($-0.53 \leq r \leq -0.17$). Darüber hinaus hing die akademische Risikobereitschaft tendenziell positiv mit der Lernzielorientierung zusammen ($0.17 \leq r \leq 0.46$). Kein signifikanter Zusammenhang wurde mit der Annäherungs-Leistungszielorientierung gefunden. Die Ergebnisse sind in Tabelle 4 zusammengefasst und bekräftigen *Hypothese 1c*), welche einen negativen Zusammenhang akademischer Risikobereitschaft mit Vermeidungs-Leistungszielorientierung sowie einen positiven beziehungsweise keinen Zusammenhang mit Annäherungs-Leistungszielorientierung und Lernzielorientierung annahm.

Tabelle 4

Zusammenfassung der gefundenen korrelativen Zusammenhänge zwischen akademischer Risikobereitschaft und Zielorientierung.

		Lernzielorientierung		Annäherungs-Leistungszielorientierung		Vermeidungs-Leistungszielorientierung	
		STP 1	STP 2	STP 1	STP 2	STP 1	STP 2
Seminargruppe	G-ART	+	+	-	+	-	-
	S-ART	+	+	-	+	-	-
Peers	G-ART	+	+	+	-	-	-
	S-ART	+	+	-	+	-	-

Anmerkungen. STP 1: Stichprobe 1; STP 2: Stichprobe 2; G-ART: Generelle akademische Risikobereitschaft, S-ART: Spezifische akademische Risikobereitschaft; die Zusammenhänge zwischen G-ART und den Zielorientierungen in Stichprobe 2 wurden in keinem der Beiträge veröffentlicht, sondern für den Zweck der Vollständigkeit in der Dissertationsschrift ergänzt; signifikante Zusammenhänge schwarz und fettgedruckt.

Weiterhin zeigten die Ergebnisse des ersten Beitrags, dass die Seminargruppen-Dimension in beiden Kontexten mit dem seminarspezifischen Engagement der Studierenden korrelierte (allgemeiner Kontext: $r = 0.30$, $p < 0.01$; spezifischer Kontext: $r = 0.42$, $p < 0.01$), nicht jedoch die Peer-Dimension (allgemeiner Kontext: $r = -0.03$, $p = 0.97$; spezifischer Kontext: $r = 0.04$, $p = 0.32$). Dies stützt was *Hypothese 1d*), die von einem positiven Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und seminarspezifischem Engagement ausging teilweise. Zusätzlich hing die subjektive Seminarbewertung der Studierenden mit der Seminargruppen-Dimension ($r = -0.31$, $p < 0.01$) und der Peer-Dimension ($r = 0.20$, $p < 0.01$) akademischer Risikobereitschaft im spezifischen Kontext zusammen, was *Hypothese 1e*) stützt. Die erwarteten Zusammenhänge mit dem seminarspezifischen subjektiven Lernerfolg wurden im ersten Beitrag sowohl für die Seminargruppen-Dimension ($r = 0.29$, $p < 0.01$) als auch für die Peer-Dimension ($r = 0.26$, $p < 0.01$) von S-ART zunächst korrelativ beobachtet. Diese Assoziation konnte auch im Rahmen des dritten Beitrags innerhalb eines Strukturgleichungsmodells sowohl für die Seminargruppen-Dimension von S-ART ($\beta = 0.23$, $p < 0.01$), als auch für die Peer-Dimension ($\beta = 0.21$, $p = 0.01$) interferenzstatistisch bestätigt werden. Beide Dimensionen akademischer Risikobereitschaft sagten den seminarspezifischen Lernerfolg positiv und signifikant vorher, was *Hypothese 1f*) stützt, die von einem positiven Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und Lernerfolg ausging.

Forschungsfokus 2: Individuelle Prädiktoren für die Ausprägung und die Lernförderlichkeit akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Hinsichtlich unterschiedlicher Prädiktoren akademischer Risikobereitschaft ergaben sich im zweiten Beitrag für die Fehler-Überzeugungen signifikante Zusammenhänge. Nach Berücksichtigung der Kontrollvariablen sagte die affektive Dimension der Fehler-Überzeugungen G-ART auf der Seminargruppen-Dimension positiv vorher ($\beta = 0.40$, $p < 0.01$), was bedeutet, dass Studierende, die nach Fehlern eher positiven Affekt antizipierten, mehr akademische Risiken eingingen. Die Varianzaufklärung betrug 7% ($p < 0.01$). Für die behaviorale Dimension war das Gegenteil der Fall ($\beta = -0.21$, $p = 0.01$) und Studierende, die Fehlern behavioral zugeneigt waren, neigten eher dazu, akademische Risiken zu vermeiden. Die Varianzaufklärung betrug 3% ($p = 0.01$). Die kognitive Dimension sagte akademische Risikobereitschaft nicht vorher und trug auch nicht zur

Varianzaufklärung bei. Für die Peer-Dimension war keine der drei Dimensionen von Fehler-Überzeugungen prädiktiv. Damit zeigten sich nur teilweise Belege für *Hypothese 2a*), die annahm, dass die drei Dimensionen der Fehler-Überzeugungen die akademische Risikobereitschaft positiv vorhersagen würden.

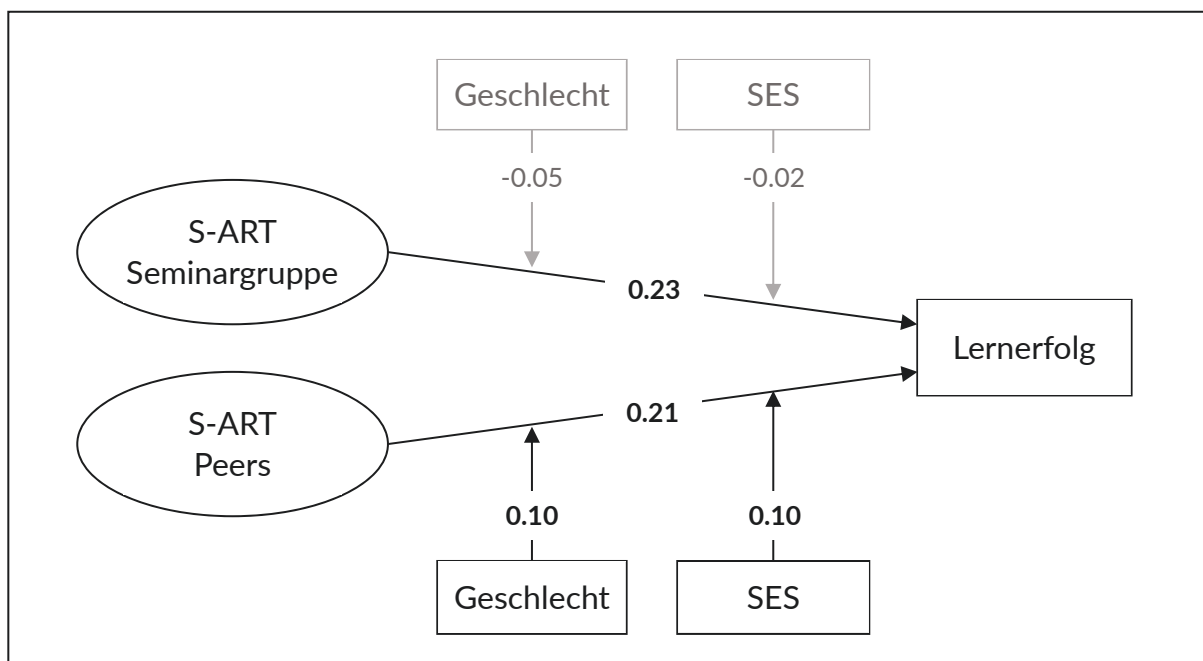
Mit Blick auf systematische Disparitäten nach Geschlecht und Sozialschichtzugehörigkeit wurde im Rahmen des dritten Beitrags zunächst strikte Messinvarianz für Geschlecht bestätigt ($\Delta\chi^2_{\text{metrisch-konfigural}} = 12.736, p = 0.12$; $\Delta\chi^2_{\text{skalar-metrisch}} = 8.477, p = 0.29$; $\Delta\chi^2_{\text{strikt-skalar}} = 6.930, p = 0.64$). So kann mit Blick auf Geschlecht davon ausgegangen werden, dass die beobachteten Unterschiede auf wahre Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft zurückzuführen sind und nicht auf Artefakte des Messverfahrens. Für soziökonomischen Status wurde partielle Messinvarianz erzielt. Die Modellpassungen des Modells metrischer Messinvarianz und des Modells skalarer Messinvarianz unterschieden sich signifikant voneinander ($\Delta\chi^2_{\text{skalar-metrisch}} = 24.360, p < 0.01$). Genauere Analysen zeigten, dass drei Intercepts über die Gruppen hinweg variierten. Die Freigabe dieser Parameter führte zu einer Modellpassung, die sich nicht signifikant vom metrischen Messinvarianzmodell unterschied. Daher kann nach der Anpassung der Parameterrestriktionen von Messinvarianz für soziale Schichtzugehörigkeit ausgegangen werden.

Es zeigten sich sowohl auf der Seminargruppen-Dimension ($M_{\text{männlich}} = 3.53, M_{\text{weiblich}} = 3.23, F = 11.83, p < 0.01, d = 0.40$) als auch auf der Peer-Dimension ($M_{\text{männlich}} = 3.27, M_{\text{weiblich}} = 3.49, F = 5.58, p = 0.02, d = 0.28$) von S-ART signifikante Gruppenunterschiede mit mittleren Effektstärken. Die in *Hypothese 2b*) aufgestellte Annahme, dass Männer mehr akademische Risikobereitschaft zeigen, wurde nur für die Seminargruppen-Dimension bestätigt. Auf der Peer-Dimension zeigten männliche Studierende weniger akademischer Risikobereitschaft als weibliche Studierende. Die in *Hypothese 2c*) aufgestellte Annahme, dass Studierende aus hohen Sozialschichten mehr S-ART zeigen als Studierende aus niedrigen Sozialschichten, wurde weder für die Seminargruppen-Dimension ($M_{\text{niedrige Sozialschicht}} = 3.26, M_{\text{hohe Sozialschicht}} = 3.33, F = 0.74, p = 0.40, d = 0.09$) noch für die Peer-Dimension ($M_{\text{niedrige Sozialschicht}} = 3.39, M_{\text{hohe Sozialschicht}} = 3.45, F = 0.51, p = 0.48, d = 0.07$) bestätigt. In Stichprobe 2 zeigten also Studierende aus hohen und niedrigen Sozialschichten ein ähnliches Ausmaß akademischer Risikobereitschaft. Somit konnten keine Belege für *Hypothese 2c*) gefunden werden.

Hypothese 2d) rückte die Frage nach indirekten Effekten von Geschlecht beziehungsweise sozialer Schichtzugehörigkeit via akademischer Risikobereitschaft auf den Lernerfolg in den Fokus. Im Rahmen eines Strukturgleichungsmodells wurde ein kleiner indirekter Effekt zwischen Geschlecht, der Seminargruppen-Dimension von S-ART und dem seminarspezifischen Lernerfolg gefunden ($\beta = -0.04$, $p = 0.02$). Männliche Studierende zeigten vor der gesamten Seminargruppe mehr akademische Risikobereitschaft, was sich positiv in deren Lernerfolg bemerkbar machte. *Hypothese 2e*) fokussierte mögliche Moderationseffekte von Geschlecht beziehungsweise Sozialschichtzugehörigkeit auf den Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft und Lernerfolg. Sowohl das Geschlecht ($\beta = 0.10$, $p < 0.01$) als auch die Sozialschichtzugehörigkeit ($\beta = 0.10$, $p = 0.02$) moderierten den Zusammenhang zwischen der Peer-Dimension von S-ART und seminarspezifischem Lernerfolg signifikant. Diese Ergebnisse sind in Abbildung 4 dargestellt und bedeuten, dass weibliche Studierende und Studierende hoher Sozialschicht mehr von akademischer Risikobereitschaft vor Peers profitierten.

Abbildung 4

Moderationseffekte von Geschlecht und SES auf den Zusammenhang zwischen S-ART und Lernerfolg.



Anmerkungen. Vereinfachter Modellausschnitt; G-ART: Generelle akademische Risikobereitschaft, S-ART: Spezifische akademische Risikobereitschaft; SES: Soziale Schichtzugehörigkeit; Signifikante Pfade fettgedruckt.

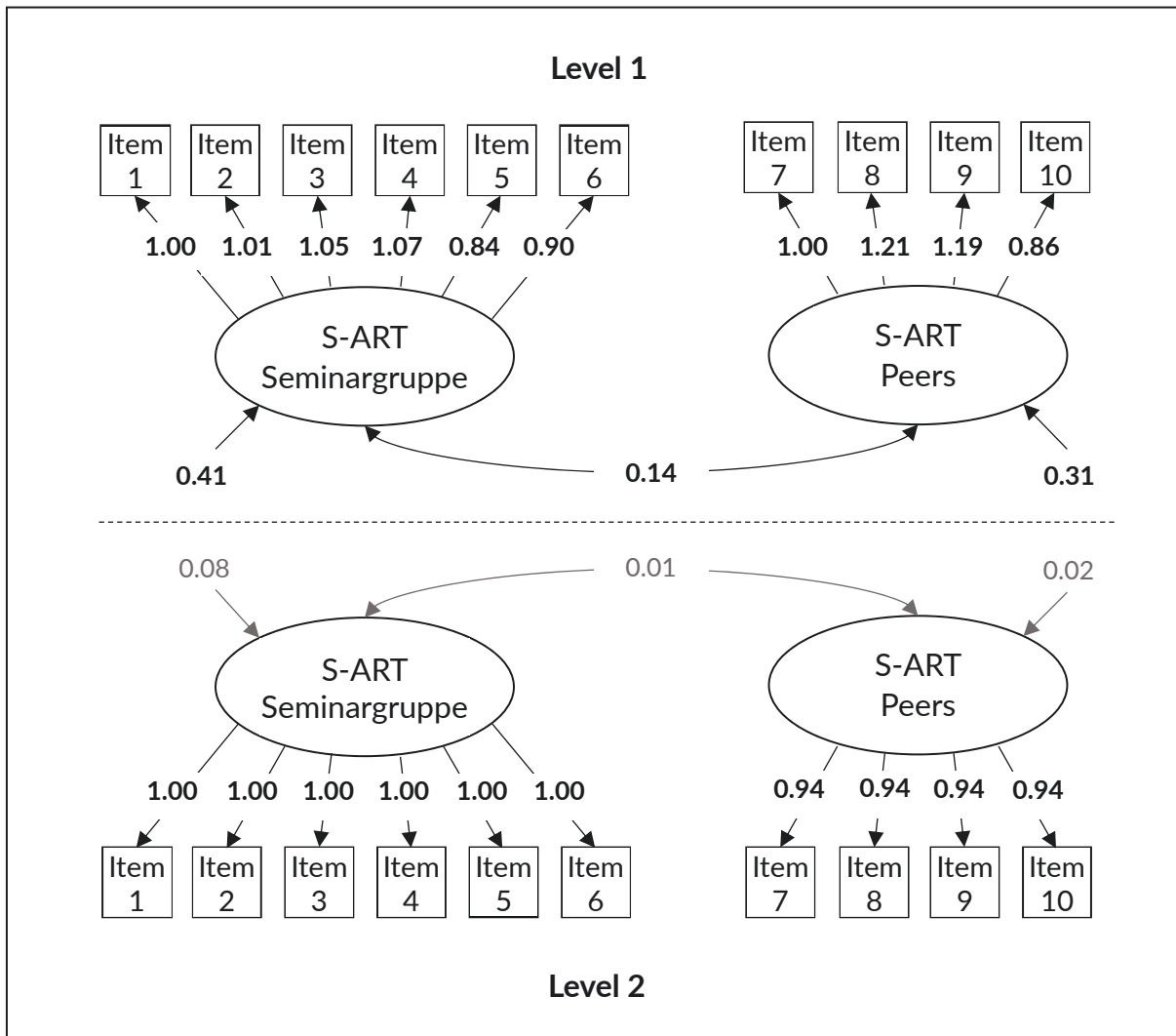
Forschungsfokus 3: Situative Prädiktoren für die akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Im Rahmen des vierten Beitrags wurde anhand einer genesteten Stichprobe untersucht, ob sich die akademische Risikobereitschaft Studierender zwischen den Seminaren unterscheidet und ob sich diese Unterschiede durch die Lehrqualität erklären lassen. Es wurden sowohl für die Seminargruppen-Dimension ($F(37, 341) = 2.758, p < 0.01$) als auch für die Peer-Dimension ($F(37, 341) = 1.823, p < 0.01$) von S-ART signifikante Unterschiede in der akademischen Risikobereitschaft der Studierenden zwischen den Seminaren gefunden. Im Baselinemodell zur Schätzung der Varianzanteile, die auf Level 1 (Studierende) beziehungsweise Level 2 (Seminare) entfallen, wurden die beiden Dimensionen von S-ART als latente Faktoren auf Level 1 und Level 2 spezifiziert. Das Modell ist in Abbildung 5 dargestellt und zeigte sehr gute Modellfitwerte ($N = 369, K = 38, df = 84, \chi^2 = 92.239, p = 0.25, RMSEA = 0.016, TLI = 0.987, CFI = 0.988$). Mit Blick auf die Varianzverteilung zeigte sich für die Seminargruppen-Dimension eine Intraklassenkorrelation von 16.3% und für die Peer-Dimension eine Intraklassenkorrelation von 11.0%. Das bedeutet, dass 16.3% beziehungsweise 11.0% der Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft zwischen den Studierenden ausschließlich darauf zurückzuführen waren, dass sie unterschiedliche Seminare besuchten, was *Hypothese 3a*) stützt, die von substantziellen Unterschieden in akademischer Risikobereitschaft zwischen den Seminaren ausging.

Bei Hinzufügen der Dimensionen von Lehrqualität auf Level 2 ($N = 343, K = 36, df = 148, \chi^2 = 167.011, p = 0.14, RMSEA = 0.021, TLI = 0.979, CFI = 0.981$), zeigte sich, dass Studierende vor der Seminargruppe weniger akademische Risiken eingingen, wenn das Seminar von einem hohen Maß an Struktur ($\beta = -0.35, p = 0.10$) sowie von hoher Reproduktionsorientierung ($\beta = -0.41, p = 0.04$) geprägt war. Darüber hinaus zeigten Studierende mehr akademische Risikobereitschaft auf der Peer-Dimension, wenn das Seminar durch einen hohen Performanzdruck ($\beta = 0.48, p = 0.08$) gekennzeichnet war. Sobald die Zielorientierungen der Studierenden auf Level 1 zum Modell hinzugefügt wurden ($N = 343, K = 36, df = 172, \chi^2 = 193.871, p = 0.12, RMSEA = 0.019, TLI = 0.968, CFI = 0.972$), sagen Struktur und Performanzdruck die akademische Risikobereitschaft der Studierenden nicht mehr signifikant vorher; der Koeffizient für Reproduktionsorientierung blieb hingegen stabil ($\beta = -0.45, p = 0.02$).

Abbildung 5

Zweiebenen Baseline-Modell akademischer Risikobereitschaft.



Anmerkungen. G-ART: Generelle akademische Risikobereitschaft, S-ART: Spezifische akademische Risikobereitschaft; Aus Platzgründen sind die Residuen der manifesten Indikatoren nicht abgebildet; Signifikante Pfade fettgedruckt.

8 Gesamtdiskussion und Ausblick

8.1 Interpretation der Forschungsbefunde

Im Zuge dieser Dissertation wurden vier Beiträge verfasst, welche die Bedingungen untersuchten, unter denen Studierende dazu bereit sind, Unsicherheit in Kauf zu nehmen, um neue beziehungsweise weiterführende Denkansätze zu erproben, selbst wenn dies das Risiko von Fehlern mit sich bringt. Die Arbeit ermöglicht es, ein tieferes Verständnis für die Dynamik im Umgang mit Unsicherheit, der Akzeptanz von Fehlern und der akademischen Risikobereitschaft von Studierenden zu gewinnen sowie relevante individuelle und situative Faktoren zu identifizieren, die diese Bereitschaft beeinflussen.

Forschungsfokus 1: Entwicklung eines Selbstauskunft-Fragebogens zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft bei Studierenden

Zunächst wurde der Mangel an verfügbaren Instrumenten zur Erfassung akademischer Risikobereitschaft adressiert und ein zweidimensionales Fragebogeninstrument entwickelt, das die generelle akademische Risikobereitschaft (G-ART) sowie die seminarspezifische akademische Risikobereitschaft (S-ART) unterscheidet und für den universitären Kontext geeignet ist. Bei der Entwicklung des Fragebogens wurde die komplexe Definition des Konstrukts der akademischen Risikobereitschaft in seiner internen Struktur berücksichtigt. Insbesondere wurde das Merkmal der Unsicherheit und die Möglichkeit, Fehler zu machen, wie es in der theoretischen Literatur betont wird (Beghetto, 2009; Clifford, 1991), in allen einzelnen Items berücksichtigt. Darüber hinaus spiegelt sich in der Seminargruppen-Dimension beziehungsweise der Peer-Dimension die Annahme wider, dass Studierende Risiken je nach dem Umfeld und den anwesenden Personen unterschiedlich wahrnehmen und ihr Verhalten dementsprechend anpassen (Lund Dean & Jolly, 2012; Rohrman, 2005). Die postulierte Dozierenden-Dimension zeigte eine unzureichende interne Konsistenz und kein eindeutiges unidimensionales Ladungsmuster. Die Formulierung der Items dieser Dimension erfolgte mit einem Fokus auf Prüfungsleistungen wie Hausarbeiten oder Präsentationen, da diese Gelegenheiten für persönliche Gespräche mit den Dozierenden bieten. Jedoch werden solche

Prüfungsleistungen nicht in allen Seminaren gefordert. Dies könnte zu einem inkonsistenten Antwortverhalten der Studierenden und einer daraus resultierenden besonders hohen Fehlervariabilität in den Items führen, was die mangelnde Reliabilität der Dimension erklären würde. Die nun zweidimensionale Struktur wurde anhand beider Stichproben bestätigt. Die Unterscheidung zwischen der allgemeinen und der seminar-spezifischen akademischen Risikobereitschaft berücksichtigt die Annahme, dass akademische Risikobereitschaft sowohl eine State- als auch eine Trait-Komponente besitzt (Fredricks et al., 2004). Hinweise auf die Validität des Instruments wurden insbesondere durch Zusammenhänge mit der Zielorientierung und dem Lernerfolg der Studierenden bestätigt. Besonders hervorzuheben sind die signifikanten negativen Zusammenhänge zwischen der akademischen Risikobereitschaft und der Vermeidungs-Leistungszielorientierung, die wiederholt gefunden wurden. Diese Zusammenhänge sind aus theoretischer Perspektive besonders relevant, da der akademischen Risikobereitschaft die Möglichkeit, Fehler zu machen, per Definition inhärent ist. Studierende mit Vermeidungs-Leistungszielorientierung neigen hingegen dazu, ihre Unzulänglichkeiten vor anderen verbergen zu wollen. Daher ist anzunehmen, dass diese Studierenden weniger akademische Risikobereitschaft zeigen. Insgesamt liegt nun ein vielversprechendes Fragebogeninstrument vor, das die Erfassung der akademischen Risikobereitschaft von Studierenden in unterschiedlichen Kontexten ermöglicht und eine wichtige Grundlage für die Untersuchung und Identifizierung individueller und kontextueller Prädiktoren von akademischer Risikobereitschaft bildet.

Forschungsfokus 2: Individuelle Prädiktoren für die Ausprägung und die Lernförderlichkeit akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Im Zuge des vierten Beitrags wurde festgestellt, dass etwa 85-90% der interindividuellen Varianz akademischer Risikobereitschaft auf Level 1, das heißt auf individuelle Charakteristika der Studierenden entfällt. Dies deutet darauf hin, dass die Unterschiede in der akademischen Risikobereitschaft vor allem durch persönliche Eigenschaften und Merkmale der Studierenden erklärt werden können. Zur Erklärung individueller Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft zwischen den Studierenden wurde unter anderem das theoretische Rahmenwerk der Theorie geplanten Verhaltens (Ajzen & Fishbein, 1975) herangezogen. Dieses postuliert, dass positive Überzeugungen mit

einer erhöhten Bereitschaft für Verhalten einhergehen, in dem das Objekt der Überzeugung relevant wird. Angesichts der in der Konzeptualisierung von akademischer Risikobereitschaft betonten Möglichkeit, Fehler zu machen, wurde vermutet, dass die Fehler-Überzeugungen der Studierenden deren generelle akademische Risikobereitschaft vorhersagen. Die Ergebnisse des zweiten Beitrags zeigten, dass Studierende, die nach Fehlern weniger negative Emotionen antizipierten, signifikant mehr akademische Risikobereitschaft auf der Seminargruppen-Dimension zeigten. Die kognitive Dimension sagte die akademische Risikobereitschaft dagegen nicht vorher. Diese Ergebnisse stehen im Einklang mit der Risks-As-Feelings Hypothesis (Loewenstein et al., 2001) sowie mit Ellis (2015) Annahme, dass die Antizipation negativen Affekts eine Barriere für akademische Risikobereitschaft darstellt. Gleichzeitig dienen sie als erste Erklärung dafür, warum Studierende trotz ihres Wissens über die Nützlichkeit von Fehlern (Ravert & Schneller, 2019) nur zögerlich akademische Risiken eingehen (Teagarden et al., 2018): Es scheint, dass das rationale Verständnis für die Vorteile von Fehlern allein nicht ausreicht, um die akademische Risikobereitschaft der Studierenden zu steigern und die Entscheidung, akademische Risiken einzugehen, nicht ausschließlich auf Überlegungen hinsichtlich optimalen Lernens basiert. Vielmehr könnten die Sorge, Fehler zu machen und negativen Affekt zu erleben, für Studierende ein Hindernis darstellen, akademische Risiken einzugehen. Entgegen der aufgestellten Hypothese zeigten Studierende, die Fehlern behavioral zugeneigt waren, auf der Seminargruppen-Dimension weniger akademische Risikobereitschaft. Studierende mit dieser Überzeugungshaltung verfolgen möglicherweise das Ziel, Fehler von vornherein zu vermeiden, um den damit verbundenen Arbeitsaufwand zu minimieren. Für die Peer-Dimension akademischer Risikobereitschaft wurden keine Zusammenhänge mit den Fehler-Überzeugungen der Studierenden festgestellt. Diese Befunde lassen darauf schließen, dass Fehler in informellen Kontexten, in denen Studierende in erster Linie aufgrund von Sympathien und gemeinsamen Interessen zusammenkommen, möglicherweise nicht als bedeutende Bedrohung wahrgenommen werden, weshalb kein prädiktiver Einfluss der Fehler-Überzeugungen auf die akademische Risikobereitschaft der Studierenden feststellbar war. Fehler-Überzeugungen scheinen daher bei der Entscheidung, akademische Risiken einzugehen, in diesen Situationen keine bedeutende Rolle zu spielen.

Während der positive Effekt akademischer Risikobereitschaft auf den Lernerfolg bisher vor allem theoretisch argumentiert wurde (Krochmal & Roth, 2017), liegen mit dieser

Dissertation nun auch korrelative und interferenzstatistische Belege für diesen Zusammenhang vor. Beide Dimensionen von akademischer Risikobereitschaft sagten den seminarspezifischen Lernerfolg positiv vorher. Gleichwohl ist anzumerken, dass die Art und Stärke dieses Zusammenhangs nicht für alle Gruppen identisch waren. Zunächst wurde festgestellt, dass sich männliche und weibliche Studierende hinsichtlich ihrer akademischen Risikobereitschaft signifikant unterschieden, allerdings ohne einheitliches Muster. Anderson & Williams (2001) bezeichnen Geschlechtsidentitäten als fluid und abhängig vom sozialen Kontext, was die beobachteten Effekte erklären könnte. Auf der Seminargruppen-Dimension zeigten Männer mehr akademische Risikobereitschaft, was mit früheren Forschungsergebnissen (Aguillon et al., 2020; Eddy et al., 2014) konsistent ist. Das Gegenteil war für die Peer-Dimension der Fall, was im Einklang mit den Befunden aus dem zweiten Beitrag erneut darauf hindeutet könnte, dass Studierende beiderlei Geschlechts solche Situationen, in denen ausschließlich ausgewählte Mitstudierende anwesend sind, als besonders sicher empfinden und weniger Notwendigkeit sehen, den Erwartungen gängiger Geschlechterrollen zu entsprechen. Das heißt, dass Männer möglicherweise eher bereit sind, sich zurückhalten, während Frauen dagegen das Gefühl haben könnten, sich einbringen zu dürfen. Mit Blick auf die Ausgangsfrage interindividueller Unterschiede akademischer Risikobereitschaft im Zusammenhang mit Lernerfolg zeigte sich, dass die Unterschiede in akademischer Risikobereitschaft auf der Seminargruppen-Dimension zugunsten von Männern für diese indirekt zu einem höheren Lernerfolg beitrugen. Dagegen wurde dieser Effekt für die Peer-Dimension nicht festgestellt. Das bedeutet, dass Frauen zwar mehr akademische Risikobereitschaft vor Peers zeigten als Männer. Dies führte jedoch nicht zu einem höheren Lernerfolg für sie. Mit Blick auf den Lernerfolg kann somit der Vorteil der Männer, die mehr akademische Risikobereitschaft vor der Seminargruppe zeigen und dadurch mehr Lernerfolg verzeichnen, nicht durch die von Frauen präferierte Art, akademische Risiken vor Mitstudierenden einzugehen, kompensiert werden. Gleichzeitig schienen Frauen die Gelegenheiten, aus Fehlern zu lernen, besser zu nutzen als Männer. Dies legt der gefundene Moderationseffekt nahe, welcher auf einen stärkeren Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft auf der Peer-Dimension und dem Lernerfolg für weibliche Studierende hindeutete. Die Fähigkeit zur Selbstregulation nach Fehlern ist mit dem Lernerfolg assoziiert (Cillarege et al., 2003; Reindl et al., 2020) und Frauen sind

tendenziell besser darin, mit negativem Affekt umzugehen (Renk & Creasey, 2003), was dieses Ergebnis erklären könnte.

Der erwartete Unterschied in akademischer Risikobereitschaft zwischen Studierenden unterschiedlicher Sozialschicht wurde nicht beobachtet. Dies legt die Vermutung nahe, dass eine Selbstselektion vor oder während des Übergangs in den Hochschulbereich stattfindet, die dazu führt, dass sich Studierende aus hohen und niedrigen Sozialschichten in ihren Merkmalen ähneln. Eine Studie von Obermeier & Schneider (2015) zeigte, dass Schülerinnen und Schüler aus niedrigen sozialen Schichten eher die Absicht hatten, ein Studium aufzunehmen, wenn sie risikobereiter waren. Im Gegensatz dazu war die Risikobereitschaft beziehungsweise Risikoaversion für Schülerinnen und Schüler aus hohen sozialen Schichten kein ausschlaggebender Faktor bei ihren Bildungsentscheidungen. Möglicherweise führt dieser Umstand dazu, dass sich Studierende aus niedrigen und hohen sozialen Schichten in ihrer akademischen Risikobereitschaft ähneln, obwohl sich ihr kulturelles Kapital generell voneinander unterscheidet. Die ähnliche Ausprägung in akademischer Risikobereitschaft scheint sich jedoch nicht in Chancengleichheit in allen Bereichen zu manifestieren. Studierende aus hohen Sozialschichten profitierten mit Blick auf den Lernerfolg mehr von akademischer Risikobereitschaft auf der Peer-Dimension als Studierende niedriger Sozialschichten. Sie waren also besser in der Lage, Fehler zu nutzen, die aus diesen Situationen akademischer Risikobereitschaft resultierten. Lubienski (2000) zeigte im Rahmen seiner Forschung, dass Schülerinnen und Schüler hoher Sozialschichten mehr von Diskussionen profitierten, da diese sich eher auf das zugrundeliegende Prinzip konzentrieren, während Schülerinnen und Schüler niedriger Sozialschichten tendenziell von sich widersprechenden Informationen frustriert waren. Darüber hinaus erleben Studierende niedriger Sozialschichten ungleich häufiger das Imposter-Syndrom, also das Gefühl, ungeachtet ihrer Erfolge und Fähigkeiten, nicht für die höhere Bildung geeignet, fehl am Platz zu sein und bald entlarvt zu werden (Nori et al., 2020). Dies kann insbesondere nach Fehlern mit einer besonders hohen emotionalen Belastung einhergehen, die die konstruktive Arbeit am Fehler erschweren kann.

Forschungsfokus 3: Situative Prädiktoren für die akademische Risikobereitschaft von Studierenden

Im Rahmen der Dissertation wurden empirische Hinweise für die Annahme gefunden, dass die Ausprägung der seminarspezifischen akademischen Risikobereitschaft mitunter von den Merkmalen des Seminars abhängt. Hierfür spricht zunächst der im ersten Beitrag gefundene signifikante Korrelationskoeffizient zwischen akademischer Risikobereitschaft der Studierenden und der subjektiven Seminarbewertung, die als Proxy für Lehrqualität herangezogen wurde. Deutlicher zeigt sich die Evidenz für diese Annahme in der im vierten Beitrag gefundenen Intraklassenkorrelation, die aussagt, dass etwa 10-15% der interindividuellen Varianz akademischer Risikobereitschaft auf Level 2, das heißt auf situative Faktoren entfällt. Das bedeutet, dass etwa 10-15% der Unterschiede in S-ART zwischen den Studierenden darauf zurückzuführen sind, dass sie unterschiedliche Seminare besuchten und nicht etwa unterschiedliche Charaktereigenschaften aufwiesen. Konkret wurde im vierten Beitrag festgestellt, dass ein hoher Grad der Strukturiertheit innerhalb eines Seminars mit weniger akademischer Risikobereitschaft einherging, was mit bisherigen Erkenntnissen im Einklang steht (Dachner et al., 2017; Üztemur, 2020). Gleichwohl ist bemerkenswert, dass mit Blick auf das generelle Engagement innerhalb von Seminaren bisher vor allem positive Zusammenhänge mit Strukturiertheit gefunden wurden (Lietaert et al., 2015; Wang & Eccles, 2013). Möglicherweise führt mehr Struktur zu mehr Beteiligung, solange die Studierenden nicht unter Unsicherheit handeln; sich bei der Korrektheit ihres Beitrags also verhältnismäßig sicher sind. Sobald jedoch Unsicherheit auftritt und die Möglichkeit, Fehler zu machen, die anschließend aufgearbeitet werden müssen, könnten Studierende in hoch strukturierten Seminaren das Gefühl haben, den zeitlichen und organisatorischen Ablauf zu stören, wenn sie akademische Risiken eingehen. Darüber hinaus wurde beobachtet, dass ein hoher Performanzdruck mit mehr akademischer Risikobereitschaft auf der Peer-Dimension einherging. Auch vorangegangene Forschung von Dachner et al. (2017) sowie Lee et al. (2021) verweist auf den Zusammenhang zwischen Peersupport und hohem Performanzdruck. Um die hohen Erwartungen zu erfüllen, scheinen Studierende also in Situationen, in denen sie sich unsicher sind, ihre Peers als Ressource zu nutzen, um gemeinsam neues Wissen zu generieren. Zuletzt wurde ein negativer Zusammenhang zwischen akademischer Risikobereitschaft auf der Seminargruppen-Dimension und

Reproduktionsorientierung festgestellt, der auch nach Kontrolle der Zielorientierungen der Studierenden robust blieb. Byrnes & Miller (1997) betrachten akademische Risikobereitschaft nicht nur als Verhalten, sondern auch als Lernstrategie, welche nach Modellen des selbstregulierten Lernens entsprechend der individuellen Zielvorstellungen und unter Berücksichtigung situativer Anforderungen gewählt wird (Perels et al., 2020; Schmitz & Wiese, 2006). Während akademische Risikobereitschaft für das Erlangen eines tiefen inhaltlichen Verständnisses nützlich sein kann, ist dies nicht notwendigerweise für die Memorisation und Reproduktion von Wissensbeständen der Fall und es ist möglich, dass die Studierenden in solchen Seminaren eher zu Oberflächenstrategien, wie der Wiederholung von Lerninhalten, tendieren.

8.2 Limitationen und Forschungsimplicationen

Während diese Dissertation einen Beitrag dazu leistet, akademische Risikobereitschaft umfassend zu messen und die individuellen und kontextuellen Wirkmechanismen auf akademische Risikobereitschaft im Hochschulkontext besser zu verstehen, bestehen einige Limitationen, die kritisch gewürdigt werden sollten und aus denen sich zeitgleich neue Ansätze für zukünftige Forschung ergeben.

Die getrennte Betrachtung von individuellen Markern von Ungleichheit wie Geschlecht und sozialer Schichtzugehörigkeit lässt erste Antworten auf die Frage nach möglichen strukturellen Disparitäten in akademischer Risikobereitschaft zu. Dieses Vorgehen lässt jedoch die Frage nach potenzieller Intersektionalität offen, denn es ist denkbar, dass sich Geschlecht und soziale Schichtzugehörigkeit auf komplexe Weise gegenseitig beeinflussen. Einerseits ist es möglich, dass sich die von den Studierenden verinnerlichten Geschlechtnormen systematisch zwischen den Sozialschichten unterscheiden. Schroeder et al. (2019) zeigten beispielsweise, dass Studierende aus hohen Sozialschichten eher zu egalitären Geschlechtnormen neigten und Studierende aus niedrigen Sozialschichten eher zu traditionellen Geschlechtnormen. Andererseits ist es denkbar, dass weitere im Rahmen dieser Dissertation unbeobachtete Indikatoren sozialer Gruppenzugehörigkeiten, wie Alter oder Migrationsstatus, sowie im Folgeschluss die Zusammensetzung der Studierenden innerhalb des Seminars eine Rolle bei der Ausprägung

akademischer Risikobereitschaft sowie beim Umgang mit daraus resultierenden Fehlern eine Rolle spielen könnten (Tison et al., 2011; Zander et al., 2014).

Hinsichtlich kontextueller Prädiktoren entfielen etwa 10-15% der Varianz auf Level 2, das heißt auf die Ebene der Lehrveranstaltung. Die Analysen zur Lehrqualität konnten allerdings mit einem signifikanten Prädiktor im finalen Modell nur einen geringen Teil dieser Varianz aufklären. Hierfür kommen unterschiedliche Erklärungen infrage. Auf methodologischer Ebene ist denkbar, dass die Stichprobengröße von 38 Seminaren gerade groß genug ist, um große Effekte zu identifizieren. Darüber hinaus wurde die Lehrqualität ausschließlich von den Dozierenden eingeschätzt. Möglicherweise kämen die Studierenden zu einer abweichenden Einschätzung mit der Konsequenz, dass im aktuellen Modell die Lehrqualität nur eingeschränkt prädiktiv für die akademische Risikobereitschaft der Studierenden ist. Auf inhaltlicher Ebene könnten neben den vom SSCO-Modell abgedeckten Dimensionen von Lehrqualität weitere kontextuelle Faktoren eine Rolle spielen, wenn sich Studierende entscheiden, akademische Risiken einzugehen. Beispielsweise ist die Reaktion von Lehrenden auf Fehler nicht konkret vom SSCO-Modell berücksichtigt. Frühere Studien zeigen jedoch, dass Studierende weniger akademische Risiken eingingen, wenn Sie sich darum sorgten, von Dozierenden negatives Feedback zu erhalten (Çetin et al., 2014; Üztemur, 2020). Darüber hinaus könnte es eine Rolle spielen, ob das Seminar für Studierende benotet ist. Studierende neigen bei Benotung eher dazu, sich an konventionelle Lösungswege beziehungsweise die Vorgaben der Dozierenden zu halten, um eine möglichst gute Note zu erzielen (Teagarden et al., 2018). Andererseits argumentieren Clark & Soutter (2023) gegenteilig, dass mündliche Benotungen die akademische Risikobereitschaft auch steigern könnten. Für zukünftige Forschung könnte daher eine zusätzliche, ins SSCO-Modell integrierte Unterstützungskomponente nützlich sein, die abdeckt, welche Art von Feedback von den Dozierenden gegeben wird (summativ vs. formativ), auf welche Leistungen Feedback gegeben wird (mündliche Leistungen vs. schriftliche Leistungen) und wie häufig Feedback gegeben wird (bei Bedarf vs. nach festem Schema). Vor diesen Hintergründen wäre eine erneute, umfassendere Betrachtung der Zusammenhänge, beispielsweise im Rahmen von Large-Scale-Assessments, wünschenswert.

Zuletzt ist hinsichtlich des seminarspezifischen Lernerfolgs der Studierenden anzumerken, dass dieser über die subjektive Wahrnehmung der Studierenden operationalisiert

wurde. Während solche Selbsteinschätzungen einerseits wertvolle Einblicke in das Erleben der Studierenden bieten, besteht ein entscheidender Nachteil dieses Vorgehens darin, dass Studierende Lernerfolg unter Umständen unterschiedlich definieren. Während für manche Studierende in diesem Kontext Noten besondere Relevanz besitzen, definieren andere Studierende Lernerfolg möglicherweise über ein tiefgreifendes Verständnis der Inhalte. Eine Überprüfung der Zusammenhänge unter Verwendung standardisierter Testverfahren zur objektiven Erfassung des Lernerfolgs wäre zielführend und stellt eine potenzielle Forschungsrichtung dar, um die vorliegenden Befunde zu ergänzen und zu validieren.

8.3 Implikationen für die Praxis

Während individuelle Faktoren bei der Entscheidung, akademische Risikobereitschaft zu zeigen, eine dominierende Rolle spielen, sollte die Rolle der kontextuellen Einflüsse nicht unterschätzt werden. Die Ergebnisse der vorliegenden Dissertation legen nahe, dass die aktive Partizipation einschließlich des Eingehens akademischer Risiken durch die Gestaltung des Lehrkontexts formbar ist (siehe auch Fredricks et al., 2016, 2019; Leach, 2016; Quin et al., 2017) und unterstützen die Annahme, dass akademische Risikobereitschaft auch als eine Lernstrategie verstanden werden kann (Miller & Byrnes, 1997), die die Studierenden in fordernden Situationen anwenden können. Dieses Erkenntnis ist vor allem für die Konzeption von Veranstaltungen relevant, die später im Studium angesiedelt sind. Denn die akademische Risikobereitschaft und das Lernen aus Fehlern sind insbesondere angemessen, sobald die Studierenden den Novizenstatus überschritten haben und tendenziell stärker von komplexen Aufgabentypen profitieren (Kalyuga et al., 2001; Wong & Lim, 2019). Basierend auf den Erkenntnissen der vorliegenden Dissertation werden vier Handlungsvorschläge formuliert, um akademische Risikobereitschaft in universitären Seminaren zu fördern.

Dozierende sollten Lernziele formulieren, die höhere kognitive Verarbeitungsprozesse ansprechen und die Lehre danach ausrichten.

Für das Lernverhalten der Studierenden sind Lernziele von maßgeblicher Bedeutung. Dabei ist nicht nur wichtig, welche Ziele die Studierenden selbst verfolgen (Middleton & Midgley, 1997), sondern auch diejenigen, die von den Dozierenden für ihr Seminar festgelegt werden. Letztere bilden die Grundlage für die qualitative Ausrichtung der Lehre und die Gestaltung von Lehr- und Lernaktivitäten im Seminar (Daumiller et al., 2019; Götz, 2016). Die Ergebnisse dieser Dissertation zeigen, dass eine ausgeprägte Reproduktionsorientierung ein eher hindernder Faktor für akademische Risikobereitschaft ist. Folglich sollten Dozierende, die das Potenzial ihrer Studierenden zur akademischen Risikobereitschaft entwickeln möchten, zunächst besonders darauf achten, Lernziele zu formulieren, die eine tiefgreifende kognitive Verarbeitung erfordern. Diese Ziele sollten über das schlichte Erfassen und Wiedergeben von Informationen hinausgehen und stattdessen darauf abzielen, komplexe Denkprozesse zu fördern, indem sie die Studierenden dazu ermutigen, Probleme eigenständig zu lösen und Wissen zu generieren (Adams, 2015). Lehr- und Lernaktivitäten sollten dementsprechend gemäß diesen Lernzielen ausgerichtet und geplant werden. Ein gewisser Grad an Unsicherheit und Verwirrung bei den Studierenden ist hierbei nicht grundsätzlich als nachteilig zu betrachten (siehe auch „zone of optimal confusion“ bei Graesser, 2011), da Verwirrung als Hinweisreiz zur Strategieanpassung dienen kann (Lodge et al., 2018) und somit der akademischen Risikobereitschaft und dem Lernerfolg durchaus zuträglich sein könnte. Da auch ein hoher Grad an Strukturiertheit negativ mit der akademischen Risikobereitschaft assoziiert war (siehe auch Dachner et al., 2017; Üztemur, 2020), sollte bewusst Raum für freies Denken und die Erkundung von Themen, gegebenenfalls auch jenseits des vorgegebenen Lehrplans, geschaffen werden. Die *Harkness-Methode*⁴, die in den 1930er-Jahren von Edward Harkness an der Phillips Exeter Academy entwickelt wurde, bietet hierfür ein anschauliches Beispiel (Lancaster, 2020). Die Methode greift die Idee der Fehlererlaubnis (für ein Review siehe auch Wong & Lim, 2019) auf und stellt gleichberechtigte, studierendenzentrierte Diskussionen und Kollaboration in den Mittelpunkt. Die Studierenden sitzen gemeinsam mit der Dozentin beziehungsweise dem

⁴ Edward Harkness selbst hat seine Methode nie formal veröffentlicht. Ein Leitfaden für die Harkness-Methode „The concise EHI Experience Guide to Harkness“ wurde erst 2020 von Jonathan Lancaster verfasst. Dieser wurde von der Phillips Exeter Academy genehmigt, wird regelmäßig aktualisiert und ist online verfügbar.

Dozenten in einem runden Tischarrangement und führen selbstständig Diskussionen, wobei die Dozierenden lediglich die Mediation übernehmen, um Fragen zu klären oder die Diskussion zu lenken. Ziel ist es, kritisches Denken, Problemlösefähigkeiten, den Umgang mit Rückschlägen sowie ein tieferes Verständnis der Lerninhalte zu fördern (Courchesne, 2005). Die Harkness-Methode wurde bereits in schulischen Kontexten zur Förderung der akademischen Risikobereitschaft diskutiert und implementiert (Clark & Soutter, 2022). Aus qualitativen Interviews ging hervor, dass sowohl Schülerinnen und Schüler als auch Lehrkräfte den Ansatz als förderlich für die vertiefte Auseinandersetzung mit Inhalten und unterschiedlichen Lösungswegen sowie für akademische Risikobereitschaft empfanden (Soutter & Clark, 2023).

Dozierende sollten Leistung von den Studierenden einfordern.

Die Ergebnisse dieser Dissertation zeigen, dass Studierende, die Seminare mit hohen Performanzerwartungen besuchen, auf der Peer-Dimension mehr akademische Risikobereitschaft zeigen (siehe auch Dachner et al., 2017; Lee et al., 2021). Das Schaffen einer Umgebung, in der Studierende akademische Risikobereitschaft als Lernstrategie und ihre Mitstudierenden als zusätzliche Ressource nutzen, ist wünschenswert. Ein vielversprechender Ansatz zur Förderung der akademischen Risikobereitschaft besteht dementsprechend darin, klare und hohe Leistungserwartungen gemäß den formulierten Lernzielen zu definieren und transparent zu kommunizieren. Zusätzlich sollten die formulierten Lernziele in geeignetem Umfang überprüft werden. Dazu gehört auch, bei Bedarf, das heißt bei Fehlern, negatives Feedback zu geben. Clark & Soutter (2023) sowie Cornwall (2018) schlagen in diesem Zusammenhang beispielsweise den gezielten Einsatz formativer, das heißt unbenoteter, Assessments während des Lernprozesses vor. Da Studierende mehr von Feedback mit höherem Komplexitätsgrad profitieren (Kuklick et al., 2023) sollte dieses möglichst elaboriert sein und klare Instruktionen für Verbesserung geben (Hill et al., 2021). Dieser Ansatz bietet den Studierenden konkrete und regelmäßige Gelegenheiten, gefahrlos akademische Risiken einzugehen. Gleichzeitig werden durch das zur Verfügung gestellte Prozessfeedback die Codierung von Fehlern, die während akademischer Risiken im Seminar entstehen, und der spätere Abruf der korrekten Lösung unterstützt (Kuklick et al., 2023; Zhang & Fiorella, 2023).

Dozierende sollten ein Seminarklima schaffen, das psychologische Sicherheit fördert und Fehler als Teil des Lernprozesses würdigt.

Akademische Risiken einzugehen und die Möglichkeit in Kauf zu nehmen, vor anderen Fehler zu machen, bedeutet immer auch einen gewissen Grad an Vulnerabilität zu akzeptieren. Die Ergebnisse dieser Dissertation legen nahe, dass der antizipierte Affekt nach Fehlern eine besonders große Rolle bei der Frage spielt, ob akademische Risiken eingegangen werden (Loewenstein et al., 2001). Auch Forschung von Çetin et al. (2014) sowie Kreuzmann et al. (2014) zeigte, dass sich die Angst vor Fehlern negativ auf die Anstrengungsbereitschaft und die akademische Risikobereitschaft der Studierenden auswirkte. Negativer Affekt sollte demnach möglichst minimiert beziehungsweise aufgefangen werden, was nach Lee (2020) durch das Schaffen einer Umgebung von psychologischer Sicherheit möglich ist, die positiv mit der akademischen Risikobereitschaft von Studierenden zusammenhing (Gezer, 2023). In einer Umgebung, die von psychologischer Sicherheit geprägt ist, wird negatives Feedback bei Fehlern nicht vermieden, sondern die passierten Fehler werden unter Abwesenheit von Bloßstellung, Bestrafung und Spott sowie negativen Konsequenzen und Selbstwertverletzung besprochen. Eine Grundhaltung der Dozierenden, die von Hilfsbereitschaft, Unterstützung, Empathie und Respekt geprägt ist (Torrise-Steele, 2018) sowie die Bereitschaft, eigene Fehler anzuerkennen (Kite et al., 2021) und ein grundlegendes, sichtbares Interesse am Lernfortschritt der Studierenden (Beltrano et al., 2021) schafft darüber hinaus ein positives Verhältnis zwischen Lernenden und Lehrenden und ermöglicht produktive Feedbackschleifen sowie einen konstruktiven Umgang mit Kritik (Rupiper Taggart & Laughlin, 2017). Zusätzlich könnte die Förderung der Resilienz der Studierenden durch Feedbacktraining (Dwyer, 2021) oder durch die gezielte Verwendung geführter Fehler als Lehrstrategie (Wong & Lim, 2019) eine ergänzende Rolle spielen, um eine Umgebung zu schaffen, in der Studierende mit Fehlern konstruktiv umgehen und akademische Risikobereitschaft zeigen können.

Dozierende sollten darauf achten, wer die Lehrangebote zur Förderung akademischer Risikobereitschaft wahrnimmt und wer besonders davon profitiert.

Die Berücksichtigung der individuellen Bedürfnisse und Voraussetzungen der Studierenden ist entscheidend bei der Planung und Durchführung von Lehrveranstaltungen, die akademische Risikobereitschaft fördern sollen. Akademische Risikobereitschaft kann auf unterschiedliche Arten gezeigt werden und Studierende haben diesbezüglich unterschiedliche, möglicherweise geschlechtsspezifische, Präferenzen (Robinson & Bell, 2012). Die Ergebnisse dieser Dissertation suggerieren, dass weibliche Studierende weniger dazu neigen, ihre Ideen öffentlich vor dem gesamten Seminar zu teilen, was sich indirekt auf ihren Lernerfolg auswirkt. Daher sollten unterschiedliche Wege geschaffen werden, auf denen Studierende akademische Risiken eingehen können. Beispielsweise können einerseits projektbasierte Lehrmethoden oder interaktive Diskussionen eingesetzt werden, im Rahmen derer die Studierenden die Möglichkeit erhalten, mündlich und öffentlich vor dem Seminar oder alternativ innerhalb einer kleinen Gruppe Mitstudierender akademische Risiken einzugehen. Andererseits können mithilfe von unterschiedlichen (Online-)Tools darüber hinaus Lehr-Lernsituationen geschaffen werden, in denen akademische Risiken zunächst anonym eingegangen werden und diese gegebenenfalls im Nachgang gemeinsam besprochen werden können. Obwohl nicht abschließend festgestellt werden kann, ob solche didaktischen Handlungsstrategien Geschlechtsdisparitäten verringern, legen die Ergebnisse nahe, dass Dozierende ein besonderes Augenmerk darauf richten sollten, welche Studierenden und Studierendengruppen die angebotenen Möglichkeiten nutzen, akademische Risiken einzugehen, und welche nicht. Eine differenzierte Betrachtung der Teilnahme und Beteiligung einzelner Studierender am Lehr-Lernprozess ist daher notwendig. Diese Betrachtung und die Entscheidung über potenzielle Anpassungen der Lehre sollten idealerweise unter Einbindung der Studierenden selbst erfolgen. Clark & Soutter (2023) schlagen beispielsweise vor, innerhalb von Reflexionsphasen Feedback zum Lehr-Lerngeschehen auszutauschen und dabei gezielt zu fokussieren, wie ein Raum für *alle* geschaffen werden kann, akademische Risiken einzugehen. Diese gezielten Reflexionen und die bedarfsgerechte Anpassung der Lehrmethoden können dazu beitragen, Barrieren abzubauen und ein möglichst inklusives Seminarkonzept zu schaffen, das unterschiedliche Präferenzen und Kommunikationsstile berücksichtigt.

9 Fazit

Sowohl die akademische Risikobereitschaft (Özbay & Köksal, 2021; Varışoğlu & Ekinci Çelikpazu, 2019) als auch das Lernen aus Fehlern (Kuklick et al., 2023; Metcalfe, 2017; Thiel & Semrau, 2022) fördern ein besseres Verständnis beziehungsweise einen zuverlässigeren Abruf von Lerninhalten und stellen folgerichtig wichtige Determinanten des Lernerfolgs dar. Diese beiden Konstrukte sind eng verknüpft, da die akademische Risikobereitschaft die Gelegenheit bietet, Fehler zu machen und aus ihnen zu lernen (Soutter & Clark, 2021). Dies ist insbesondere in Hochschulkontexten relevant, da es zum universitären Selbstverständnis gehört, Unsicherheiten zu akzeptieren und etabliertes Wissen kritisch zu hinterfragen (Barnett, 2000). Die Relevanz akademischer Risikobereitschaft und des Lernens aus Fehlern liegt daher nicht nur in der Optimierung von Lernprozessen und der Sicherstellung von Lernerfolg, sondern auch in der Förderung von Fähigkeiten, die für das wissenschaftliche Arbeiten (Deveci & Aydın, 2018) sowie die persönliche (Robledo et al., 2012) und berufliche (Gürkan, 2021; Weinzimmer & Esken, 2017) Weiterentwicklung zentral sind.

Die präzise Messung akademischer Risikobereitschaft sowie die umfassende Untersuchung ihrer Einflussgrößen sind von großem Interesse für die Weiterentwicklung von qualitativ hochwertiger Lehre in der höheren Bildung und stellen Forschungsdesiderata dar, die in dieser Dissertation bearbeitet wurden. Durch die Entwicklung eines Messinstruments zur Erfassung der akademischen Risikobereitschaft sowie die Identifizierung individueller und kontextueller Faktoren, die mit akademischer Risikobereitschaft in Zusammenhang stehen, wurden neue Erkenntnisse gewonnen, aus denen konkrete Handlungsempfehlungen zur Förderung der akademischen Risikobereitschaft in universitären Seminaren abgeleitet werden konnten. Diese berücksichtigen sowohl individuelle Merkmale der Studierenden als auch kontextuelle Aspekte, um Lehr-Lernumgebungen zu schaffen, die akademische Risikobereitschaft fördern und damit die Lernprozesse der Studierenden verbessern. Darüber hinaus wurden Ansätze für weiterführende Forschung, unter anderem zu Intersektionalität, identifiziert. Insgesamt trägt die vorliegende Dissertation dazu bei, die komplexen Dynamiken von Lehr- und Lernkontexten an Universitäten vor dem Hintergrund der akademischen Risikobereitschaft besser zu verstehen und leistet somit einen wichtigen Beitrag zur bestehenden Forschung.

Literaturverzeichnis

- Aaronson, E., Wilson, T., & Akert, R. (2014). *Sozialpsychologie* (8. Aufl.). Pearson.
- Abercrombie, S., Bang, H., & Vaughan, A. (2022). Motivational and disciplinary differences in academic risk taking in higher education. *Educational Psychology*, 1–18. <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2076810>
- Abercrombie, S., Carbonneau, K. J., & Hushman, C. J. (2021). (Re)Examining academic risk taking: Conceptual structure, antecedents, and relationship to productive failure. *Contemporary Educational Psychology*, 68, 102029. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.102029>
- Adams, N. E. (2015). Bloom's taxonomy of cognitive learning objectives. *Journal of the Medical Library Association*, 103(3), 152–153. <https://doi.org/10.3163/1536-5050.103.3.010>
- Adzima, K. (2021). Examining online cheating in higher education using traditional classroom cheating as a guide. *Electronic Journal of E-Learning*, 18(6). <https://doi.org/10.34190/JEL.18.6.002>
- Aguillon, S. M., Siegmund, G.-F., Petipas, R. H., Drake, A. G., Cotner, S., & Ballen, C. J. (2020). Gender differences in student participation in an active-learning classroom. *CBE—Life Sciences Education*, 19(2), ar12. <https://doi.org/10.1187/cbe.19-03-0048>
- Ahsan, K., Akbar, S., & Kam, B. (2022). Contract cheating in higher education: A systematic literature review and future research agenda. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 47(4), 523–539. <https://doi.org/10.1080/02602938.2021.1931660>
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Addison-Wesley. <https://people.umass.edu/aizen/f&a1975.html>
- Akbay, S. E., & Delibalta, A. (2020). Academic risk taking behavior in university students: Academic procrastination, academic locus of control, and academic perfectionism. *Eurasian Journal of Educational Research*, 89, 159–178. <https://doi.org/10.14689/ejer.2020.89.8>
- Anderson, P., & Williams, J. (2001). Identity and difference: Concepts and themes. In P. Anderson & J. Williams (Hrsg.), *Identity and difference in higher education: „Outsiders within“* (S. 1–10). Ashgate.
- Avcı, E., & Özenir, Ö. S. (2016). Investigation of maths oriented academic risk-taking behaviours of secondary school students by some variables. *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 7(2), 304. <https://doi.org/10.16949/turcomat.89917>
- Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory* (2nd ed). ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bal-İncebacak, B., Yaman, S., & Sarışan-Tungaç, A. (2019). The relation between intellectual risk-taking regarding science classes and test anxiety inventory of secondary school. *South African Journal of Education*, 39(1), 1–9. <https://doi.org/10.15700/saje.v39n1a1670>
- Barnett, R. (2000). University knowledge in an age of supercomplexity. *Higher Education*, 40(4), 409–422. <https://doi.org/10.1023/A:1004159513741>
- Bechara, A., Damasio, A. R., Damasio, H., & Anderson, S. W. (1994). Insensitivity to future consequences following damage to human prefrontal cortex. *Cognition*, 50(1–3), 7–15. [https://doi.org/10.1016/0010-0277\(94\)90018-3](https://doi.org/10.1016/0010-0277(94)90018-3)
- Becker, S., Pfost, M., & Artelt, C. (2018). New challenge, new motivation? Goal orientation development in graduates of higher track schools and their peers in vocational training. *Frontiers in Psychology*, 9. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01371>
- Beghetto, R. A. (2009). Correlates of intellectual risk taking in elementary school science. *Journal of Research in Science Teaching*, 46(2), 210–223. <https://doi.org/10.1002/tea.20270>
- Behrendt, S. (2014). *lm.beta: Add standardized regression coefficients to lm-objects* (5.1-1) [Software]. <https://CRAN.R-project.org/package=lm.beta>
- Beltrano, N. R., Archer-Kuhn, B., & MacKinnon, S. (2021). Mining for gold and finding only nuggets: Attempting a rapid systematic review, on trust in higher education IBL classrooms. *Teachers and Teaching*, 27(1–4), 300–315. <https://doi.org/10.1080/17537000.2021.1931660>
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, 88(4), 354–364.
- Bernaards, C. A., & Jennrich, R. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65, 676–696.
- Betsch, T., Funke, J., & Plessner, H. (2011). *Denken - Urteilen, Entscheiden, Problemlösen: Mit 14 Tabellen*. Springer.
- Bhatia, N., & Bhatia, S. (2021). Changes in gender stereotypes over time: A computational analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 45(1), 106–125. <https://doi.org/10.1177/0361684320977178>
- Blanz, M. (2015). *Forschungsmethoden und Statistik für die soziale Arbeit. Grundlagen und Anwendung* (1. Aufl.). Kohlhammer.
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In *Handbook of theory and research for the sociology of education* (S. 241–258). Greenwood.
- Bourdieu, P. (2003). Cultural reproduction and social reproduction. In *Culture: Critical concepts in sociology* (Bd. 3, S. 63–99). Routledge.

- Brailovskaia, J., Schillack, H., Assion, H.-J., Horn, H., & Margraf, J. (2018). Risk-taking propensity and (un)healthy behavior in Germany. *Drug and Alcohol Dependence*, 192, 324–328. <https://doi.org/10.1016/j.drugalcdep.2018.08.027>
- Bran, A., & Vaidis, D. C. (2020). Assessing risk-taking: What to measure and how to measure it. *Journal of Risk Research*, 23(4), 490–503. <https://doi.org/10.1080/13669877.2019.1591489>
- Breuer, W., Kollath, J. A., Salzmann, A. J., & von Nitzsch, R. (2016). The assessment of risk behavior: A cross-cultural analysis using the DOSPERT scale. *Behavioral Finance*, 159–180. https://doi.org/10.1142/9789813100091_0005
- Buelow, M. T., & Suhr, J. A. (2009). Construct validity of the Iowa gambling task. *Neuropsychology Review*, 19(1), 102–114. <https://doi.org/10.1007/s11065-009-9083-4>
- Butler, A. C., Karpicke, J. D., & Roediger, H. L. (2007). The effect of type and timing of feedback on learning from multiple-choice tests. *Journal of Experimental Psychology: Applied*, 13(4), 273–281. <https://doi.org/10.1037/1076-898X.13.4.273>
- Butterfield, B., & Metcalfe, J. (2001). Errors committed with high confidence are hypercorrected. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 27(6), 1491–1494. <https://doi.org/10.1037//0278-7393.27.6.1491>
- Byrnes, J. P. (1998). *The nature and development of decision-making. A self-regulation model*. Lawrence Erlbaum Associates.
- Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(3), 367–383. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367>
- Cacioppo, J., & Petty, R. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(1), 116–131.
- Caspi, A., Chajut, E., & Saporta, K. (2008). Participation in class and in online discussions: Gender differences. *Computers & Education*, 50(3), 718–724. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2006.08.003>
- Çetin, B., İlhan, M., & Yılmaz, F. (2014). An investigation of the relationship between the fear of receiving negative criticism and of taking academic risk through canonical correlation analysis. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 14(1), 146–158. <https://doi.org/10.12738/estp.2014.1.1616>
- Chott, P. (1999). Ansätze zur Förderung einer „Fehlerkultur“: Lernförderung in der Schule durch Fehlerprophylaxe und Fehlermanagement. *PÄDForum*, 3, 238–248.
- Chou, F. C. (1992). *Academic risk-taking as a function of evaluation-assessment ratio and payoff increments*. University of Iowa.
- Cillarege, K. A., Nordstrom, C. R., & Williams, K. B. (2003). Learning from our mistakes: Error management training for mature learners. *Journal of Business and Psychology*, 17(3), 369–385. <https://doi.org/10.1023/A:1022864324988>
- Clark, S., & Soutter, M. (2022). Growth mindset & intellectual risk-taking: Disentangling conflated concepts. *Phi Delta Kappan*, 104(1), 50–55. <https://doi.org/10.1177/00317217221123650>
- Clark, S., & Soutter, M. (2023). *Can grades be used for good? The complex and surprising relationship between assessments and intellectual risk-taking*. 2(1).
- Clifford, M. M. (1984). Thoughts on a theory of constructive failure. *Educational Psychologist*, 19(2), 108–120. <https://doi.org/10.1080/00461528409529286>
- Clifford, M. M. (1988). Failure tolerance and academic risk-taking in ten- to twelve-year-old students. *British Journal of Educational Psychology*, 58(1), 15–27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1988.tb00875.x>
- Clifford, M. M. (1991). Risk taking: Theoretical, empirical, and educational considerations. *Educational Psychologist*, 26(3–4), 263–297. <https://doi.org/10.1080/00461520.1991.9653135>
- Clifford, M. M., Lan, W. Y., Chou, F. C., & Qi, Y. (1989). Academic risk-taking: Developmental and cross-cultural observations. *The Journal of Experimental Education*, 57(4), 321–338. <https://doi.org/10.1080/00220973.1989.10806514>
- Cohen, A. R., Stotland, E., & Wolfe, D. M. (1955). An experimental investigation of need for cognition. *The Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51(2), 291–294. <https://doi.org/10.1037/h0042761>
- Cornock, C., Shukie, A., Porter, R., & O’Sullivan, D. (2021). Students being set up to make mistakes in class through an error-eliciting task. *MSOR Connections*, 19(2), 4.9. <https://doi.org/10.21100/msor.v19i2.1120>
- Cornwall, S. (2018). Failing safely: Increasing theology and religious studies students’ resilience and academic confidence via risk-taking in formative assessment. *Teaching Theology & Religion*, 21(2), 110–119. <https://doi.org/10.1111/teth.12429>
- Courchesne, C. G. (2005). “A suggestion of a fundamental nature”: Imagining a legal education of solely electives taught as discussions. *Rutgers Law Record*, 29(21).
- Cryan, J., Tang, S., Zhang, X., Metzger, M., Zheng, H., & Zhao, B. Y. (2020). Detecting gender stereotypes: Lexicon vs. supervised learning methods. *Proceedings of the 2020 CHI Conference on Human Factors in Computing Systems*, 361. <https://doi.org/10.1145/3313831.3376488>
- Dachner, A. M., Miguel, R. F., & Patena, R. A. (2017). Risky business: Understanding student intellectual risk taking in management education. *Journal of Management Education*, 41(3), 415–443. <https://doi.org/10.1177/1052562917695775>
- Daugherty, T., Hoffner, K., & Light, A. (2020). Correlates of college student engagement: An internal replication. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, 7(1), 1–10. <https://doi.org/10.17220/ijpes.2020.01.001>
- Daumiller, M., Dickhäuser, O., & Dresel, M. (2019). University instructors’ achievement goals for teaching. *Journal of Educational Psychology*, 111(1), 131–148. <https://doi.org/10.1037/edu0000271>

- Deveci, İ., & Aydın, F. (2018). Relationship between students' tendencies toward academic risk-taking and their attitudes to science. *Issues in Educational Research*, 28(3), 560–577.
- Dickhäuser, O., Schöne, C., Spinath, B., & Stiensmeier-Pelster, J. (2002). Die Skalen zum akademischen Selbstkonzept. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, 23(4), 393–405. <https://doi.org/10.1024//0170-1789.23.4.393>
- D'Mello, S., & Graesser, A. (2012). Dynamics of affective states during complex learning. *Learning and Instruction*, 22(2), 145–157. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2011.10.001>
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2005). Individual risk attitudes: New evidence from a large, representative, experimentally-validated survey. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.807408>
- Dohmen, T., Falk, A., Huffman, D., Sunde, U., Schupp, J., & Wagner, G. G. (2011). Individual risk attitudes: Measurement, determinants, and behavioral consequences. *Journal of the European Economic Association*, 9(3), 522–550. <https://doi.org/10.1111/j.1542-4774.2011.01015.x>
- Dohmen, T., Quercia, S., & Willrodt, J. (2023). On the psychology of the relation between optimism and risk taking. *Journal of Risk and Uncertainty*, 67(2), 193–214. <https://doi.org/10.1007/s11166-023-09409-z>
- Donnelly, K., & Twenge, J. M. (2017). Masculine and feminine traits on the Bem Sex-Role Inventory, 1993–2012: A cross-temporal meta-analysis. *Sex Roles*, 76(9–10), 556–565. <https://doi.org/10.1007/s11199-016-0625-y>
- Duell, N., & Steinberg, L. (2019). Positive risk taking in adolescence. *Child Development Perspectives*, 13(1), 48–52. <https://doi.org/10.1111/cdep.12310>
- Duell, N., & Steinberg, L. (2020). Differential correlates of positive and negative risk taking in adolescence. *Journal of Youth and Adolescence*, 49(6), 1162–1178. <https://doi.org/10.1007/s10964-020-01237-7>
- Duell, N., Steinberg, L., Icenogle, G., Chein, J., Chaudhary, N., Di Giunta, L., Dodge, K. A., Fanti, K. A., Lansford, J. E., Oburu, P., Pastorelli, C., Skinner, A. T., Sorbring, E., Tapanya, S., Uribe Tirado, L. M., Alampay, L. P., Al-Hassan, S. M., Takash, H. M. S., Bacchini, D., & Chang, L. (2018). Age patterns in risk taking across the world. *Journal of Youth and Adolescence*, 47(5), 1052–1072. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0752-y>
- Duijvenvoorde, A., Blankenstein, N., Crone, E., & Figner, B. (2016). Towards a better understanding of adolescent risk-taking: Contextual moderators and model-based analysis. In M. Toplak & J. Weller (Hrsg.), *Individual differences in judgement and decision-making* (0. Aufl., S. 18–37). Psychology Press. <https://doi.org/10.4324/9781315636535-6>
- Dweck, C. S., & Yeager, D. S. (2019). Mindsets: A view from two eras. *Perspectives on Psychological Science*, 14(3), 481–496. <https://doi.org/10.1177/1745691618804166>
- Dwyer, L. P. (2021). Turning the table: Developing students' skills in receiving feedback. *Management Teaching Review*, 6(4), 317–329. <https://doi.org/10.1177/2379298119900149>
- Eddy, S. L., Brownell, S. E., & Wenderoth, M. P. (2014). Gender gaps in achievement and participation in multiple introductory biology classrooms. *CBE—Life Sciences Education*, 13(3), 478–492. <https://doi.org/10.1187/cbe.13-10-0204>
- Edgerton, J. D., & Roberts, L. W. (2014). Cultural capital or habitus? Bourdieu and beyond in the explanation of enduring educational inequality. *Theory and Research in Education*, 12(2), 193–220. <https://doi.org/10.1177/1477878514530231>
- Elliot, A. J., & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation: A mediational analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 461–475. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.461>
- Ellis, D. E. (2015). What discourages students from engaging with innovative instructional methods: Creating a barrier framework. *Innovative Higher Education*, 40(2), 111–125. <https://doi.org/10.1007/s10755-014-9304-5>
- Engstrom, H. R., Laurin, K., Kay, N. R., & Human, L. J. (2023). Socioeconomic status and meta-perceptions: How markers of culture and rank predict beliefs about how others see us. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 014616722311714. <https://doi.org/10.1177/01461672231171435>
- Estep, C., & Roberts, T. (2015). Teacher immediacy and professor/student rapport as predictors of motivation and engagement. *NACTA Journal*, 59(2), 155–163.
- Farnham, A., Ziegler, S., Blanke, U., Stone, E., Hatz, C., & Puhan, M. A. (2018). Does the DOSPERS scale predict risk-taking behaviour during travel? A study using smartphones. *Journal of Travel Medicine*, 25(1). <https://doi.org/10.1093/jtm/tay064>
- Fick, M. (1994). *Academic risk-taking, task interest and learning as a function of gender criterion and feedback*. University of Iowa.
- Field, A., Miles, J., & Field, Z. (2012). *Discovering Statistics using R*. SAGE Publications.
- Figueira, C., Theodorakopoulos, N., & Caselli, G. (2018). Unveiling faculty conceptions of academic risk taking: A phenomenographic study. *Studies in Higher Education*, 43(8), 1307–1320. <https://doi.org/10.1080/03075079.2016.1250074>
- Firat Açıkgül, E., Köksal, M. S., & Yılmaz, Y. (2022). Investigation of relationship between intellectual risk taking in science learning and metacognitive awareness. *International Journal of Academic Research in Education*, 8(1), 51–63. <https://doi.org/10.17985/ijare.1202400>
- Fischer, S., & Freund, P. A. (2021). Fehlermanagementkultur und Fehlervermeidungskultur in Schulklassen: Skalenentwicklung und Validierung auf Klassen- und Personenebene in einer Stichprobe der Klassenstufen 7 bis 9. *Unterrichtswissenschaft*. <https://doi.org/10.1007/s42010-021-00128-5>

- Flett, G., Nepon, T., Hewitt, P., Zaki-Azat, J., Rose, A. L., & Swiderski, K. (2020). The mistake rumination scale: Development, validation, and utility of a measure of cognitive perfectionism. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 38(1), 84–98.
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74(1), 59–109. <https://doi.org/10.3102/00346543074001059>
- Fredricks, J. A., Filsecker, M., & Lawson, M. A. (2016). Student engagement, context, and adjustment: Addressing definitional, measurement, and methodological issues. *Learning and Instruction*, 43, 1–4. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2016.02.002>
- Fredricks, J. A., Reschly, A. L., & Christenson, S. L. (2019). Interventions for student engagement: Overview and state of the field. In *Handbook of Student Engagement Interventions* (S. 1–11). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-813413-9.00001-2>
- Frese, M., & Fischer, S. (2015). Errors. In C. L. Cooper (Hrsg.), *Wiley Encyclopedia of Management* (S. 1–3). John Wiley & Sons, Ltd. <https://doi.org/10.1002/9781118785317.weom110147>
- Fritschner, L. M. (2000). Inside the undergraduate college classroom: Faculty and students differ on the meaning of student participation. *The Journal of Higher Education*, 71(3), 342–362.
- Fryt, J., & Szczygiel, M. (2021). Predictors of positive and negative risk-taking in adolescents and young adults: Similarities and differences. *Europe's Journal of Psychology*, 17(1), 17–30. <https://doi.org/10.5964/ejop.2169>
- Fryt, J., Szczygiel, M., & Duell, N. (2022a). Positive and negative risk-taking: Age patterns and relations to domain-specific risk-taking. *Advances in Life Course Research*, 54, 100515. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2022.100515>
- Fryt, J., Szczygiel, M., & Duell, N. (2022b). *Time for risk: Future time perspective and tolerance to ambiguity as factors explaining positive and negative risk-taking in adulthood* [Preprint]. In Review. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1357514/v1>
- Galla, B. M., Shulman, E. P., Plummer, B. D., Gardner, M., Hutt, S. J., Goyer, J. P., D'Mello, S. K., Finn, A. S., & Duckworth, A. L. (2019). Why high school grades are better predictors of on-time college graduation than are admissions test scores: The roles of self-regulation and cognitive ability. *American Educational Research Journal*, 56(6), 2077–2115. <https://doi.org/10.3102/0002831219843292>
- Gelfand, M. J., Frese, M., & Salmon, E. (2011). Cultural influences on errors: Prevention, detection, and management. In D. A. Hofmann & M. Frese (Hrsg.), *Errors in organizations* (S. 273–315). Routledge/Taylor & Francis Group.
- Gezer, M. (2023). An examination of the relationship between intellectual risk-taking in a social studies course and classroom climate. *Journal of Education and Future*, 23, 13–25. <https://doi.org/10.30786/jef.1092185>
- Goppert, S. A., Neuenhaus, N., & Pfof, M. (2021). Ein Werkstattbericht und erste deskriptive Befunde: Das Forschungsprojekt SeLF – selbstreguliertes Lernen an der Hochschule. *Die hochschullehre*, 7. <https://doi.org/10.3278/HSL2122W>
- Götz, F. (2016). Wie können wir Lehrqualität messen? Überlegungen zu Zielkriterien und Wirkmodellen für gute Hochschullehre am Beispiel des Medizinstudiums. In *Teaching skills assessments: Qualitätsmanagement und Personalentwicklung in der Hochschullehre* (S. 72–90). Springer Fachmedien.
- Graesser, A. C. (2011). Learning, thinking, and emoting with discourse technologies. *American Psychologist*, 66(8), 746–757. <https://doi.org/10.1037/a0024974>
- Gürkan, G. (2021). An investigation of middle school students' multiple intelligence domains and intellectual risk-taking skills in science learning as predictors of their entrepreneurship perceptions. *Ukurova University Faculty of Education Journal*, 50(1), 293–330. <https://doi.org/10.14812/cufej.823036>
- Halpern, N. (2007). Attendance in higher education: Does it matter? *Investigations in university teaching and learning*, 4(2), 7–13.
- Hascher, T., & Hagenauer, G. (2010). Lernen aus Fehlern. In C. Spiel, B. Schober, P. Wagner, & R. Reimann (Hrsg.), *Bildungspsychologie* (S. 377–381).
- Hill, J., Berlin, K., Choate, J., Cravens-Brown, L., McKendrick-Calder, L., & Smith, S. (2021). Exploring the emotional responses of undergraduate students to assessment feedback: Implications for instructors. *Teaching & Learning Inquiry*, 9(1), 294–316. <https://doi.org/10.20343/teachlearningqu.9.1.20>
- Horvath, D., Klamar, A., Keith, N., & Frese, M. (2021). Are all errors created equal? Testing the effect of error characteristics on learning from errors in three countries. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 30(1), 110–124. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2020.1839420>
- House, D. (2002). *An investigation of the effects of gender and academic self-efficacy on academic risk taking for adolescent students* [Dissertation]. Oklahoma State University.
- Hu, S., Hood, M., Creed, P. A., & Shen, X. (2020). The relationship between family socioeconomic status and career outcomes: A life history perspective. *Journal of Career Development*, 49(3), 600–615. <https://doi.org/10.1177/0894845320958076>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling* (0.5-6) [Software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kalyuga, S., Chandler, P., Tuovinen, J., & Sweller, J. (2001). When problem solving is superior to studying worked examples. *Journal of Educational Psychology*, 93(3), 579–588. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.93.3.579>
- Karabenick, S., & Berger, J.-L. (2013). Help seeking as self-regulated learning strategy. In *Applications of self-regulated learning across diverse disciplines. A tribute to Barry J. Zimmermann* (S. 237–261). IAP. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-210820-4.50018-6>
- Kauffman, D. (2005). *Curriculum prescription and curriculum constraint: Second-year teachers' perceptions* [NGT Working Paper]. Harvard Graduate School of Education.

- Keith, N., & Frese, M. (2008). Effectiveness of error management training: A meta-analysis. *Journal of Applied Psychology, 93*(1), 59–69. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.93.1.59>
- Kießling, A. (1930). Fehlerkunde (Leistungsfehler). In J. Spieler (Hrsg.), *Lexikon der Pädagogik der Gegenwart/1. Abendgymnasium bis Kinderfreunde* (S. 756–758). Herder.
- Kite, M. E., Colbert, S. M., & Barrera, S. M. (2021). Mistakes were made by me: Recovering when an instructor's error affects classroom dynamics. In M. E. Kite, K. A. Case, & W. R. Williams (Hrsg.), *Navigating difficult moments in teaching diversity and social justice*. (S. 45–57). American Psychological Association. <https://doi.org/10.1037/0000216-004>
- Kiran, B., & Cengiz, Ö. (2021). Risk taking behavior as predictors of self compassion in university students. *Psycho-Educational Research Reviews, 23–29*. https://doi.org/10.52963/PERR_Biruni_V10.N3.02
- Kornell, N., Hays, M. J., & Bjork, R. A. (2009). Unsuccessful retrieval attempts enhance subsequent learning. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition, 35*(4), 989–998. <https://doi.org/10.1037/a0015729>
- Kreutzmann, M., Zander, L., & Hannover, B. (2014). Versuch macht kluch g?!: Der Umgang mit Fehlern auf Klassen- und Individualebene. Zusammenhänge mit Selbstwirksamkeit, Anstrengungsbereitschaft und Lernfreude von Schülerinnen und Schülern. *Zeitschrift für Entwicklungspsychologie und Pädagogische Psychologie, 46*(2), 101–113. <https://doi.org/10.1026/0049-8637/a000103>
- Krochmal, A. R., & Roth, T. C. (2017). From comfort to confidence: Modeling science as a process of risk-taking in the classroom. In R. Kilty & B. A. Bunten (Hrsg.), *Risk-taking in higher education: The importance of negotiating intellectual challenge in the college classroom* (S. 103–118). Rowman & Littlefield.
- Kuklick, L., Greiff, S., & Lindner, M. A. (2023). Computer-based performance feedback: Effects of error message complexity on cognitive, metacognitive, and motivational outcomes. *Computers & Education, 200*, 104785. <https://doi.org/10.1016/j.compedu.2023.104785>
- Lancaster, J. (2020). *The concise EHI experience guide to Harkness*. <https://docs.google.com/document/d/1aNKUnvZ-KOYf8GPCcyjfmrll-CkkMd7v9VNznKBUwal/edit#heading=h.s0gomicynsro>
- Landmann, M., Perels, F., Otto, B., & Schmitz, B. (2009). Selbstregulation. In E. Wild & J. Möller (Hrsg.), *Pädagogische Psychologie*. Springer Medizin.
- Latorre-Cosculluela, C., Sierra-Sánchez, V., Rivera-Torres, P., & Liesa-Orús, M. (2022). Emotional well-being and social reinforcement as predictors of motivation and academic expectations. *International Journal of Educational Research, 115*, 102043. <https://doi.org/10.1016/j.ijer.2022.102043>
- Leach, L. (2016). Enhancing student engagement in one institution. *Journal of Further and Higher Education, 40*(1), 23–47. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2013.869565>
- Lee, M., Lee, T., & Lee, S. M. (2021). Role of peer support in competitive classroom climates: Focusing on the mediation effect of academic hatred in the JD-R model. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools, 1–12*. <https://doi.org/10.1017/jgc.2021.24>
- Lee, W. S. (2020). An experimental investigation into the application of a learning-from-mistakes approach among freshmen students. *SAGE Open, 10*(2), 215824402093193. <https://doi.org/10.1177/2158244020931938>
- Lehmann, W. (2007). “I just didn't feel like I fit in”: The role of habitus in university dropout decisions. *Canadian Journal of Higher Education, 37*(2), 89–110. <https://doi.org/10.47678/cjhe.v37i2.542>
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2018). *Erhebungsinstrumente (SUF-Version) NEPS Startkohorte 5–Studierende Hochschulstudium und Übergang in den Beruf Wellen 7 und 8–8.0.0*. https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC5/8-0-0/SC5_8-0-0_de.pdf
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020a). *Skala: Annäherungsleistungsziele*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6692
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020b). *Skala: Lernzielorientierung*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6693
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020c). *Skala: Vermeidungsleistungsziele*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6694
- Leighton, J., Guo, Q., & Tang, W. (2022). Measuring preservice teachers' attitudes towards mistakes in learning environments. *Learning Environments Research, 25*(1), 287–304. <https://doi.org/10.1007/s10984-021-09362-1>
- Leighton, J., Tang, W., & Guo, Q. (2018). Undergraduate students' attitudes towards mistakes in learning and academic achievement. *Assessment & Evaluation in Higher Education, 43*, 612–628. <https://doi.org/10.1080/02602938.2017.1387230>
- Leiner, D. (2021). *SoSci Survey (Version 3.2.23)* [Software]. <https://www.sosicisurvey.de>
- Lejuez, C. W., Read, J. P., Kahler, C. W., Richards, J. B., Ramsey, S. E., Stuart, G. L., Strong, D. R., & Brown, R. A. (2002). Evaluation of a behavioral measure of risk taking: The balloon analogue risk task (BART). *Journal of Experimental Psychology: Applied, 8*(2), 75–84. <https://doi.org/10.1037/1076-898X.8.2.75>
- Lietaert, S., Roorda, D., Laevers, F., Verschueren, K., & De Fraine, B. (2015). The gender gap in student engagement: The role of teachers' autonomy support, structure, and involvement. *British Journal of Educational Psychology, 85*(4), 498–518. <https://doi.org/10.1111/bjep.12095>
- Lin, G.-C., Wen, Z., Marsh, H., & Lin, H.-S. (2010). Structural equation models of latent interactions: Clarification of orthogonalizing and double-mean-centering strategies. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal, 17*(3), 374–391. <https://doi.org/10.1080/10705511.2010.488999>
- Lodge, J. M., Kennedy, G., Lockyer, L., Arguel, A., & Pachman, M. (2018). Understanding difficulties and resulting confusion in learning: An integrative review. *Frontiers in Education, 3*, 49. <https://doi.org/10.3389/feduc.2018.00049>

- Loewenstein, G. F., Weber, E. U., Hsee, C. K., & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological Bulletin*, 127(2), 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Loibl, K., & Rummel, N. (2014). Knowing what you don't know makes failure productive. *Learning and Instruction*, 34, 74–85. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2014.08.004>
- Lubienski, S. T. (2000). A clash of social class cultures? Students' experiences in a discussion-intensive seventh-grade mathematics classroom. *The Elementary School Journal*, 100(4), 377–403. <https://doi.org/10.1086/499647>
- Lund Dean, K., & Jolly, J. P. (2012). Student identity, disengagement, and learning. *Academy of Management Learning & Education*, 11(2), 228–243. <https://doi.org/10.5465/amle.2009.0081>
- Maile-Pflughaupt, A. (2023). Kompetenzorientierung in der Hochschulbildung Kompetenzen im Umgang mit Fehlern? In J. Beushausen, K. Rusert, & M. Stummbaum (Hrsg.), *Fehlerkulturen in der Sozialen Arbeit: Orientierungshilfen auf dem Weg zu einer fehlerreflektierten Professionalität* (1. Aufl., S. 60–72). utb GmbH. <https://doi.org/10.36198/9783838558448>
- Mao, K.-N. (1991). *Effects of goal orientation, competency criterion, and evaluation source on academic risk-taking*. University of Iowa.
- Marín-Arbós, S., Castarlenas, E., & Dueñas, J.-M. (2021). Help-seeking in an academic context: A systematic review. *Sustainability*, 13(8), 4460. <https://doi.org/10.3390/su13084460>
- Mccaslin, M., Vriesema, C. C., & Burggraf, S. (2016). Making mistakes: Emotional adaptation and classroom learning. *Teachers College Record: The Voice of Scholarship in Education*, 118(2), 1–46. <https://doi.org/10.1177/016146811611800205>
- Mera, Y., Rodríguez, G., & Marin-García, E. (2022). Unraveling the benefits of experiencing errors during learning: Definition, modulating factors, and explanatory theories. *Psychonomic Bulletin & Review*, 29(3), 753–765. <https://doi.org/10.3758/s13423-021-02022-8>
- Metcalfe, J. (2017). Learning from errors. *Annual Review of Psychology*, 68(1), 465–489. <https://doi.org/10.1146/annurev-psych-010416-044022>
- Metcalfe, J., & Finn, B. (2011). People's hypercorrection of high-confidence errors: Did they know it all along? *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 37(2), 437–448. <https://doi.org/10.1037/a0021962>
- Meyer, L., Seidel, T., & Prenzel, M. (2006). Wenn Lernsituationen zu Leistungssituationen werden: Untersuchung zur Fehlerkultur in einer Videostudie. *Swiss Journal of Educational Research*, 28(1), 21–42. <https://doi.org/10.24452/sjer.28.1.4717>
- Meyer, V., Tegmeier, S., & Pakura, S. (2017). Revisited: How gender role stereotypes affect the image of entrepreneurs among young adults. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 9(4), 319–337. <https://doi.org/10.1108/IJGE-07-2017-0031>
- Micari, M., & Calkins, S. (2021). Is it OK to ask? The impact of instructor openness to questions on student help-seeking and academic outcomes. *Active Learning in Higher Education*, 22(2), 143–157. <https://doi.org/10.1177/1469787419846620>
- Middleton, M. J., & Midgley, C. (1997). Avoiding the demonstration of lack of ability: An underexplored aspect of goal theory. *Journal of Educational Psychology*, 89(4), 710–718. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.4.710>
- Mietzel, G. (2017). *Pädagogische Psychologie des Lernens und Lehrens* (9., aktualisierte und erweiterte Auflage). Hogrefe. <https://doi.org/10.1026/02457-000>
- Miller, D. C., & Byrnes, J. P. (1997). The role of contextual and personal factors in children's risk taking. *Developmental Psychology*, 33(5), 814–823.
- Newman, R. S. (2002). How self-regulated learners cope with academic difficulty: The role of adaptive help seeking. *Theory Into Practice*, 41(2), 132–138. https://doi.org/10.1207/s15430421tip4102_10
- Nisson, C., & Earl, A. (2021). The theories of reasoned action and planned behavior. In *The Wiley Encyclopedia of Health*. Wiley & Sons Ltd. 10.1002/9781119057840.ch129
- Nori, H., H Peura, M., & Jauhiainen, A. (2020). From Imposter Syndrome to heroic tales: Doctoral students' backgrounds, study aims, and experiences. *International Journal of Doctoral Studies*, 15, 517–539. <https://doi.org/10.28945/4637>
- Norman, D. (1981). Categorization of action slips. *Psychological Review*, 88(1), 1–15. <https://doi.org/10.1037/0033-295X.88.1.1>
- Obermeier, V., & Schneider, T. (2015). *Educational choice and risk preferences: How important is relative vs. individual risk preference?* <https://doi.org/10.25656/01:11492>
- Oolbekkink-Marchand, H. W., Van Driel, J. H., & Verloop, N. (2014). Perspectives on teaching and regulation of learning: A comparison of secondary and university teachers. *Teaching in Higher Education*, 19(7), 799–811. <https://doi.org/10.1080/13562517.2014.934342>
- Oser, F. (1994). Ist Fehler machen erlaubt? Zu einer Theorie des gesteuerten Irrtums. In H. Rothbucher, F. Wurst, & R. Donnerberg (Hrsg.), *Grenzen erfahren, Räume schaffen* (S. 26–45). Otto Müller.
- Oser, F., & Spychiger, M. (1999). Lernen aus Fehlern: Zur Psychologie „negativen“ Wissens. In W. Althof & F. Oser (Hrsg.), *Fehlerwelten: Vom Fehlermachen und Lernen aus Fehlern; Beiträge und Nachträge zu einem interdisziplinären Symposium aus Anlaß des 60. Geburtstages von Fritz Oser* (S. 11–41). Leske + Budrich.
- Oser, F., & Spychiger, M. (2005). *Lernen ist schmerzhaft: Zur Theorie des negativen Wissens und zur Praxis der Fehlerkultur*. Beltz.
- Özbay, H. E., & Köksal, M. S. (2021). Middle school students' scientific epistemological beliefs, achievements in science and intellectual risk-taking. *Science & Education*, 30(5), 1233–1252. <https://doi.org/10.1007/s11191-021-00217-y>

- Pan, S. C., Sana, F., Samani, J., Cooke, J., & Kim, J. A. (2020). Learning from errors: Students' and instructors' practices, attitudes, and beliefs. *Memory*, 28(9), 1105–1122. <https://doi.org/10.1080/09658211.2020.1815790>
- Perels, F., Dörrenbächer-Ulrich, L., Landmann, M., Otto, B., Schnick-Vollmer, K., & Schmitz, B. (2020). Selbstregulation und selbstreguliertes Lernen. In *Pädagogische Psychologie* (3. Aufl., S. 45–66). Springer.
- Prieler, M., Bärnthaler, R., & Novy, A. (2022). Komplexität, Ambivalenz und Unsicherheit: Zukunftsfähiges Lehren und Lernen in Zeiten des Umbruchs. In L.-M. Schröder, H. Hantke, T. Steffestun, & R. Hedtke (Hrsg.), *In Krisen aus Krisen lernen* (S. 71–88). Springer Fachmedien Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-37780-9_5
- Pyc, M. A., & Rawson, K. A. (2010). Why testing improves memory: Mediator effectiveness hypothesis. *Science*, 330(6002), 335–335. <https://doi.org/10.1126/science.1191465>
- Qiu, Y., & Ye, P. (2023). The influence of family socio-economic status on learning engagement of college students majoring in preschool education: The mediating role of parental autonomy support and the moderating effect of psychological capital. *Frontiers in Psychology*, 13, 1081608. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1081608>
- Quin, D., Hemphill, S. A., & Heerde, J. A. (2017). Associations between teaching quality and secondary students' behavioral, emotional, and cognitive engagement in school. *Social Psychology of Education*, 20(4), 807–829. <https://doi.org/10.1007/s11218-017-9401-2>
- R Core Team. (2020). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing (3.6.3) [Software]. <https://www.R-project.org/>
- R Core Team. (2022a). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing (4.2.1) [Software]. <https://www.R-project.org/>
- R Core Team. (2022b). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing (4.2.1) [Software]. <https://www.R-project.org/>
- Ravert, R. D., & Schneller, J. (2019). Risks worth taking: Advisors' views on risks that college students should take more often. *Educational Review*, 71(6), 792–799. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1515725>
- Reindl, M., Tulis, M., & Dresel, M. (2020). Profiles of emotional and motivational self-regulation following errors: Associations with learning. *Learning and Individual Differences*, 77, 101806. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.101806>
- Renk, K., & Creasey, G. (2003). The relationship of gender, gender identity, and coping strategies in late adolescents. *Journal of Adolescence*, 26(2), 159–168. [https://doi.org/10.1016/S0140-1971\(02\)00135-5](https://doi.org/10.1016/S0140-1971(02)00135-5)
- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (2.1.9) [Software]. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rizopoulos, D. (2006). *ltm: An R package for latent variable modeling and item response theory analysis* [Software]. <http://www.jstatsoft.org/v17/i05/>
- Robinson, L. E., & Bell, A. (2012). *Exploring adult risk propensity and academic risk-taking within the online learning environment*. Adult Education Research Conference, Saratoga Springs, NY. <https://newprairiepress.org/cgi/viewcontent.cgi?article=3085&context=aerc>
- Robledo, I. C., Hester, K. S., Peterson, D. R., Barrett, J. D., Day, E. A., Hougen, D. P., & Mumford, M. D. (2012). Errors and understanding: The effects of error-management training on creative problem-solving. *Creativity Research Journal*, 24(2–3), 220–234. <https://doi.org/10.1080/10400419.2012.677352>
- Rodríguez-Hernández, C. F., Cascallar, E., & Kyndt, E. (2020). Socio-economic status and academic performance in higher education: A systematic review. *Educational Research Review*, 29, 100305. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2019.100305>
- Rohrmann, B. (2005). *Risk attitude scales: Concepts, questionnaires, utilizations* [Project Report]. <http://www.rohrmannresearch.net/pdfs/rohrmann-racreport.pdf>
- Rossee, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Rupiper Taggart, A., & Laughlin, M. (2017). Affect matters: When writing feedback leads to negative feeling. *International Journal for the Scholarship of Teaching and Learning*, 11(2), 2–11. <https://doi.org/10.20429/ijstl.2017.110213>
- Santor, D. A., Colvin, E., & Sinclair, A. (2020). Coping with failure. *Educational Review*, 72(5), 635–649. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1524855>
- Sarkar Arani, M. R., Shibata, Y., Sakamoto, M., Iksan, Z., Amirullah, A. H., & Lander, B. (2017). How teachers respond to students' mistakes in lessons: A cross-cultural analysis of a mathematics lesson. *International Journal for Lesson and Learning Studies*, 6(3), 249–267. <https://doi.org/10.1108/IJLLS-12-2016-0058>
- Sauerland, M. (2024). *Fehler im Griff: Fehlleistungen begreifen. Fehler Typen unterscheiden. Fehlerursachen vermeiden*. Springer Berlin Heidelberg. <https://doi.org/10.1007/978-3-662-68472-6>
- Sawers, K., Wicks, D., Mvududu, N., Seeley, L., & Copeland, R. (2016). What drives student engagement: Is it learning space, instructor behavior, or teaching philosophy? *Journal of Learning Spaces*, 5(2), 26–38.
- Schaeper, H., & Weiß, T. (2016). The conceptualization, development, and validation of an instrument for measuring the formal learning environment in higher education. In H.-P. Blossfeld, J. von Maurice, M. Bayer, & J. Skopek (Hrsg.), *Methodological Issues of Longitudinal Surveys* (S. 267–290). Springer Fachmedien Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-11994-2_16
- Schmitz, B., & Wiese, B. S. (2006). New perspectives for the evaluation of training sessions in self-regulated learning: Time-series analyses of diary data. *Contemporary Educational Psychology*, 31(1), 64–96. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2005.02.002>
- Schoemaker, P. J. H. (2011). *Brilliant mistakes: Finding success on the far side of failure*. Wharton School Press.

- Schommer, M. (1994). Synthesizing epistemological belief research: Tentative understandings and provocative confusions. *Educational Psychology Review*, 6(4), 293–319. <https://doi.org/10.1007/BF02213418>
- Schroeder, K. M., Bámaca-Colbert, M. Y., & Robins, R. W. (2019). Becoming more egalitarian: A longitudinal examination of Mexican-origin adolescents' gender role attitudes. *Developmental Psychology*, 55(11), 2311–2323. <https://doi.org/10.1037/dev0000811>
- Shou, Y., & Olney, J. (2020). Assessing a domain-specific risk-taking construct: A meta-analysis of reliability of the DOSPERT scale. *Judgment and Decision Making*, 15(1), 112–134. <https://doi.org/10.1017/S193029750000694X>
- Silva, R. L., & Alves, S. G. (2020). Contemporary theories of gender identity. In B. J. Carducci, C. S. Nave, J. S. Mio, & R. E. Riggio (Hrsg.), *The Wiley Encyclopedia of Personality and Individual Differences* (1. Aufl., S. 215–219). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119547143.ch36>
- Simpson, A., Maltese, A., Anderson, A., & Sung, E. (2020). Failures, errors and mistakes: A systematic review of the literature. In E. Vanderheiden & C.-H. Mayer (Hrsg.), *Mistakes, errors and failures across cultures: Navigating potentials* (S. 347–362). Springer International Publishing.
- Skinner, B. F. (1968). *The technology of teaching*. Meredith Corporation.
- Soutter, M., & Clark, S. (2021). Building a culture of intellectual risk-taking: Isolating the pedagogical elements of the Harkness method. *Journal of Education*, 0022057421103777. <https://doi.org/10.1177/00220574211037777>
- Soutter, M., & Clark, S. (2023). Building a culture of intellectual risk-taking: Isolating the pedagogical elements of the Harkness Method. *Journal of Education*, 203(3), 508–519. <https://doi.org/10.1177/00220574211037777>
- Spence, J. T. (1993). Gender-related traits and gender ideology: Evidence for a multifactorial theory. *Journal of Personality and Social Psychology*, 64(4), 624–635. <https://doi.org/10.1037//0022-3514.64.4.624>
- Spychiger, M. (2008). Lernen aus Fehlern und Entwicklung von Fehlerkultur. Konzeptuelle Grundlagen und programmatische Thesen für einen pädagogischen Umgang mit Fehlern. *Erwägen Wissen Ethik*, 19(3), 274–282.
- Spychiger, M., Kuster, R., & Oser, F. (2006). Dimensionen von Fehlerkultur in der Schule und deren Messung. Der Schülerfragebogen zur Fehlerkultur im Unterricht für Mittel- und Oberstufe. *Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften*, 28(1), 87–110.
- Steuer, G. (2014). *Fehlerklima in der Klasse: Zum Umgang mit Fehlern im Mathematikunterricht*. Springer.
- Sudman, S., Bradburn, N. M., & Schwarz, N. (2003). Thinking about answers: The application of cognitive processes to survey methodology. *Quality of Life Research*, 12, 719–720. <https://doi.org/10.1023/A:1025127424627>
- Sweller, J. (1988). Cognitive load during problem solving: Effects on learning. *Cognitive Science*, 12(2), 257–285. https://doi.org/10.1207/s15516709cog1202_4
- Szrek, H., Chao, L.-W., Ramlagan, S., & Peltzer, K. (2012). Predicting (un)healthy behavior: A comparison of risk-taking propensity measures. *Judgment and Decision Making*, 7(6), 716–727. <https://doi.org/10.1017/S1930297500003260>
- Takashiro, N., & Clarke, C. (2020). Low-socioeconomic status students turn their academic failure to success: A synthesis of qualitative research. In E. Vanderheiden & C.-H. Mayer (Hrsg.), *Mistakes, errors and failures across cultures: Navigating potentials* (S. 363–382). Springer International Publishing.
- Tan, E. W. S., Lim, S. W. H., & Manalo, E. (2017). Global-local processing impacts academic risk taking. *Quarterly Journal of Experimental Psychology*, 70(12), 2434–2444. <https://doi.org/10.1080/17470218.2016.1240815>
- Teagarden, A., Commer, C., Cooke, A., & Mando, J. (2018). Intellectual risks in the writing classroom: Navigating tensions in educational values and classroom practice. *Composition Studies*, 46(2), 116–136.
- Themanson, J. R., Pontifex, M. B., Hillman, C. H., & McAuley, E. (2011). The relation of self-efficacy and error-related self-regulation. *International Journal of Psychophysiology*, 80(1), 1–10. <https://doi.org/10.1016/j.ijpsycho.2011.01.005>
- Thiel, K., & Semrau, T. (2022). Learning from failure feedback for subsequent task performance: A matter of personality? *Frontiers in Psychology*, 13, 1032273. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1032273>
- Tison, E. B., Bateman, T., & Culver, S. M. (2011). Examination of the gender–student engagement relationship at one university. *Assessment & Evaluation in Higher Education*, 36(1), 27–49. <https://doi.org/10.1080/02602930903197875>
- Torrissi-Steele, G. (2018). The human Student: The essentiality of the teacher-student connection in higher education. *International Journal of Adult Vocational Education and Technology*, 9(2), 1–10. <https://doi.org/10.4018/IJA-VET.2018040101>
- Tulis, M., Steuer, G., & Dresel, M. (2016). Learning from errors: A model of individual processes. *Frontline Learning Research*, 4(4), 12–26. <https://doi.org/10.14786/flr.v4i2.168>
- Tulis, M., Steuer, G., & Dresel, M. (2018). Positive beliefs about errors as an important element of adaptive individual dealing with errors during academic learning. *Educational Psychology*, 38(2), 139–158.
- Tzafea, O. (2021). Examining the relationship between students' engagement and socioeconomic background in higher education. *Student Engagement in Higher Education Journal*, 3(2), 141–157.
- Universität Bamberg. (2022). *Entwicklung in Zahlen*. Universität Bamberg. https://www.uni-bamberg.de/fileadmin/kommunikation/045-UNI-PUBLIKATIONEN/Jahresbericht/Jahresbericht_2022_Webversion.pdf
- Üztemur, S. (2020). What if people judge me unfairly: The mediating role of fear of negative evaluation on the relationship between perceived autonomy support and academic risk-taking behavior in social studies courses. *Journal of International Social Studies*, 10(1), 62–91.
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology*, 9(4), 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>

-
- Van Dyck, C., Frese, M., Baer, M., & Sonnentag, S. (2005). Organizational error management culture and its impact on performance: A two-study replication. *Journal of Applied Psychology, 90*(6), 1228–1240. <https://doi.org/10.1037/0021-9010.90.6.1228>
- van Someren, M., Barnard, Y., & Sandberg, J. (1994). *The think aloud method: A practical guide to modelling cognitive processes*. Academic Press. <https://linkinghub.elsevier.com/retrieve/pii/0306457395900314>
- Vantieghe, W., Vermeersch, H., & Van Houtte, M. (2014). Why “Gender” disappeared from the gender gap: (Re-)introducing gender identity theory to educational gender gap research. *Social Psychology of Education, 17*(3), 357–381. <https://doi.org/10.1007/s11218-014-9248-8>
- Varışoğlu, B., & Ekinci Çelikpazu, E. (2019). Secondary school students’ academic risk-taking levels in Turkish lesson. *International Journal of Progressive Education, 15*(4), 241–258. <https://doi.org/10.29329/ijpe.2019.203.18>
- Vygotsky, L. (1978). *Mind in society. The development of higher psychological processes*. Harvard University Press.
- Walpole, M. (2003). Socioeconomic status and college: How SES affects college experiences and outcomes. *The Review of Higher Education, 27*(1), 45–73. <https://doi.org/10.1353/rhe.2003.0044>
- Wang, M.-T., & Eccles, J. S. (2013). School context, achievement motivation, and academic engagement: A longitudinal study of school engagement using a multidimensional perspective. *Learning and Instruction, 28*, 12–23. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.04.002>
- Wang, S., & Huang, C. (2021). Family capital, learning engagement, and students’ higher education gains: An empirical study in mainland China. *International Journal of Environmental Research and Public Health, 18*(21), 11571. <https://doi.org/10.3390/ijerph182111571>
- Ward, M., & Sweller, J. (1990). Structuring effective worked examples. *Cognition and Instruction, 7*(1), 1–39. https://doi.org/10.1207/s1532690xci0701_1
- Weber, E. U., Blais, A., & Betz, N. E. (2002). A domain-specific risk-attitude scale: Measuring risk perceptions and risk behaviors. *Journal of Behavioral Decision Making, 15*(4), 263–290. <https://doi.org/10.1002/bdm.414>
- Wei, T., & Simko, V. (2021). *R package „corrplot“: Visualization of a correlation matrix (0.92)* [Software].
- Weiner, B. (1985). *Human motivation*. Springer.
- Weiner, B., Frieze, I., Kukla, A., Reed, L., Rest, S., & Rosenbaum, R. (1987). Perceiving the causes of success and failure. In E. Jones, D. Kanouse, H. Kelley, R. Nisbett, S. Valins, & B. Weiner (Hrsg.), *Attribution: Perceiving the causes of behavior* (S. 95–120). Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Weingardt, M. (2023). Auf- oder Anregung durch Fehler? Hemmnis, Erfordernis und interdisziplinärer Ansatz einer neuen Fehlerkultur. In J. Beushausen, K. Rusert, & M. Stummbaum (Hrsg.), *Fehlerkulturen in der Sozialen Arbeit: Orientierungshilfen auf dem Weg zu einer fehlerreflektierten Professionalität* (1. Aufl., S. 43–59). utb GmbH. <https://doi.org/10.36198/9783838558448>
- Weinzimmer, L. G., & Esken, C. A. (2017). Learning from mistakes: How mistake tolerance positively affects organizational learning and performance. *The Journal of Applied Behavioral Science, 53*(3), 322–348. <https://doi.org/10.1177/0021886316688658>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis* (3.3.6) [Software]. <https://ggplot2.tidyverse.org>
- Wong, S. S. H., & Lim, S. W. H. (2019). Prevention–Permission–Promotion: A review of approaches to errors in learning. *Educational Psychologist, 54*(1), 1–19. <https://doi.org/10.1080/00461520.2018.1501693>
- Yang, C., Potts, R., & Shanks, D. R. (2018). Enhancing learning and retrieval of new information: A review of the forward testing effect. *Npj Science of Learning, 3*(1), 1–9. <https://doi.org/10.1038/s41539-018-0024-y>
- Yeager, D. S., & Dweck, C. S. (2020). What can be learned from growth mindset controversies? *American Psychologist, 75*(9), 1269–1284. <https://doi.org/10.1037/amp0000794>
- Zamora, Á., Suárez, J. M., & Ardura, D. (2018a). A model of the role of error detection and self-regulation in academic performance. *The Journal of Educational Research, 111*(5), 595–602. <https://doi.org/10.1080/00220671.2017.1349072>
- Zamora, Á., Suárez, J. M., & Ardura, D. (2018b). Error detection and self-assessment as mechanisms to promote self-regulation of learning among secondary education students. *The Journal of Educational Research, 111*(2), 175–185. <https://doi.org/10.1080/00220671.2016.1225657>
- Zander, L., Kreutzmann, M., & Wolter, I. (2014). Constructive handling of mistakes in the classroom: The conjoint power of collaborative networks and self-efficacy beliefs. *Zeitschrift Für Erziehungswissenschaft, 17*(5), 205–223. <https://doi.org/10.1007/s11618-014-0558-6>
- Zapf, D., Frese, M., & Brodbeck, F. C. (1999). Fehler und Fehlermanagement. In C. Hoyos Graf & D. Frey (Hrsg.), *Arbeits- und Organisations-Psychologie* (S. 398–411). Beltz.
- Zeileis, A., & Hothorn, T. (2002). Diagnostic checking in regression relationships. *R News, 2*(3), 7–10.
- Zhang, Q., & Fiorella, L. (2023). An integrated model of learning from errors. *Educational Psychologist, 58*(1), 18–34. <https://doi.org/10.1080/00461520.2022.2149525>
- Zhao, B. (2011). Learning from errors: The role of context, emotion, and personality. *Journal of Organizational Behavior, 32*(3), 435–463. <https://doi.org/10.1002/job.696>
- Zimmerman, B. J. (2000). Attaining self-regulation: A social cognitive perspective. In M. Boekaerts, P. R. Pintrich, & M. Zeidner (Hrsg.), *Handbook of self-regulation* (S. 13–39). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-012109890-2/50031-7>

Verzeichnis der Originalbeiträge

Die Reihenfolge der Beiträge im Verzeichnis spiegelt die Abfolge wider, in der sie in der Dissertationsschrift erwähnt wurden.

Hübner, V & Pfof, M. (2023). Operationalization of academic risk-taking in university students. *Journal for Educational Research Online*, 15(1), 79-98. DOI: <https://doi.org/10.31244/jero.2023.01.04>

Hübner, V. & Pfof, M. (2022). University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks. *Frontiers in Education*, 7, 992067. DOI: [10.3389/feduc.2022.992067](https://doi.org/10.3389/feduc.2022.992067)

Hübner, V. & Pfof, M. (2024). Leap, learn earn: Exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups. *Higher Education*. DOI: [10.1007/s10734-024-01307-w](https://doi.org/10.1007/s10734-024-01307-w)

Hübner, V. & Pfof, M. (2024). Academic risk taking and teaching quality in higher education. *Learning & Instruction*, 90, 101877. DOI: [10.1016/j.learninstruc.2024.101877](https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2024.101877)

Anhang 1: Hübner & Pfof (2023)

Hübner, V. & Pfof, M. (2023). Operationalization of academic risk-taking in university students. *Journal for Educational Research Online*, 15(1), 79-98. DOI: <https://doi.org/10.31244/jero.2023.01.04>

Vanessa Hübner & Maximilian Pfof

Operationalization of Academic Risk-Taking in University Students

Abstract

Academic Risk-Taking (ART) is a type of student behavioral engagement characterized by uncertainty regarding the outcome. Students for example share their ideas on difficult topics during class. When taking academic risks, students are confronted with the possibility of being perceived as less competent by others. Students and instructors ascribe a beneficial effect to ART, and ART may foster academic achievement by promoting deep learning. Still, research shows that students avoid taking academic risks. This phenomenon is largely unexplained and there is only little research on ART in the context of higher education. This may be due to a lack of short survey instruments. This study addresses this issue by proposing an extensive self-report measure to evaluate students' general (G-ART) as well as seminar-specific ART (S-ART). First results indicate that two dimensions of ART, seminar group and peer context, may be differentiated. The third dimension of instructor context shows low consistency and needs to be revised. Possible applications of the scale include closer exploration of the nature of the construct ART regarding stability over time and different contexts. The instrument enables analyzing possible social and gender disparities as well as the relationship between seminar characteristics, ART, and academic achievement.

Keywords

academic risk-taking, higher education, student engagement, self-report scale

Vanessa Hübner, M. Sc., ORCID: 0000-0003-3568-7618 (corresponding author) •
Prof. Dr. Maximilian Pfof, ORCID: 0000-0002-7066-0456, University of Bamberg,
Department of Educational Research, Markusplatz 3, 96045 Bamberg, Germany
email: vanessa.huebner@uni-bamberg.de
maximilian.pfof@uni-bamberg.de

Operationalisierung akademischer Risikobereitschaft Studierender

Zusammenfassung

Akademische Risikobereitschaft (ART) ist eine Form der behavioralen Partizipation und wird durch die Unsicherheit Studierender bezüglich des Ergebnisses einer Lernsituation charakterisiert. Dies ist beispielsweise der Fall, wenn Studierende während Seminaren ihre Ideen zu schwierigen Themen teilen. Gehen Studierende akademische Risiken ein, sind sie mit der Möglichkeit konfrontiert, von anderen als weniger kompetent wahrgenommen zu werden. Studierende und Dozierende schreiben ART einen lernförderlichen Effekt zu und ART kann durch die Unterstützung tiefen Lernens positiv auf akademischen Erfolg wirken. Dennoch werden akademische Risiken von Studierenden gemieden. Dieses Phänomen ist weitgehend unerklärt, es existiert nur wenig Forschung zu ART im Hochschulbereich. Dies kann auf einen Mangel an simplen Erhebungsinstrumenten zurückzuführen sein. Die vorliegende Studie befasst sich mit diesem Problem durch die Entwicklung eines umfassenden Selbstauskunftsinstruments, das ART sowohl in allgemeinen (G-ART) als auch in seminarspezifischen (S-ART) Kontexten erfasst. Erste Ergebnisse deuten auf die Differenzierung von zwei Dimensionen hin: Seminargruppe und Peer-Kontext. Die dritte Dimension, der Dozentenkontext, weist eine geringe Konsistenz auf und benötigt weitere Überarbeitung. Mögliche Anwendungen der Skala umfassen die nähere Untersuchung der Beschaffenheit des Konstrukts ART hinsichtlich der Stabilität über die Zeit und verschiedene Kontexte hinweg, die Analyse möglicher sozialer und geschlechtsspezifischer Disparitäten sowie die Beziehung zu Seminarcharakteristika und akademischem Erfolg.

Schlagworte

Akademische Risikobereitschaft, Hochschule, Partizipation, Fragebogenskala

1. Introduction

Academic Risk-Taking (ART) is a special type of student engagement (Beghetto et al., 2020; Clifford, 1991) which, since the 1990s, generates a growing corpus of research. ART is characterized by students' uncertainty regarding the correctness of their contribution and thus, the outcome of the learning situation (Clifford, 1991). Therefore, students risk making mistakes, receiving implicit or explicit negative feedback, and subsequently being perceived as less intelligent or competent by their peers or instructors (Beghetto, 2009). Students who take academic risks may for example share their ideas on a topic during class even though they are not sure about the quality of their contribution, or ask their peers for feedback on term papers that still need editing. Unlike illegal or dangerous behavior which is classified as negative risk, ART, being socially accepted and constructive can be classified as a positive risk (Duell &

Steinberg, 2019). A study by Krochmal and Roth (2017) suggests that ART has a beneficial effect on students' academic achievement by fostering deep learning. This assumption is supported by Özbay and Köksal (2021), who found an association between ART and secondary students' science achievement. Additionally, university instructors think that students should take more risks in terms of challenging their own beliefs, communicating and networking with others, and seeking academic exploration (Ravert & Schneller, 2019). Students likewise perceive ART to be worthwhile, however, they hesitate to take academic risks (Teagarden et al., 2018) as this poses for example a threat to their self-concept (Ellis, 2015). Özbay and Köksal (2021) state that students' ART levels are dependent on their willingness to participate, their enjoyment, their resilience, their problem-solving skills, as well as motivational factors such as their goal orientation. Especially mastery goal orientation seems to be beneficial for ART (Dachner et al., 2017), the effect possibly mediated by preferred task difficulty. Abercrombie, Carbonneau, and Hushman (2022) found that students who are mastery goal-oriented tend to prefer difficult tasks and therefore take more academic risks. Furthermore, students take more academic risks, when more autonomy is granted by the instructor and when the instructor poses high performance expectations on the students (Dachner et al., 2017).

To our knowledge, no attempts have yet been made to systematically and conjointly investigate the associations between ART, class characteristics, students' individual characteristics, and academic success. Additionally, there is a lack of research on ART in university students compared to students attending primary or secondary education. Research shows, for example, that school students are generally quite uninterested in taking academic risks (Clifford & Chou, 1991), but those who do show ART tend to achieve higher academic outcomes (Bal-İncebacak et al., 2019). Research on whether the same holds for university students is missing. This may also be due to a lack of instruments measuring ART. In fact, we are aware of three instruments currently available. One method includes the observation of primary students' behavior, either during regular lessons or after administering mathematics, spelling, and vocabulary items of varying difficulty (Clifford, 1988; Clifford et al., 1990), which is a laborious approach, subject-specific and not adequate for university students. Beghetto's (2009) self-report measure is generic and therefore often used, but it is unidimensional and does not consider context and persons who might observe the behavior. However, students' individual judgement about the magnitude of risk and, therefore, their behavior may differ according to different situations (Rohrmann, 2005). For example, in the context of their model of identity-based disengagement, Lund Dean and Jolly (2012) state that students' perception of risk and, in turn, their engagement may differ according to the role they take on in front of certain persons, but also within certain situations with varying degree of formality. Therefore, it tends to be important to consider and differentiate environmental circumstances when measuring ART, such as formal in-seminar situations, in which students only have limited control over who is watching, as well as less formal settings like study groups, mostly consisting of members coming to-

gether based on sympathy or joint interests. Finally, some authors (e.g., Akbay & Delibalta, 2020; Çetin et al., 2014) measure ART using Clifford's (1988) School Failure Tolerance scale as a proxy measure for ART. The measure considers affect, cognition, and behavior by evaluating students' emotional reaction after making mistakes, their preference concerning the difficulty of a task, and their tendency to engage in adaptive behavior after having made a mistake or when having difficulties during the learning process. Those aspects are important determinants of ART (Clifford, 1988, 1991). While we acknowledge the usefulness of this instrument to approximate and predict ART, even after the recent revision by Abercrombie, Carbonneau, and Hushman (2022), the instrument has a strong focus on the aspect of dealing with mistakes that have already happened, which is not necessarily a defining feature of ART. Contrary to this retrospective perspective on mistakes, academic risk-taking focuses on the acceptance toward potentially making mistakes in front of others and therefore also taking situational contexts into account. Consequently, Clifford's (1988) School Failure Tolerance scale falls short of reflecting this aspect and just in parts captures the construct of ART. The soundness of interpretations and conclusions based on the results of studies using this instrument to measure ART are thus questionable at best.

By proposing a multidimensional self-report scale that can be used for evaluating either ART in general contexts (G-ART) or ART in a specific context (S-ART), this paper addresses the lack of generic and easy-to-use instruments for academic risk-taking in higher educational contexts. Additionally and by focusing on the prospective component of ART, that is, the acceptance of making potential mistakes that have not yet happened, the article illuminates the structure of the construct in more detail. Concerning the internal structure of ART, we expect to find three distinguishable dimensions within G-ART and S-ART, although we expect all dimensions to correlate positively with each other. Additionally, ART being a special type of engagement, we expect S-ART to correlate positively with seminar-specific engagement. Concerning relations to further criterion variables, we expect to find positive correlations of G-ART and S-ART with mastery goal orientation and grade point average (GPA). However, we expect negative correlations with performance-avoidant goal orientation, which would be in alignment with the theoretical conceptualization of the construct and previous research mentioned above (Beghetto, 2009; Clifford, 1991; Özbay & Köksal, 2021). There is currently no research on the association between ART and teaching quality, but Leach (2016) suggests that student engagement can be enhanced by teaching quality. Therefore, using students' subjective rating of the specific seminar as a proxy for teaching quality, we expect S-ART to correlate positively with seminar rating. Finally, we expect to see a positive association between S-ART and seminar-specific learning success, as ART is meant to promote deep learning (Krochmal & Roth, 2017). We make no assumption on the association of ART with performance-approach goal orientation due to inconclusive prior research findings (Abercrombie, Bang, & Vaughan, 2022; Abercrombie, Carbonneau, & Hushman, 2022) and no clear-cut theoretical derivations.

2. Method

2.1 Development and Description of the Instrument

First, we formulated 22 items based on the theoretical conceptualization of ART, which meant for each item to suggest a certain risk of failure that is realistic for standard academic contexts. We considered the results of interview studies conducted with university instructors and students (Figueira et al., 2018; Ravert & Schneller, 2019; Teagarden et al., 2018) and in which the participants were asked to describe risky academic situations. Drawing from the model of identity-based disengagement (Lund Dean & Jolly, 2012), which assumes that students' engagement levels differ according to the role they take on in front of certain persons and within certain situations, we divide ART into three dimensions which are characterized by who is observing the behavior. The first dimension Seminar Group includes situations in which students' peers as well as their instructors are present (12 items, e. g., "To participate in seminar discussions even on difficult topics."). The second dimension Instructors refers to situations in which only the students' instructor is present (5 items, e. g., "To request feedback from instructors on term papers for which I have received a poor grade."). The third dimension Peers refers to situations in which only students' peers are present (5 items, e. g., "To form a study group with fellow students, even if I feel I know less than the others."). Participants were asked to rate the likelihood of the described behavior on a 5-point Likert scale (*very unlikely, rather unlikely, undecided, rather likely, very likely*). Work by Fredricks et al. (2004) suggests that engagement possesses both, a state and a trait component, so in order to consider context sufficiently, we used the same scales twice, asking the students to rate the items regarding university seminars in general as well as answering them regarding one specific seminar.

In a second step, we conducted cognitive interviews with a sample of five participants. The aim of those interviews was to spot item formulations that were arbitrary, hard to understand, or otherwise misleading. The participants read all items aloud and were asked to verbalize all of their thoughts before marking their answer. The cognitive interviews resulted in minor specifications or changes of wording, but there were no systematic problems occurring repeatedly. The Appendix includes all items of the preliminary instrument as well as the introductory text and answer categories in German language. In addition and for linguistic purposes only, an English translation, which has not been tested, is attached.

2.2 Design and Participants

In order to test the instrument regarding its internal consistency, dimensional structure, and validity, we conducted a pilot study in the second half of the summer semester 2021. We chose German university students studying within the field of social sciences or humanities as our target audience. We collected the data using

an online questionnaire as well as a paper-pencil questionnaire that were identical in content and item order.

Overall, we recruited 159 participants, 116 responding to the online questionnaire and 43 responding to the paper-pencil version. The students' mean age was 24.92 years ($SD=6.20$ years). Forty-five percent of them were Bachelor students, 23% Master students, 23% students aiming for state examination, and 9% did not specify their studies. Seventy-two percent of participants were females.

2.3 Measures

2.3.1 Academic Risk-Taking

In order to measure students' ART levels, we used the 3-dimensional instrument described in the previous chapter. Each participant estimated their ART behavior twice: The items were first introduced referring to a specific context. In this regard, participants were asked to refer to the seminar that they last attended. Second, the items were introduced referring to a general context.

2.3.2 Goal Orientation

We used the scales developed for the StEG study and slightly adjusted them so they fit the university context (Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation, 2020a, 2020b, 2020c). Contrary to the original version, a 5-point Likert scale instead of a 4-point Likert scale was used. The subscale of mastery goal orientation consists of five items and in our study obtains $\alpha = .66$. The subscale of performance-approach goal orientation consists of five items and shows an internal consistency of $\alpha = .87$. The subscale of performance-avoidant goal orientation consists of four items and internal consistency in our study is $\alpha = .84$.

2.3.3 Auxiliary Variables

We asked participants to specify their age and gender. We also inquired the participants' seminar-specific subjective learning success and their own seminar-specific engagement. Those items were measured on a Likert scale from 1 (*very low*) to 6 (*very high*). Furthermore, the participants were asked to rate the overall seminar quality, using German grades from 1 (*very good*) to 6 (*not sufficient*).

2.4 Analysis Strategy

For data analyses, we used R Version 3.6.3 (R Core Team, 2020) in order to optimize and test the ART scale. Using *psych* Version 2.1.9 (Revelle, 2021) we con-

ducted exploratory factor analysis (EFA) for ordinal data. Since we had assumptions concerning the loading pattern of the items, we used *GPArotation* Version 2014.11-1 (Bernaards & Jennrich, 2005) for target rotation (*targetQ*) towards a pre-defined matrix. Items with loadings $< .3$ on their assigned factor or cross-loadings $> .5$ were deleted. We also considered internal consistency using Cronbach's α and item-total correlations. We used *ltm* Version 1.1-1 (Rizopoulos, 2006) for graded response models (GRM) in order to investigate the items' discriminatory power and difficulty. GRM, which are based on item response theory, are used for ordinal data and assume that the probability for a person to answer in a certain answer category is different for each item, even if the person's score on the latent construct is stable. The discrimination parameter indicates how strongly an item and the measured latent construct are associated. The between category thresholds indicate the point on the latent variable where the likelihood of answering in a given category is equal to 0.5 (for a more detailed overview on GRM see Baker, 2001). We deleted those items that had discriminatory power below 1.35 and thus, only keeping those items with at least high discrimination (Baker, 2001). We explored our instrument's validity using correlation.

3. Results

3.1 Descriptive Statistics

Table 1 shows means and standard deviations of the individual ART items of both contexts as well as item correlations with the total score of their respective subscale and the scales' internal consistencies. With the exception of Item 17, floor or ceiling effects were not present. Item-total correlations of the items with their respective scales lay between .00 and .74 for the general and between $-.06$ and .74 for the specific context. We observe Cronbach's α that is acceptable or good ($> .7$) for the group and peer subscales, but insufficient ($< .6$) for the instructor subscale. This result holds for both contexts.

3.2 Factor Analysis and Reliability

3.2.1 Factor Structure

Table 2 presents the results of EFA with target-rotation that we conducted in order to explore the assumed underlying structure with three factors for both, the general and the specific context of the ART scale. With 28% in the general context and 26% in the specific context, the seminar group dimension explains the highest proportion of variance. The peer factor in the general context explains 14% and 13% in the specific context. The instructor factor explains the smallest proportion of variance with 8% or 6%, respectively. In the general context, Factors 1 and 2 correlate

Table 1: Descriptive Statistics of the Preliminary ART Scale

	General				Specific			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}	α [95% CI]	<i>M</i>	<i>SD</i>	r_{it}	α [95% CI]
Seminar group	Item 1	3.39	1.09	.64	4.42	1.11	.60	
	Item 2	3.38	1.02	.69	3.48	1.09	.70	
	Item 3	3.21	1.24	.67	3.30	1.21	.60	
	Item 4	2.90	1.21	.69	3.00	1.31	.64	
	Item 5	3.34	1.12	.63	3.41	1.17	.66	
	Item 6	3.48	1.13	.29	3.17	1.25	.25	.86
	Item 7	2.60	1.15	.57	2.63	1.17	.53	[.82, .89]
	Item 8	3.12	1.18	.60	3.43	1.20	.57	
	Item 9	3.20	1.12	.61	3.02	1.12	.48	
	Item 10	3.23	1.12	.41	3.16	1.11	.28	
	Item 11	2.66	1.09	.41	2.62	1.12	.35	
	Item 12	2.90	1.08	.74	3.01	1.22	.70	
Instructors	Item 13	3.18	1.27	.56	3.13	1.30	.50	
	Item 14	3.43	1.30	.49	3.54	1.33	.54	
	Item 15	2.23	1.05	.20	2.16	0.95	.17	.55
	Item 16	3.30	1.12	.42	3.18	1.31	.42	[.46, .65]
	Item 17	4.00	0.91	.00	4.01	0.88	-.06	
Peers	Item 18	3.28	1.29	.62	2.92	1.36	.55	
	Item 19	3.27	1.26	.65	2.88	1.39	.74	
	Item 20	3.10	1.28	.59	2.93	1.40	.48	.74
	Item 21	3.69	1.10	.66	3.37	1.21	.56	[.68, .80]
	Item 22	3.58	0.94	.28	3.51	1.01	.23	

at $\phi = .42$ while Factors 1 and 3 correlate at $\phi = .17$ and Factors 2 and 3 correlate at $\phi = .10$. In the specific context, Factors 1 and 2 correlate at $\phi = .41$ while Factors 1 and 3 correlate at $\phi = .15$ and Factors 2 and 3 correlate at $\phi = .15$.

Six items of the general and the specific context, respectively, have factor loadings $< .3$ on their assigned factor. Concerning the seminar group dimension, very high cross-loadings $> .5$ concern Items 6 and 11 in both contexts and Item 10 in the specific context. Concerning the instructor dimension, except for one item, low factor loadings on all items are found in both contexts. In short, for the instructor dimension a unidimensional loading pattern is not found. Consequently, the dimension was not considered for further analysis. Item 22 was deleted due to low factor loading on the peer factor.

At this stage, the deletion of above discussed items results in a 2-dimensional instrument for both contexts. The group subscale of the general context consists of 10 items, while in the specific context nine items seem appropriate. The peer subscale of both, the general and the specific context, consists of four items.

3.2.2 Item Discrimination

GRM are based on item response theory, which assumes unidimensionality for its models, so we evaluated thresholds and discrimination parameters for each subscale individually. The results are shown in Table 3 and Table 4. Observing the items' thresholds between categories, we do not find any peculiarities; five answer categories seem adequate. Item 7 and Item 10 of the general context have discriminatory power < 1.35. Item 7 and Item 9 have discriminatory power below the cutoff in the specific context.

Table 2: Results of EFA With Target Rotation

		General				Specific			
		F1	F2	F3	com	F1	F2	F3	com
Seminar group	Item 1	.78	-.11	-.04	.54	.70	-.17	.32	.58
	Item 2	.81	.08	-.10	.69	.82	.03	-.07	.67
	Item 3	.79	-.10	.00	.64	.69	.07	-.14	.51
	Item 4	.86	-.23	.04	.64	.77	.05	-.25	.63
	Item 5	.78	.03	-.25	.63	.90	-.08	-.25	.76
	Item 6	.19	.03	-.25	.31	.07	.28	.41	.32
	Item 7	.54	.05	.21	.40	.55	-.03	.31	.44
	Item 8	.62	.22	-.01	.54	.65	.16	-.11	.52
	Item 9	.74	-.03	-.08	.52	.61	-.17	.27	.43
	Item 10	.43	-.03	.16	.22	.15	.23	.37	.28
	Item 11	.26	.02	.76	.73	.09	.35	.40	.38
	Item 12	.76	.14	.04	.70	.79	.06	-.14	.65
Instructors	Item 13	.25	.33	.12	.28	.26	.39	-.05	.30
	Item 14	.27	.27	.06	.22	.30	.34	-.05	.28
	Item 15	.22	.01	.75	.67	.00	.40	.27	.27
	Item 16	.34	.34	.08	.35	.42	.35	-.17	.41
	Item 17	.10	.12	-.04	.03	.18	-.18	.31	.13
Peers	Item 18	.08	.70	.00	.54	.02	.56	.09	.34
	Item 19	-.10	.85	-.08	.67	.08	.76	.06	.65
	Item 20	-.15	.74	.16	.52	-.08	.74	-.19	.50
	Item 21	-.05	.80	.01	.61	.19	.58	.00	.46
	Item 22	.52	.17	-.11	.36	.66	-.08	.28	.52
Prop Var		.28	.14	.08		.26	.13	.06	

Note. Factor loadings > +/- .3 in bold.

Table 3: Between Category Thresholds and Discriminations of the Items in the General Context

	Threshold 1	Threshold 2	Threshold 3	Threshold 4	Discrm		
Seminar group	Item 1	-2.123	-1.020	0.065	1.315	1.986	
	Item 2	-1.918	-0.873	-0.107	1.438	3.011	
	Item 3	-1.460	-0.720	-0.069	1.557	2.021	
	Item 4	-1.362	-0.243	0.347	1.851	2.121	
	Item 5	-1.960	-0.766	-0.114	1.441	2.257	
	Item 7	-1.352	-0.080	1.161	2.885	1.258	
	Item 8	-1.743	-0.642	0.211	1.649	1.797	
	Item 9	-1.954	-0.772	0.350	1.455	1.900	
	Item 10	-3.497	-1.395	0.160	2.433	0.852	
	Item 12	-1.545	-0.331	0.561	1.764	2.806	
	Peers	Item 18	-1.608	-0.592	-0.030	1.254	1.869
		Item 19	-1.328	-0.676	-0.015	1.197	2.721
Item 20		-1.469	-0.520	0.168	1.534	1.784	
Item 21		-2.055	-1.213	-0.382	0.808	2.621	

Note. Discrimination < 1.35 in bold.

Table 4: Between Category Thresholds and Discrimination of the Items in the Specific Context

	Threshold 1	Threshold 2	Threshold 3	Threshold 4	Discrm		
Seminar group	Item 1	-2.251	-1.167	-0.045	1.331	1.697	
	Item 2	-1.807	-1.032	-0.134	0.957	3.068	
	Item 3	-1.807	-0.952	-0.032	1.235	1.820	
	Item 4	-1.227	-0.398	0.202	1.372	2.225	
	Item 5	-1.768	-0.720	-0.188	1.006	3.041	
	Item 7	-1.484	-0.083	1.036	2.727	1.198	
	Item 8	-2.008	-0.991	-0.240	1.139	1.742	
	Item 9	-2.690	-0.524	0.517	2.263	1.169	
	Item 12	-1.450	-0.304	0.300	1.162	3.015	
	Peers	Item 18	-1.163	-0.324	0.307	1.985	1.417
		Item 19	-0.791	-0.177	0.273	1.217	4.052
		Item 20	-1.242	-0.189	0.328	1.547	1.456
Item 21		-1.912	-0.763	-0.008	1.104	1.936	

Note. Discrimination < 1.35 in bold.

3.2.3 Testing the Final Instrument

Finally, the resulting scales were again scrutinized with regard to content and scale heterogeneity. Since one aim was to develop an instrument that can be used for general and specific contexts, we matched both scales. Therefore, despite low discrimination, we kept Item 9 within the specific context. However, it seemed appropriate to delete Item 3 due to high redundancy with Item 4. In addition, Item 5 was deleted due to strong content overlap with Item 2. Therefore, the final instrument consists of 10 items depicted in Table 5, which also shows the results of the re-assessed internal consistencies and factor loadings conducting EFA. A coherent loading pattern is observed, and the two factors explain a substantial proportion of variance in both contexts. They correlate at $\phi = .35$ in the general context and at $\phi = .43$ in the specific context.

Table 5: Results of EFA with Target Rotation and Cronbach’s Alpha of the Final Instrument

	General				Specific			
	F1	F2	com	α [95% CI]	F1	F2	com	α [95% CI]
Seminar group	Item 1	.76	-.13	.52	.68	-.08	.43	
	Item 2	.82	.07	.71	.84	.03	.73	
	Item 4	.77	-.17	.54	.72	.01	.52	.83
	Item 8	.65	.16	.52	.66	.12	.52	[.79, .87]
	Item 9	.73	-.03	.51	.53	-.06	.26	
Item 12	.83	.13	.77	.83	.83	.00	.68	.83
Peers	Item 18	.14	.66	.51	-.04	.65	.40	[.77, .86]
	Item 19	-.03	.84	.69	.00	.93	.86	.78
	Item 20	-.07	.74	.51	-.09	.70	.44	[.72, .84]
	Item 21	.02	.81	.68	.16	.64	.52	
Prop Var	.35	.24			.31	.22		

Note. Cronbach’s α reported in Columns 4 and 8 were generated including the items of the individual subscales, while the parameters in Columns 5 and 9 include all 10 items of the scale.

3.3 Validity

We used aggregated means of the subdimensions as individual indicators for ART for further analyses concerning validity. Sample means and standard deviations of all variables are presented in Table 6. As expected, we find strong and significant associations between the group dimensions and the peer dimensions of the general and specific context, respectively. The correlations between the respective group dimensions and peer dimensions are moderate. Additionally, we observe that the group dimensions of ART correlate significantly with students’ perceived own engagement within the specific seminar. Furthermore, we observe that students’ ART

Table 6: Intercorrelations of the Dimensions of ART and Auxiliary Variables

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1. G-ART: Group	3.13	0.80	1										
2. G-ART: Peers	3.33	0.99	.27**	1									
3. S-ART: Group	3.26	0.87	.76**	.24**	1								
4. S-ART: Peers	3.03	1.04	.26**	.77**	.31**	1							
5. Mastery GO	4.38	0.46	.28**	.09	.23**	.11	1						
6. Approach GO	2.04	0.90	-.13	.01	-.07	-.02	-.08	1					
7. Avoidant GO	2.76	1.02	-.51**	-.14	-.46**	-.20*	-.12	.49**	1				
8. LS	4.72	1.40	.16**	.22**	.29**	.26**	.23**	-.05	-.14	1			
9. Eng. Self	4.72	1.42	.31**	-.03	.42**	.04	.27**	.04	-.19**	.41**	1		
10. Seminar Rating	2.20	1.00	-.12	-.14*	-.31**	-.20**	-.19**	.03	.22	-.53**	-.34**	1	
11. GPA	2.39	1.04	-.12	-.10	-.07	-.09	-.16	-.20**	-.03	-.16*	-.20**	.14*	1

Note. Correlations of Variables 1–7 with each other are parametric (Pearson's r), while all other correlations are non-parametric (Kendall's tau). Negative correlations with GPA, and seminar rating indicate an association of the respective variable with better grades/better rating, since the German grading system ranges from 1 (*very good*) to 6 (*not sufficient*). G-ART = ART in general contexts; S-ART = ART in a specific context; GO = goal orientation; LS = seminar-specific learning success; Eng. Self = perceived own engagement; GPA = grade point average.

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

in the seminar group is associated with goal orientation. Students tend to have higher levels of ART with high mastery goal orientation. In contrast, performance-avoidant goal orientation seems to inhibit students' ART on the seminar group dimension. We do not observe a significant association between students' ART and performance-approach goal orientation. Moreover, seminar rating seems to play a role, especially regarding students' S-ART. The better students perceive the seminar to be, the higher their ART within this context. In terms of learning outcome, we find that students' subjective learning success within a specific seminar tends to be higher with higher levels of G-ART and S-ART. We find the same tendency with regard to students' GPA, although the relation is not significant.

4. Discussion

This study aims to address the lack of instruments to evaluate university students' ART levels by proposing a self-report scale. Assuming three dimensions, we formulated 22 items based on the results of previous interview studies (Figueira et al., 2018; Ravert & Schneller, 2019; Teagarden et al., 2018). Those were reduced in a stepwise process, taking into consideration aspects of dimensionality, internal consistency, item discrimination, and, lastly, content. This process resulted in an instrument of 10 items on two dimensions: the seminar group dimension and the peer dimension.

4.1 Internal Structure

The seminar group dimension and the peer dimension are distinguishable in both contexts using exploratory factor analysis and are internally consistent with respect to Cronbach's α . Additionally, we observe a significant correlation between the ART seminar group dimension and student engagement in both the general and the specific context. This result indicates that ART is, in fact, a type of student engagement. Contrary to the assumed 3-dimensional structure, however, items that were intended to represent the instructor dimension do not show a coherent unidimensional loading pattern. The items were formulated with a focus on course requirements, such as presentations and term papers, since those are usually opportunities for personal talk with the instructor. However, those requirements are not a prerequisite in all seminars and therefore it is possible that our items produce too much error variability. Additionally, the correlation between engagement and ART is not found for the peer dimension. This result might be explained by the fact that while the item we used for measuring students' general engagement focuses on on-campus courses, S-ART on the peer dimension especially focuses on interaction beyond on-campus courses.

4.2 ART in General and Specific Contexts

Based on the theoretical assumption that students' engagement is dependent on who is present and observing the behavior (Lund Dean & Jolly, 2012) and in order to explore whether ART also has a trait component as suggested by Fredricks et al. (2004), we aimed to measure ART in general and with regard to a specific seminar. We find first evidence suggesting the relevance of examining ART levels within general and specific contexts separately. Though the respective subscales of G-ART and S-ART correlate significantly and highly with each other, students' G-ART cannot fully explain their S-ART levels. The extent to which students display S-ART may not only be a matter of how willing they are to engage in academic risks generally but also of characteristics of the seminar itself, as indicated by the significant correlation coefficient between seminar rating and students' S-ART.

4.3 External and Content Validity

In terms of external validity, students with performance-avoidant goal orientation display lower levels of ART on the group dimensions, which is in alignment with the theoretical assumption that appearing less competent in front of others is a main characteristic of ART (Beghetto, 2009; Clifford, 1991). We find the same relation for the peer dimension, which is not significant in the general context. In line with Dachner et al. (2017), we find that students with mastery goal orientation tend to display higher levels of ART on the group dimensions. Again, the same tendency is found on the peer dimension, which is not significant. The lack of significant correlations on the peer dimension could be caused by the fact that the quality of peer relationships clearly comes into play as an additional source of variance and that goal orientation therefore plays a subordinate role in this context. We did not make any assumptions about the correlation between ART and performance-approach goal orientation and find no association for the group dimensions or for the peer dimension.

We also find a non-significant tendency of students with higher levels of ART achieving higher GPAs. The fact that students' GPAs depend on a variety of individual factors (e.g., intelligence, metacognition) and contextual factors (e.g., type of examination), which may act as confounding variables, can explain the weak nature of the correlation. However, seminar-specific learning success, which we assume to be less confounded than GPA, does correlate significantly with students' ART and thus serves as first indicator that ART may have an influence on academic achievement.

In terms of content validity, our instrument only considers actions with a possibility of failure as these are the core element of ART. Actions and affect following failure as well as individual preferences for task difficulty conceptually play a minor role in ART. Our developed ART scale offers the opportunity to extensively evaluate self-reported, prospective ART, taking into consideration circumstantial and person-specific deviations regarding students' individual perception of risk. The the-

oretical premise of uncertainty about one's contribution as well as the possibility of making mistakes (Beghetto, 2009; Clifford, 1991) is considered in all individual items. Furthermore, the assumption that students perceive risk and therefore behave differently depending on the people who are present and the degree of formality of the situation (Lund Dean & Jolly, 2012; Rohrmann, 2005) is reflected within the two dimensions of the seminar group and peers. Finally, the assumption that ART has both, a state and a trait component (Fredricks et al., 2004) is captured by the differentiation between S-ART and G-ART.

4.4 Limitations

In addition to the aspects already mentioned, our study has some methodological limitations. Since we acquired our sample during the corona pandemic, at a time when German universities had been in partial lockdown for over a year, a replication of the results found under normal teaching conditions is desirable. These circumstances are also partly responsible for the fact that we tested the instrument on a rather small opportunity sample. Within the acquisition process, an open request was made to instructors of the university via an email distribution list, asking them to forward the survey link to their students. Therefore, we cannot make any statements regarding the response rate, as we do not have the necessary information on the number of students reached and to determine the pool of potential participants. Additionally, we limited our sample to students studying within the fields of social sciences and humanities and transferability of the results to students of other study fields such as natural sciences is not verified. Lastly, at the present stage of our research project, a reproduction of the current results with regard to the internal structure of the items was not feasible. Confirming the suggested factorial structure using confirmatory factor analysis within an independent sample is a clear desideratum for future research.

4.5 Implications and Future Research

Since previous research on school students indicates an association between students' ART and their academic success (Bal-İncebacak et al., 2019) and comparable associations were found in the present study, it is of interest to consider ART in research on learning processes also in the context of higher education. For the use of our instrument, we recommend treating and analyzing the peer and seminar group scales individually instead of using an aggregated parameter across all 10 items as a person-specific estimator for ART.

Concerning the research potential of our scale, we see a wide range of important research questions that might be addressed such as whether ART is a stable characteristic of students over time and contexts. Another question concerns possible social and gender disparities. Research on secondary school students shows that

females tend to take less academic risks (Byrnes et al., 1999; Karademir & Akgul, 2019) and that engagement levels are lower in students from lower socioeconomic backgrounds (Tomaszewski et al., 2020), thus enhancing educational inequalities. Whether those disparities persist into higher education may be explored using the presented scales. However, whether ART can be fostered by instructors' teaching behavior or other seminar characteristics and whether this has an influence on students' academic outcomes are questions that are especially relevant.

Since students' ART levels are a factor when it comes to their reported seminar-specific learning success, encouraging students to take more academic risks is a long-term goal that should be pursued. Previous research suggests that psychological safety in the classroom is an important parameter concerning students' ability to learn from their mistakes (Lee, 2020) and that fear of negative feedback inhibits school students' willingness to take academic risks (Üztemur, 2020). Since showing ART implies the ability to handle potential mistakes and negative feedback, we see potential in focusing on psychological safety within the seminar as well as improving students' and instructors' mistake-handling practices and feedback literacy. Sensitizing instructors and students for the learning opportunities that come with making mistakes as well as providing input on how to give and take feedback may improve seminar atmosphere as well as students' confidence and therefore may result in higher ART levels.

Acknowledgement

We would like to thank Dr. Timo Gnambs (Leibniz Institute for Educational Trajectories) for his constructive feedback on an earlier version of this article.

Data availability statement

To ensure the reproducibility of our results for our readers, a minimal dataset, a codebook, and the analysis script were published on the online repository Psych-Archives:

<https://doi.org/10.23668/psycharchives.7080>

<https://doi.org/10.23668/psycharchives.7079>

References

- Abercrombie, S., Bang, H., & Vaughan, A. (2022). Motivational and disciplinary differences in academic risk taking in higher education. *Educational Psychology, 42*(7), 895–912. <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2076810>
- Abercrombie, S., Carbonneau, K.J., & Hushman, C.J. (2022). (Re)Examining academic risk taking: Conceptual structure, antecedents, and relationship to productive

- failure. *Contemporary Educational Psychology*, 68, Article 102029. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.102029>
- Akbay, S.E., & Delibalta, A. (2020). Academic risk taking behavior in university students: Academic procrastination, academic locus of control, and academic perfectionism. *Eurasian Journal of Educational Research*, 89, 159–178. <https://doi.org/10.14689/ejer.2020.89.8>
- Baker, F.B. (2001). *The basics of item response theory* (2nd ed.). ERIC Clearinghouse on Assessment and Evaluation.
- Bal-İncebacak, B., Yaman, S., & Sarışan-Tungaç, A. (2019). The relation between intellectual risk-taking regarding science classes and test anxiety inventory of secondary school. *South African Journal of Education*, 39(1), Article 1670. <https://doi.org/10.15700/saje.v39n1a1670>
- Beghetto, R.A. (2009). Correlates of intellectual risk taking in elementary school science. *Journal of Research in Science Teaching*, 46(2), 210–223. <https://doi.org/10.1002/tea.20270>
- Beghetto, R.A., Karwowski, M., & Reiter-Palmon, R. (2020). Intellectual risk taking: A moderating link between creative confidence and creative behavior? *Psychology of Aesthetics, Creativity, and the Arts*, 15(4), 637–644. <https://doi.org/10.1037/aca0000323>
- Bernaards, C.A., & Jennrich, R.I. (2005). Gradient projection algorithms and software for arbitrary rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 65(5), 676–696. <https://doi.org/10.1177/0013164404272507>
- Byrnes, J.P., Miller, D.C., & Schafer, W.D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(3), 367–383. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367>
- Çetin, B., İlhan, M., & Yılmaz, F. (2014). An investigation of the relationship between the fear of receiving negative criticism and of taking academic risk through canonical correlation analysis. *Educational Sciences: Theory & Practice*, 14(1), 146–158. <https://doi.org/10.12738/estp.2014.1.1616>
- Clifford, M.M. (1988). Failure tolerance and academic risk-taking in ten- to twelve-year-old students. *British Journal of Educational Psychology*, 58(1), 15–27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1988.tb00875.x>
- Clifford, M.M. (1991). Risk taking: Theoretical, empirical, and educational considerations. *Educational Psychologist*, 26(3–4), 263–297. <https://doi.org/10.1080/00461520.1991.9653135>
- Clifford, M.M., & Chou, F.C. (1991). Effects of payoff and task context on academic risk taking. *Journal of Educational Psychology*, 83(4), 499–507. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.83.4.499>
- Clifford, M.M., Chou, F.C., Mao, K.-N., Yun Lan, W., & Kuo, S.-Y. (1990). Academic risk taking, development, and external constraint. *The Journal of Experimental Education*, 59(1), 45–64. <https://doi.org/10.1080/00220973.1990.10806550>
- Dachner, A.M., Miguel, R.F., & Patena, R.A. (2017). Risky business: Understanding student intellectual risk taking in management education. *Journal of Management Education*, 41(3), 415–443. <https://doi.org/10.1177/1052562917695775>
- Duell, N., & Steinberg, L. (2019). Positive risk taking in adolescence. *Child Development Perspectives*, 13(1), 48–52. <https://doi.org/10.1111/cdep.12310>
- Ellis, D.E. (2015). What discourages students from engaging with innovative instructional methods: Creating a barrier framework. *Innovative Higher Education*, 40(2), 111–125. <https://doi.org/10.1007/s10755-014-9304-5>
- Figueira, C., Theodorakopoulos, N., & Caselli, G. (2018). Unveiling faculty conceptions of academic risk taking: A phenomenographic study. *Studies in Higher Education*, 43(8), 1307–1320. <https://doi.org/10.1080/03075079.2016.1250074>
- Fredricks, J.A., Blumenfeld, P.C., & Paris, A.H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research*, 74(1), 59–109. <https://doi.org/10.3102/00346543074001059>

- Karademir, C.A., & Akgul, A. (2019). Students' social studies-oriented academic risk-taking behaviours and autonomous learning skills. *Cypriot Journal of Educational Sciences*, 14(1), 56–68. <https://doi.org/10.18844/cjes.v14i1.4038>
- Krochmal, A.R., & Roth, T.C. (2017). From comfort to confidence: Modeling science as a process of risk-taking in the classroom. In R. Kelty & B.A. Bunten (Eds.), *Risk-taking in higher education: The importance of negotiating intellectual challenge in the college classroom* (S. 103–118). Rowman & Littlefield.
- Leach, L. (2016). Enhancing student engagement in one institution. *Journal of Further and Higher Education*, 40(1), 23–47. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2013.869565>
- Lee, W.S. (2020). An experimental investigation into the application of a learning-from-mistakes approach among freshmen students. *SAGE Open*, 10(2). <https://doi.org/10.1177/2158244020931938>
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation. (2020a). *Skala: Annäherungsleistungsziele* [Scale: Performance-Approach Goal Orientation]. Retrieved from https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6692
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation. (2020b). *Skala: Lernzielorientierung* [Scale: Mastery Goal Orientation]. Retrieved from https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6693
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformation. (2020c). *Skala: Vermeidungsleistungsziele* [Scale: Performance-Avoidance Goal Orientation]. Retrieved from https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6694
- Lund Dean, K., & Jolly, J.P. (2012). Student identity, disengagement, and learning. *Academy of Management Learning & Education*, 11(2), 228–243. <https://doi.org/10.5465/amle.2009.0081>
- Özbay, H.E., & Köksal, M.S. (2021). Middle school students' scientific epistemological beliefs, achievements in science and intellectual risk-taking. *Science & Education*, 30(5), 1233–1252. <https://doi.org/10.1007/s11191-021-00217-y>
- R Core Team. (2020). *R. A language and environment for statistical computing* (Version 3.6.3) [Computer software]. R Foundation for Statistical Computing. <https://www.r-project.org/>
- Ravert, R.D., & Schneller, J. (2019). Risks worth taking: Advisors' views on risks that college students should take more often. *Educational Review*, 71(6), 792–799. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1515725>
- Revelle, W. (2021). *psych: Procedures for psychological, psychometric, and personality research* (Version 2.1.9) [Computer software]. <https://CRAN.R-project.org/package=psych>
- Rizopoulos, D. (2006). *ltm: An R package for latent variable modeling and item response theory analysis* [Computer software]. <https://doi.org/10.18637/jss.v017.i05>
- Rohrmann, B. (2005). *Risk attitude scales: Concepts, questionnaires, utilizations: Project report*. Retrieved from <http://www.rohrmannresearch.net/pdfs/rohrmann-ra-report.pdf>
- Teagarden, A., Commer, C., Cooke, A., & Mando, J. (2018). Intellectual risk in the writing classroom: Navigating tensions in educational values and classroom practice. *Composition Studies*, 46(2), 116–136. <https://www.jstor.org/stable/26642478>
- Tomaszewski, W., Xiang, N., & Western, M. (2020). Student engagement as a mediator of the effects of socio-economic status on academic performance among secondary school students in Australia. *British Educational Research Journal*, 46(3), 610–630. <https://doi.org/10.1002/berj.3599>
- Üztemur, S. (2020). What if people judge me unfairly: The mediating role of fear of negative evaluation on the relationship between perceived autonomy support and academic risk-taking behaviour in social studies courses. *Journal of International Social Studies*, 10(1), 62–91.

Appendix

Items of the Academic Risk-Taking Scale – German Language With English Translations in Brackets

Instruktion [instruction]:

Im Nachfolgenden geht es um unterschiedliche Formen der Seminarbeteiligung. Schätzen Sie ein, wie wahrscheinlich folgendes Verhalten in Seminaren generell/in diesem spezifischen Seminar für Sie ist.

[The following statements focus on different forms of seminar participation. Assess how likely you are to engage in the following behavior during seminars in general/in this specific seminar.]

Dimension 1: Seminar Gruppe [Dimension 1: Seminar Group]

1. (*) Mich auch zu schwierigen Inhalten an Seminardiskussionen beteiligen. [To participate in seminar discussions even on difficult topics.]
2. (*) Ideen mit dem Plenum teilen, auch wenn sie noch unvollständig sind. [To share ideas with the full seminar group, even if they are still incomplete.]
3. Die Ergebnisse von Gruppenarbeiten unaufgefordert im Plenum vorstellen, auch wenn wir uns bei unseren Ergebnissen nicht sicher sind. [Without being asked, to present the results of small group work in front of the full seminar group, even if we are not sure about our results.]
4. (*) Meine Ergebnisse einer Einzelarbeit unaufgefordert im Plenum vorstellen, auch wenn ich mir bei meinen Ergebnissen nicht sicher bin. [Without being asked, to present my results of individual work to the full seminar group, even if I am not sure about my results.]
5. Im Seminar auf Fragen der Lehrenden antworten, auch wenn ich mir bei meiner Antwort nicht sicher bin. [To answer the instructors' questions in the seminar, even if I am not sure about my answer.]
6. Neue Methoden und Präsentationsmedien in Referaten ausprobieren. [To try out new methods and presentation media during presentations.]
7. Aussagen der Dozierenden im Plenum hinterfragen. [To question statements made by instructors in front of the full seminar group.]
8. (*) Im Plenum zu unklaren Seminarinhalten Fragen stellen, auch wenn ich das Gefühl habe, dass meine Mits Studierenden die Inhalte verstanden haben. [To ask questions about unclear seminar content in front of the full seminar group, even if I feel that my fellow students understand the content.]

9. (*) In Seminardiskussionen eine von der Mehrheit abweichende eigene Meinung vertreten. [During seminar discussions, to express an opinion that differs from that of the majority.]
10. Mich für ein Referat entscheiden, auch wenn die zur Verfügung gestellte Literatur schwierig erscheint. [To choose a presentation topic, even if the literature provided seems difficult.]
11. Referate so gestalten, wie ich es für richtig halte, auch wenn das bedeutet, mich über Vorschläge der Dozierenden hinwegzusetzen. [To prepare presentations as I see fit, even if that means disregarding the instructors' suggestions.]
12. (*) Im Seminar aktiv mitreden, auch wenn ich das Gefühl habe, dass die Inhalte über meinem Kompetenzlevel liegen. [To engage in seminar discussions actively, even if I feel that the content is above my level of competence.]

Dimension 2: Dozierende [Dimension 2: Instructors]

13. Nach Referaten, die meiner Meinung nach hätten besser sein können, Feedback von Dozierenden einfordern. [To ask for feedback from instructors after presentations which, in my opinion, could have been better.]
14. Zu schriftlichen Arbeiten, auf die ich eine schlechte Note erhalten habe, Feedback von Dozierenden einfordern. [To request feedback from instructors on written work for which I have received a poor grade.]
15. Schriftliche Arbeiten so gestalten, wie ich es für richtig halte, auch wenn das bedeutet, mich über Vorschläge der Dozierenden hinwegzusetzen. [To design written work as I see fit, even if this means disregarding instructors' suggestions.]
16. Dozierenden nach der Veranstaltung zu unklaren Seminarinhalten Fragen stellen, auch wenn ich das Gefühl habe, dass meine Mitstudierenden die Inhalte verstanden haben. [To ask instructors questions about unclear seminar content after the course, even if I feel that my fellow students understood the content.]
17. Aussagen der Dozierenden für mich persönlich hinterfragen. [To question statements made by instructors for myself personally.]

Dimension 3: Peers [Dimension 3: Peers]

18. (*) Mitstudierenden auch schriftliche Arbeiten zum Gegenlesen geben, über deren Qualität ich mir unsicher bin. [To ask fellow students to proofread my written work, even though I am unsure about its quality.]
19. (*) Nach Veranstaltungen auch schwierige Seminarinhalte mit Mitstudierenden besprechen. [To discuss difficult seminar content with fellow students after courses.]
20. (*) Mit Mitstudierenden eine Lerngruppe bilden, auch wenn ich das Gefühl habe, weniger zu wissen als die anderen. [To form a study group with fellow students, even if I feel I know less than the others.]

21. (*) Mitstudierenden zu Seminarinhalten, die mir unklar geblieben sind, Fragen stellen. [To ask fellow students questions about seminar content that remained unclear to me.]

22. Gegenüber Mitstudierenden eine abweichende eigene Meinung vertreten. [To represent a dissenting opinion in front of fellow students.]

Anmerkungen. (*) Item wurde in das finale Instrument aufgenommen. Die englische Übersetzung wurde nicht überprüft und dient nur dem sprachlichen Verständnis.

[*Note.* (*) Item selected for the final instrument. The English translation has not been tested and only serves the purpose of linguistic understanding.]

Antwortkategorien [response options]:

Die Items werden auf einer fünfstufigen Likert-Skala von 1 (*sehr unwahrscheinlich*), 2 (*eher unwahrscheinlich*), 3 (*teils, teils*), 4 (*eher wahrscheinlich*) bis 5 (*sehr wahrscheinlich*) beantwortet.

[Items are answered on a 5-point Likert scale from 1 (*very unlikely*), 2 (*rather unlikely*), 3 (*undecided*), 4 (*rather likely*) to 5 (*very likely*).]

Anhang 2: Hübner & Pfof (2022)

Hübner, V. & Pfof, M. (2022). University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks. *Frontiers in Education*, 7, 992067. DOI: 10.3389/educ.2022.992067



OPEN ACCESS

EDITED BY
Juergen Seifried,
University of Mannheim, Germany

REVIEWED BY
Michael Goller,
University of Paderborn, Germany
Eveline Wuttke,
Goethe University Frankfurt, Germany

*CORRESPONDENCE
Vanessa Hübner
vanessa.huebner@uni-bamberg.de

SPECIALTY SECTION
This article was submitted to
Educational Psychology,
a section of the journal
Frontiers in Education

RECEIVED 12 July 2022
ACCEPTED 24 October 2022
PUBLISHED 07 November 2022

CITATION
Hübner V and Pfof M (2022)
University students' beliefs about
errors predict their willingness to take
academic risks.
Front. Educ. 7:992067.
doi: 10.3389/educ.2022.992067

COPYRIGHT
© 2022 Hübner and Pfof. This is an
open-access article distributed under
the terms of the [Creative Commons
Attribution License \(CC BY\)](https://creativecommons.org/licenses/by/4.0/). The use,
distribution or reproduction in other
forums is permitted, provided the
original author(s) and the copyright
owner(s) are credited and that the
original publication in this journal is
cited, in accordance with accepted
academic practice. No use, distribution
or reproduction is permitted which
does not comply with these terms.

University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks

Vanessa Hübner* and Maximilian Pfof

Department of Educational Research, University of Bamberg, Bamberg, Germany

Students' beliefs about errors have become a field of interest within higher education research. Studies show that these are associated with students' GPA as well as their learning strategies. Whether students' beliefs about errors are associated with their willingness to engage in learning situations in which making errors is likely, is still an open question. To address this research gap, we measured error beliefs on three dimensions (affect, cognition, and behavior) on a sample of $N = 159$ university students. Applying stepwise linear regression and using academic risk taking as dependent variable for learning behavior that is characterized by a risk of making errors, this article shows that beliefs about errors influence students' willingness to engage in error-prone situations within seminar settings. Students who do not show negative affect after making errors tend to take more academic risks within seminar settings, and students who are behaviorally apt to work with their errors take less academic risks. In contrast, beliefs about errors do not seem to relate to students' engagement in academic risks in front of their peers. These results contribute to a deeper understanding of the role of students' beliefs about their errors for educational dynamics and processes. They also offer implications for practitioners such as promoting strategies for emotional regulation following errors.

KEYWORDS

academic risk taking, goal orientation, academic self-concept, error beliefs, higher education

Introduction

An error may be defined as a preventable result deviating from an anticipated target (Frese and Fischer, 2015). As errors can hardly be avoided during learning processes, dealing with errors in educational settings is a topic that has received an increasing amount of interest, and treating errors as learning opportunities has gained relevance (Chott, 1999; Soutter and Clark, 2021). Although the manifestation of an error itself is usually proclaimed to be domain-specific (Oser and Spychiger, 1999),

structural similarities across domains can be identified. Those go along with structural similarities of handling such errors in different domains. Taxonomically, error types such as knowledge errors (the necessary information in order to execute a plan of action is not available), judgment errors (feedback on an action is misinterpreted), or habit errors (a routine action plan which does not fit the situation is executed) can be differentiated (Zapf et al., 1999). Therefore, we can assume that due to past experiences with errors in educational contexts, university students may have established individual beliefs about making and handling errors that are relatively stable over time and situationally independent (Aronson et al., 2014) and which may guide students' behavior in specific learning situations.

Together with error management strategies, students' beliefs about errors are the focus found within the context of higher educational research most frequently. Beliefs describe the entirety of an individual's opinions regarding a certain object and, according to the theory of reasoned action (Ajzen and Fishbein, 1975), are measured on three dimensions: The dimension of affect includes emotions associated with the issue at hand (e.g., fear of making errors). The cognitive dimension includes thoughts and knowledge about the issue (e.g., recognizing errors as a learning opportunity), and the behavioral dimension includes the tendency to behave in a particular way concerning the issue (e.g., revising relevant course material after making errors). Positive beliefs supposedly lead to higher and more frequent engagement in behaviors in which the issue of the belief is prevalent. In accordance, Leighton et al. (2018) developed a generic instrument measuring university students' beliefs about errors. They found that positive affect and behavioral commitment toward errors predict students' GPA positively, although the mechanism behind is left unexplained. Similarly, Cillarege et al. (2003) found that error management training for older learners, which also included questioning one's own error beliefs, leads to more positive affect after making errors as well as higher performance test scores. Furthermore, a beneficial association between affective-motivational adaptivity and learning from errors was also found by Zhao et al. (2018) within a sample of adult apprentices in the Swiss dual training system. Finally, using latent profile analysis, Reindl et al. (2020) observed that students who are able to reinterpret their errors in a positive way, tend to use more deep-level learning strategies compared to the other two learner profiles identified. Positive beliefs about errors may thus prompt students to engage in learning situations beneficial for academic outcome, despite the risk of making errors in the process.

In order to extend the knowledge within the field of error research, the present article aims to answer the question whether students with positive beliefs about errors tend to engage more in situations in which making errors is likely and therefore enhance academic achievement. Academic risk taking (ART)

serves as a low-threshold example for being engaged in error-prone learning situations. ART is a type of student behavioral engagement that is characterized by students' uncertainty regarding the correctness of their contribution (Clifford, 1991). They share ideas on a difficult topic during courses or ask peers for feedback on a term article that still needs editing. When displaying ART, students risk making errors and may receive explicit or implicit negative feedback, which ultimately may lead to their peers or instructors perceiving them as less intelligent (Beghetto, 2009). Therefore, ART is also dependent on the people present in the error-prone situation and observing the behavior, e.g., peers within a study group or the full seminar group including the instructor (Lund Dean and Jolly, 2012). Additionally, this study offers the opportunity to explore the question why students tend to avoid taking academic risks (Teagarden et al., 2018) even though they might perceive ART to be worthwhile (Ravert and Schnell, 2019). This phenomenon is largely unexplained, though Ellis (2015) identified a high perceived emotional risk, which poses a threat to students' self-concept, to be a barrier that discourages students from engaging.

Based on the assumption that positive beliefs about errors may contribute to the intention of becoming engaged in error-prone learning situations, we hypothesize all dimensions of error beliefs to correlate positively with students' ART (H1). In this study, students' ART was measured on two dimensions: ART in front of the complete seminar group, including the instructor; and ART solely in peer situations. When academic self-concept, goal orientation, age, and gender are held constant, we hypothesize all three dimensions of error beliefs to predict students' ART on the seminar group dimension (H2) and on the peer dimension (H3) positively. We consider these variables as controls as previous studies have shown that on the one hand high academic self-concept, which is a mental representation of students' own academic abilities, predicts students' engagement positively (Guo et al., 2022). On the other hand, learners align their decisions and actions with overarching achievement goals, often measured trichotomously: Students with high mastery goal orientation aim to improve their competences for the sake of learning, while students with high performance-approach goal orientation aim to demonstrate their own skills in front of their peers, and students with high performance-avoidant goal orientation aim to hide their lack of skills from their peers (Middleton and Midgley, 1997; Becker et al., 2018). Abercrombie et al. (2022) found that mastery goal orientation and performance-approach goal orientation, but not performance-avoidant goal orientation predict ART significantly (see also Dachner et al., 2017). Additionally, female students (Karademir and Akgul, 2019) and older students (Beghetto, 2009) were found to display less ART. We had no assumptions concerning differences in relations of students' error beliefs for the two ART dimensions.

Materials and methods

Sample

Between May and July 2021, 116 students of a German university within the fields of social sciences or humanities responded to an online questionnaire, and 43 responded to a paper-pencil version (total $N = 159$ students). Both modalities were identical in item content and order. The mean age was 24.92 years ($SD = 6.20$ years). A total of 45% of them were bachelor students, 23% master students, 23% students aiming for state examination, and 9% did not specify their studies. A total of 72.3% of participants were females.

Measures

Beliefs about errors

The instrument for evaluating beliefs about errors includes items of the Attitudes Toward Mistakes Inventory (Leighton et al., 2018), translated into German and adapted by the authors, German items by Tulis et al. (2018), as well as further items by the authors. In line with our theoretical assumptions and Leighton et al.'s (2018) conceptualization, we operationalized errors as not domain-specific. The items were reduced in a stepwise process, taking into consideration factorial structure, internal consistency, item discrimination, and item difficulty. Originally consisting of 39 items, this process resulted in a three-dimensional instrument with seven items on each dimension. The factorial structure was tested and confirmed, using exploratory factor analysis with target-rotation. The affective dimension captures emotions following errors [e.g., "I feel embarrassed when I give a wrong answer during the seminar" (inverted)] and reaches an internal consistency of $\alpha = 0.90$. The cognitive dimension captures thoughts and knowledge about making errors (e.g., "Making errors is an important part of learning") and reaches $\alpha = 0.88$. The behavioral dimension captures behavior following errors ("When I have made an error I should discuss it with my peers") and reaches $\alpha = 0.76$. Participants answered the items on a 5-point Likert scale from 1 (*completely disagree*) to 5 (*completely agree*). Negatively formulated items were inverted, so high values indicate positive (i.e., adaptive) beliefs about errors.

Academic risk taking

Students' ART levels were measured using a new instrument developed by the authors Hübner and Pfof (accepted¹). Factor analysis with target-rotation showed that two dimensions may be differentiated: Students' willingness to engage in academic

risk taking (1) in front of the seminar group as well as (2) in front of their peers. A third dimension, engaging in ART solely in interaction with the instructor, was not found. Test items and data on psychometric properties of the scales will be published in the above mentioned article. Both dimensions, the six-item seminar group dimension (e.g., "To participate in seminar discussions, even on difficult topics"; $\alpha = 0.86$), and the four-item peer dimension (e.g., "To discuss difficult seminar content with fellow students after courses"; $\alpha = 0.82$) are considered for analyses. All items are answered on a 5-point Likert scale from 1 (*very unlikely*) to 5 (*very likely*).

Goal orientation

We used scales developed by the StEG study (Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020a,b,c) and slightly adjusted them to fit the university context. Using a 4-point Likert scale, mastery goal orientation (e.g., "For me, studying is about learning something new"; $\alpha = 0.62$) and performance-approach goal orientation (e.g., "For me, studying is about receiving better grades than my peers"; $\alpha = 0.87$) were measured by five items, performance-avoidant goal orientation ("For me, studying is about not embarrassing myself in front of my peers"; $\alpha = 0.84$) by four items.

Academic self-concept

We used a scale by Dickhäuser et al. (2002), developed for university contexts. In order to keep the total number of items low, we used the absolute subscale with no reference-norm, which has five items (e.g., "I consider my aptitude for study to be... low - high"; $\alpha = 0.89$). Participants answered the items on a 7-point semantic differential.

Analysis strategy

For conducting analyses, we used *R Version 4.2.0* (R Core Team, 2022). For each of the scales we calculated a person-specific mean as estimator for the constructs. First, we observed the correlation pattern, using *corrplot 0.92* (Wei and Simko, 2021) and next, conducted stepwise linear regression, using *lm.beta 1.5-1* (Behrendt, 2014) for standardized regression coefficients. To test the model assumptions we used *lmtest 0.9-38* (Zeileis and Hothorn, 2002).

Results

Descriptive statistics

Table 1 shows means and standard deviations of all included variables, as well as their interrelations. With the exception of the correlation between the affective and the behavioral dimension, the three dimensions of error beliefs show significant positive

¹ Hübner, V., and Pfof, M. (accepted). Operationalization of academic risk taking in university students. *J. Educ. Res. Online*.

TABLE 1 Means, standard deviations, and bivariate correlation of all variables.

		<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1	EB aff	3.46	0.90	1										
2	EB cog	3.87	0.69	0.48**	1									
3	EB beh	3.71	0.53	0.08	0.30**	1								
4	ASC	5.02	0.99	0.23**	0.08	0.08	1							
5	Ma GO	4.38	0.46	0.10	0.29**	0.28**	0.25**	1						
6	Ap GO	2.04	0.90	-0.38**	-0.26**	-0.10	0.08	-0.08	1					
7	Av GO	2.76	1.02	-0.72**	-0.35**	-0.13	-0.21**	-0.12	0.49**	1				
8	ART (group)	3.15	0.86	0.55**	0.22**	-0.09	0.30**	0.27**	-0.12	-0.51**	1			
9	ART (peers)	3.33	0.99	0.22**	0.22**	0.15	0.19*	0.13	0.26**	-0.17**	0.27**	1		
10	Age	24.9	6.20	-0.01	-0.04	-0.21*	-0.12	-0.14	-0.01	0.03	0.02	-0.24**	1	
11	Gender			-0.11	0.09	0.27**	0.12	0.15	-0.02	0.19	-0.16	0.06	-0.15	1

EB aff, affective beliefs about errors; EB cog, cognitive beliefs about errors; EB beh, behavioral beliefs about errors; ASC, academic self-concept; Ma GO, mastery goal orientation; Ap GO, performance-approach goal orientation; Av GO, performance-avoidant goal orientation; ART, general academic risk taking (seminar group dimension; peer dimension); reference category for gender: female.

* $p < 0.05$ and ** $p < 0.01$.

associations with one another. The same is true for the two ART dimensions. Furthermore, positive correlations between the seminar group dimension of ART and the affective ($r = 0.55$) as well as the cognitive ($r = 0.22$) dimensions of error beliefs are found. There is a non-significant correlation between the behavioral dimension of error beliefs and ART, which is close to zero. Concerning the peer dimension of ART, a comparable pattern is observed.

Regression analysis

We conducted stepwise linear regression in order to test the hypothesis of all three dimensions of error beliefs predicting students' ART on the seminar group dimension (Table 2) as well as on the peer dimension (Table 3). We estimated five models, the first model including all control variables. In models 2–4, we added one dimension of error beliefs, respectively, and model 5 includes all controls and all dimensions of error beliefs.

Concerning the seminar group dimension, model 1 explains 30% of variance in ART. When adding the affective dimension of error beliefs in model 2, we observe a significant 7% increase of explained variance for the seminar group dimension. The coefficient is significant with a medium effect size ($\beta = 0.40$). Adding the cognitive dimension in model 3 does not result in an increase of explained variance compared to model 1. The cognitive dimension shows a zero effect in the regression model. Adding the behavioral dimension in model 4 increases the amount of explained variance significantly by 3% as compared to model 1. Contrary to the correlation analysis, we observe a significant and negative regression coefficient for the behavioral dimension of error beliefs ($\beta = -0.21$). In model 5, which takes all variables simultaneously into account, we observe a significant 11% increase of explained

variance compared to model 1. Performance-avoidant goal orientation predicts the criterion negatively ($\beta = -0.25$), while mastery goal orientation predicts ART positively ($\beta = 0.24$). Concerning the three dimensions of error beliefs, there are no great changes in the coefficients compared to models 2, 3, and 4. Students who show less negative affect following errors display higher levels of ART ($\beta = 0.43$), while students who are behaviorally oriented toward working with errors show lower levels of ART ($\beta = -0.20$). The cognitive dimension does not influence students' ART.

Concerning the peer dimension, model 1 explains 6% of variance and only the cognitive dimension in model 3 adds to the amount of explained variance significantly ($\beta = 0.27$). In model 5, however, age is the only significant predictor ($\beta = -0.20$).

Discussion

Interpretation of results

Beliefs describe how individuals subjectively judge an issue and include emotions, knowledge, and options for action. Individuals whose beliefs have a positive valence are expected to show more willingness to engage in behavior in which the subject of the beliefs is prevalent. In this article, we set out to show the predictive power of students' beliefs about errors on their willingness to take academic risks.

In conformity with the first hypothesis, we find the affective and the cognitive dimensions of error beliefs to correlate positively with students' ART, on the peer dimension as well as on the seminar group dimension. Students who do not display negative affect after making errors are more likely to engage in

TABLE 2 Stepwise linear regression predicting academic risk taking (seminar group dimension).

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4			Model 5		
	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>
ASC	0.13	0.15	0.055	0.10	0.11	0.128	0.13	0.15	0.056	0.13	0.15	0.050	0.09	0.11	0.130
Ma GO	0.33	0.17	0.022	0.35	0.18	0.011	0.33	0.17	0.024	0.41	0.22	0.004	0.45	0.24	0.001
Ap GO	0.10	0.11	0.218	0.13	0.14	0.094	0.10	0.11	0.213	0.10	0.11	0.188	0.12	0.13	0.095
Av GO	-0.40	-0.49	<0.001	-0.18	-0.22	0.038	-0.40	-0.49	<0.001	-0.43	-0.52	<0.001	-0.20	-0.25	0.019
Age	0.01	0.06	0.371	0.01	0.06	0.390	0.01	0.07	0.373	0.00	0.04	0.621	0.00	0.03	0.654
Gender	-0.18	-0.08	0.264	-0.15	-0.07	0.304	-0.17	-0.08	0.271	-0.08	-0.04	0.633	-0.04	-0.02	0.768
EB aff				0.37	0.40	<0.001							0.40	0.43	<0.001
EB cog							-0.01	-0.01	0.939				-0.07	-0.05	0.474
EB beh										-0.33	-0.21	0.007	-0.32	-0.20	0.007
<i>R</i> ² (adj.)	0.30			0.37			0.30			0.33			0.41		
ΔR^2				0.07 (<i>p</i> = <0.001)			0.00 (<i>p</i> = 0.939)			0.03 (<i>p</i> = 0.007)			0.11 (<i>p</i> = <0.001)		

ASC, academic self-concept; Ma GO, mastery goal orientation; Ap GO, performance-approach goal orientation; Av GO, performance-avoidant goal orientation; EB aff, affective beliefs about errors; EB cog, cognitive beliefs about errors; EB beh, behavioral beliefs about errors; reference category for gender: female. Findings significant on the 5%-level are bold. Changes in *R*² were tested using ANOVA.

TABLE 3 Stepwise linear regression predicting academic risk taking (peer dimension).

	Model 1			Model 2			Model 3			Model 4			Model 5		
	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>	<i>b</i>	β	<i>p</i>
ASC	0.12	0.12	0.197	0.10	0.10	0.264	0.12	0.12	0.190	0.12	0.12	0.196	0.11	0.11	0.233
Ma GO	0.04	0.02	0.836	0.05	0.02	0.797	-0.04	-0.02	0.823	-0.01	-0.01	0.953	-0.05	-0.02	0.798
Ap GO	0.07	0.07	0.508	0.08	0.08	0.435	0.10	0.09	0.364	0.07	0.06	0.512	0.10	0.09	0.361
Av GO	-0.16	-0.17	0.106	-0.05	-0.06	0.668	-0.11	-0.12	0.268	-0.14	-0.15	0.147	-0.05	-0.05	0.703
Age	-0.03	-0.21	0.015	-0.03	-0.21	0.014	-0.03	-0.21	0.014	-0.03	-0.19	0.026	-0.03	-0.20	0.020
Gender	0.16	0.07	0.454	0.17	0.07	0.423	0.12	0.05	0.565	0.10	0.04	0.652	0.10	0.04	0.652
EB aff				0.18	0.16	0.175							0.11	0.10	0.429
EB cog							0.27	0.18	0.042				0.21	0.14	0.157
EB beh										0.20	0.11	0.230	0.13	0.07	0.455
<i>R</i> ² (adj.)	0.06			0.06			0.08			0.06			0.07		
ΔR^2				0.00 (<i>p</i> = 0.175)			0.02 (<i>p</i> = 0.042)			0.00 (<i>p</i> = 0.229)			0.01 (<i>p</i> = 0.157)		

ASC, academic self-concept; Ma GO, mastery goal orientation; Ap GO, performance-approach goal orientation; Av GO, performance-avoidant goal orientation; EB aff, affective beliefs about errors; EB cog, cognitive beliefs about errors; EB beh, behavioral beliefs about errors; reference category for gender: female. Findings significant on the 5%-level are bold. Changes in *R*² were tested using ANOVA.

academic risks, and students who believe errors to be a learning opportunity are more likely to take academic risks. However, the behavioral dimension shows a zero correlation, the aptness to work with errors not being related to ART and therefore only partially supporting our hypothesis. The correlation pattern shifts in the regression analysis.

Though we do not see the second hypothesis fully supported in the regression, we find evidence that beliefs about errors do affect students' learning behavior and subsequently, their opportunities to learn from potential errors (Oser et al., 1999). When analyzed in the joint model, the affective dimension still shows an association with ART on the seminar group dimension

in the expected direction and, out of the three error belief dimensions, adds the largest amount of explained variance. This result is coherent with the theoretical assumption that positive beliefs about an object lead to heightened intention to engage in behavior in which the object of the belief is prevalent (Ajzen and Fishbein, 1975). The cognitive dimension does not predict ART on the seminar group dimension, the correlation being fully explained through the control variables. Both those results serve as explanations concerning why students tend to avoid ART even if they perceive it to be beneficial (Ravert and Schneller, 2019). The mere rational knowledge that errors are a learning opportunity is not sufficient to prompt

students to take academic risks. Therefore, the decision to engage in ART may not exclusively be based on rational decisions concerning optimal learning. Instead, students may perceive the worry of making errors and subsequently having to experience negative affect as a barrier to take academic risks, supporting Ellis' (2015) assumption of emotional risk playing a role in ART.

The behavioral dimension, contrary to our hypothesis, predicts ART on the seminar group dimension negatively when controlling for goal orientation, academic self-concept, age, and gender. Correlations reveal that mastery goal orientation is related positively to both variables, the behavioral dimension of error beliefs as well as ART. Therefore, after controlling for this variable, students who believe they should work on their errors likewise avoid error-prone situations, possibly with the goal to minimize the work they need to put into their studies. However, this is just a first hypothesis requiring further research. Furthermore, the minor standard deviation of the behavioral beliefs subscale implies that our sample is fairly homogenous regarding their behavioral tendencies following errors. Thus, this negative relation within the regression model could also be a statistical artifact.

Contrary to our third hypothesis, relations regarding students' ART in front of their peers with students' beliefs about errors were not found when analyzed in a joint regression model. It might be possible that making errors is not a major threat to students in exclusive peer situations. Peers usually come together based on sympathy or joint interests, which might reduce the expectation of possible negative effects of ART. In consequence, beliefs about errors might be less important for ART in such situations.

Limitations

First, the sample was collected during the COVID-19 pandemic, when German universities had been in partial lockdown for over a year and primarily conducting online seminars, which may affect students' engagement levels and ART. Even though synchronous online teaching was offered, there may have been fewer opportunities for interaction and taking academic risks during seminars, as well as fewer peer-to-peer situations than under normal teaching conditions. Second, the sample is rather small, which may result in a lack of statistical power, and only includes students studying within the fields of social sciences and humanities. Therefore, results may not necessarily generalize to other fields of study such as natural sciences. Third, and concerning the reliability of the instruments used, Cronbach's Alpha of mastery goal orientation was quite low as was its standard deviation. In terms of validity, when creating the instrument for error beliefs, we did not go

through multiple iterations of translation. Furthermore, items of further sources were used for the composition of the applied scales. Therefore, direct comparisons with results reported by Leighton et al. (2018) are not advisable. Additionally, the scales on ART and error beliefs were developed within the same sample as the one used in the present analyses and a replication of the reported findings within an independent sample is an important research desideratum. Finally, error beliefs are operationalized in a generic way, although intra-individual fluctuations e.g., between different domains are thinkable.

Implications for future practice and research

Previous research suggests the importance of error beliefs within educational settings by showing an association with GPA and learning strategies (Leighton et al., 2018; Reindl et al., 2020). On a normative level, authors state that working with errors within educational contexts should be practiced (Chott, 1999; Soutter and Clark, 2021). Therefore, we consider it necessary to take beliefs about errors into consideration when empirically analyzing educational processes and planning interventions.

Following on from our results and those found in the literature, we see important research questions that we would like to address in the future. First, it should be established whether ART acts as a moderating factor between students' beliefs about errors and their academic achievement, shedding some light on the underlying mechanism concerning the association between error beliefs and GPA (Leighton et al., 2018). Second, a robustness check of our results taking into account additional possible factors of influence is in order. For example, the theory of reasoned action (Ajzen and Fishbein, 1975) considers perceived locus of control a determinant of the likelihood of performing behavior.

Due to the crucial role of the affective dimension for students' decision to engage in ART, our findings suggest that practitioners might focus on improving the affective component of error beliefs. Psychological safety within courses has shown to minimize negative affect after making errors (Lee, 2020). Therefore, considering seminar climate as well as the role of strategies of emotional regulation in order to decrease negative affect following errors seems promising.

Data availability statement

The datasets presented in this study can be found in online repositories. The names of the repository/repositories and accession number(s) can be found

below: <https://doi.org/10.23668/psycharchives.8303> and <https://doi.org/10.23668/psycharchives.8304>.

Ethics statement

Ethical review and approval was not required for the study on human participants in accordance with the local legislation and institutional requirements. The patients/participants provided their written informed consent to participate in this study.

Author contributions

VH was responsible for the data collection, performed the statistical analyses, and wrote the first draft of the manuscript. MP contributed to writing the manuscript. VH and MP were included in the revision of the first draft and approved the version submitted. Both authors contributed to the development of the questionnaire used and the design of the study.

References

- Abercrombie, S., Bang, H., and Vaughan, A. (2022). Motivational and disciplinary differences in academic risk taking in higher education. *Educ. Psychol.* 42, 1–18. doi: 10.1080/01443410.2022.2076810
- Ajzen, I., and Fishbein, M. (1975). *Belief, attitude, intention, and behavior: An introduction to theory and research*. Reading, MA: Addison-Wesley.
- Aronson, E., Wilson, T., and Akert, R. (2014). *Sozialpsychologie [Social Psychology]*. Hallbergmoos: Pearson.
- Becker, S., Pfof, M., and Artelt, C. (2018). New challenge, new motivation? Goal orientation development in graduates of higher track schools and their peers in vocational training. *Front. Psychol.* 9:1371. doi: 10.3389/fpsyg.2018.01371
- Beghetto, R. A. (2009). Correlates of intellectual risk taking in elementary school science. *J. Res. Sci. Teach.* 46, 210–223. doi: 10.1002/tea.20270
- Behrendt, S. (2014). *lm.beta: Add Standardized Regression Coefficients to lm-Objects. R package version 1.5-1*.
- Chott, P. O. (1999). Ansätze zur Förderung einer Fehlerkultur: Lernförderung in der Schule durch Fehlerprophylaxe und Fehlermanagement [Approaches for promoting an "error culture": Promoting learning at school through error prevention and error management]. *PÄDForum* 3, 238–248.
- Cillarege, K. A., Nordstrom, C. R., and Williams, K. B. (2003). Learning from our mistakes: Error management training for mature learners. *J. Bus. Psychol.* 17, 369–385. doi: 10.1023/A:1022864324988
- Clifford, M. M. (1991). Risk taking: Theoretical, empirical, and educational considerations. *Educ. Psychol.* 26, 263–297. doi: 10.1080/00461520.1991.9653135
- Dachner, A. M., Miguel, R. F., and Patena, R. A. (2017). Risky business: Understanding student intellectual risk taking in management education. *J. Manag. Educ.* 41, 415–443. doi: 10.1177/1052562917695775
- Dickhäuser, O., Schöne, C., Spinath, B., and Stiensmeier-Pelster, J. (2002). Die Skalen zum akademischen Selbstkonzept: Konstruktion und Überprüfung eines neuen Instruments [The academic self-concept scales: Construction and review of a new instrument]. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie* 23, 393–405. doi: 10.1024/10170-1789.23.4.393
- Ellis, D. E. (2015). What discourages students from engaging with innovative instructional methods: Creating a barrier framework. *Innovat. Higher Educ.* 40, 111–125. doi: 10.1007/s10755-014-9304-5
- Frese, M., and Fischer, S. (2015). "Errors," in *Wiley Encyclopedia of Management*, ed. C. L. Cooper (Chichester, UK: John Wiley & Sons, Ltd), 1–3. doi: 10.1002/9781118785317.wcom110147
- Guo, J.-P., Yang, L.-Y., Zhang, J., and Gan, Y.-J. (2022). Academic self-concept, perceptions of the learning environment, engagement, and learning outcomes of university students: Relationships and causal ordering. *Higher Educ.* 83, 809–828. doi: 10.1007/s10734-021-00705-8
- Karademir, C. A., and Akgul, A. (2019). Students' social studies-oriented academic risk-taking behaviours and autonomous learning skills. *CJES* 14, 56–68. doi: 10.18844/cjes.v14i1.4038
- Lee, W. S. (2020). An experimental investigation into the application of a learning-from-mistakes approach among freshmen students. *SAGE Open* 10:215824402093193. doi: 10.1177/2158244020931938
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen (2020a). *Skala: Annäherungsleistungsziele [Scale: Performance-approach goals]*. Available online at: https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6692
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen (2020b). *Skala: Lernzielorientierung [Scale: Mastery goals]*. Available online at: https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6693
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020c). *Skala: Vermeidungsleistungsziele [Scale: Performance-avoidant goals]*. Available online at: https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6694
- Leighton, J. P., Tang, W., and Guo, Q. (2018). Undergraduate students' attitudes towards mistakes in learning and academic achievement. *Assess. Evaluat. Higher Educ.* 43, 612–628. doi: 10.1080/02602938.2017.1387230
- Lund Dean, K., and Jolly, J. P. (2012). Student identity, disengagement, and learning. *AMLE* 11, 228–243. doi: 10.5465/amle.2009.0081
- Middleton, M. J., and Midgley, C. (1997). Avoiding the demonstration of lack of ability: An underexplored aspect of goal theory. *J. Educ. Psychol.* 89, 710–718. doi: 10.1037/0022-0663.89.4.710
- Oser, F., and Spychiger, M. (1999). "Lernen aus Fehlern: Zur Psychologie 'negativen' Wissens," in *Learning from errors: On a psychology of 'negative' knowledge in Fehlerwelten: Vom Fehlermachen und Lernen aus Fehlern? Beiträge und Nachträge zu einem interdisziplinären*

Funding

Publication fees supported by Open-Access-Fund, University of Bamberg.

Conflict of interest

The authors declare that the research was conducted in the absence of any commercial or financial relationships that could be construed as a potential conflict of interest.

Publisher's note

All claims expressed in this article are solely those of the authors and do not necessarily represent those of their affiliated organizations, or those of the publisher, the editors and the reviewers. Any product that may be evaluated in this article, or claim that may be made by its manufacturer, is not guaranteed or endorsed by the publisher.

Symposium aus Anlaß des 60. Geburtstages von Fritz Oser, eds W. Althof and F. Oser (Opladen: Leske), 11–41.

Oser, F., Spychiger, M., and Hascher, T. (1999). “Lernen aus Fehlern: Zur Psychologie ‘negativen’ Wissens [Learning from errors: On the psychology of “negative” knowledge],” in *Fehlerwelten: Vom Fehlermachen und Lernen aus Fehlern. Beiträge und Nachträge zu einem interdisziplinären Symposium aus Anlaß des 60. Geburtstages von Fritz Oser*, ed. W. Althof (Opladen: Leske), 11–41.

R Core Team (2022). *R: A language and environment for statistical computing. R foundation for statistical computing*. Vienna: R Core Team.

Ravert, R. D., and Schneller, J. (2019). Risks worth taking: Advisors’ views on risks that college students should take more often. *Educ. Rev.* 71, 792–799.

Reindl, M., Tulis, M., and Dresel, M. (2020). Profiles of emotional and motivational self-regulation following errors: Associations with learning. *Learn. Individ. Diff.* 77:101806. doi: 10.1016/j.lindif.2019.101806

Soutter, M., and Clark, S. (2021). Building a culture of intellectual risk-taking: Isolating the pedagogical elements of the Harkness Method. *J. Educ.* 54:002205742110377. doi: 10.1177/00220574211037747

Teagarden, A., Commer, C., Cooke, A., and Mando, J. (2018). Intellectual risks in the writing classroom: Navigating tensions in educational values and classroom practice. *Composit. Stud.* 46, 116–136.

Tulis, M., Steuer, G., and Dresel, M. (2018). Positive beliefs about errors as an important element of adaptive individual dealing with errors during academic learning. *Educ. Psychol.* 38, 139–158. doi: 10.1080/01443410.2017.1384536

Wei, T., and Simko, V. (2021). *R Package “Corrplot”: Visualization of a Correlation Matrix (Version 0.84)*.

Zapf, D., Frese, M., and Brodbeck, F. C. (1999). “Fehler und Fehlermanagement,” in *[Errors and error management] in Arbeits- und Organisations-Psychologie*, eds C. Hoyos Graf and D. Frey (Weinheim: Beltz), 398–411.

Zeileis, A., and Hothorn, T. (2002). Diagnostic checking in regression relationships. *R News* 2, 7–10.

Zhao, B., Seifried, J., and Sieweke, J. (2018). Trainers’ responses to errors matter in trainees’ learning from errors: Evidence from two studies. *JMP* 33, 279–296. doi: 10.1108/JMP-10-2017-0364

Anhang 3: Hübner & Pfof (2024)

Hübner, V. & Pfof, M. (2024). Leap, learn earn: Exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups. *Higher Education*. DOI: 10.1007/s10734-024-01307-w



Leap, learn, earn: exploring academic risk taking and learning success across gender and socioeconomic groups

Vanessa Hübner¹ · Maximilian Pfof¹

Accepted: 3 September 2024
© The Author(s) 2024

Abstract

Background The positive learning effects of academic risk taking (ART) in higher education has been discussed since the 1980s. However, this may not apply equally for all social groups. Men and women may differ in the way they use ART to construct their gender identity. Students with different socioeconomic status (SES) may differ in their ability to navigate academic risks due to differences in available cultural capital.

Aims This study examines gender and SES disparities in ART and their impact on learning success. It explores if ART mediates and is moderated by gender and SES effects. Additionally, it assesses if ART directly predicts learning success.

Sample A sample of $N = 381$ German university students was used.

Methods Data was analyzed following a structural equation modeling approach.

Results Men show more ART on the seminar group dimension, whereas women show more ART on the peer dimension. Being male indirectly predicts higher learning success via the seminar group dimension of ART. Furthermore, SES and gender moderate the effect between ART and learning success. Both ART dimensions directly predict students' learning success.

Conclusions Our research contributes to understanding the mechanisms of social disparities within higher education and offers implications for the development of inclusive teaching strategies and research on aspects of intersectionality.

Keywords Academic risk taking · Learning success · Disparities · Gender · Socioeconomic status · Higher education

✉ Vanessa Hübner
vanessa.huebner@uni-bamberg.de

Maximilian Pfof
maximilian.pfof@uni-bamberg.de

¹ Department of Educational Research, University of Bamberg, Markusplatz 3, DE-96045 Bamberg, Germany

Introduction

What is academic risk taking?

When people face risks, they are generally confronted with multiple options of action, each carrying uncertain consequences with varying degrees of likelihood (Betsch et al., 2011). While in educational contexts the focus has largely been on negative risks such as absenteeism (Halpern, 2007) or antisocial behavior (Kiran & Cengiz, 2021), taking risks is not inherently harmful (Fryt et al., 2022). Academic risk taking (ART) is a special type of student behavioral engagement, which is characterized by students' uncertainty regarding the correctness and the outcome of their contribution (Beghetto, 2009; Clifford, 1991). As this behavior is assumed to be conducive to learning, ART is an example of positive risk taking (Duell & Steinberg, 2019). For instance, students share ideas they are uncertain about in front of the whole seminar, or ask peers for feedback on term papers that still need editing (Hübner & Pfof, 2023). Hence, the risk lies in making errors while learning and being perceived as less competent by peers and instructors. Yet, students may also have something to gain from taking academic risks, as ART is thought to be beneficial for academic performance by fostering deep learning (Krochmal & Roth, 2017). Particularly when students are faced with problems in understanding the content, taking academic risks such as discussing their perceptions and inferences with competent others can lead to the identification and correction of misconceptions and thus to better learning. Even committing errors in the ART process may be beneficial for learning, for example through the acquisition of negative knowledge (Oser & Spychiger, 2005). This means that by making errors, students see not only how things work, but also how they do not work which is thought to be an integral part of understanding and learning.

Research interest in ART within higher education is growing, but structural conditions in universities differ from those found in school settings. Higher education environments afford students a considerable degree of autonomy to shape their learning experiences (Goppert et al., 2021). Moreover, universities serve as hubs for disseminating complex content, contributing to an environment, where the certainty of knowledge is not guaranteed (Prieler et al., 2022). Considering these structural realities, traditional measures of ART (e.g., Clifford, 1988) may prove inadequate in capturing the intricacies of risk taking among university students. A new self-report approach (Hübner & Pfof, 2023) considers the fact that individuals tend to take on different roles in front of different people, and may disengage when they experience identity-threat (Lund Dean & Jolly, 2012). For example, a student may perceive themselves as a *'clever debater'* and feel comfortable discussing content with selected peers who have a similar level of knowledge. However, that student may experience identity-threat in the presence of an instructor. They have a higher level of knowledge and may therefore see even small errors as deficits and consider the student to be less competent. In this situation, the role of a *'quiet listener'* may become more prevalent. Being asked, directly or indirectly, to take academic risks may therefore elicit different responses in the two roles. The instrument accommodates the possibility that the same student may have different context-specific ART propensities and distinguishes two contexts: The seminar group dimension, which includes situations in which peers and an instructor are present, and the peer dimension, which includes situations in which only peers are present.

Are there disparities in academic risk taking?

When researching ART as a type of behavior that is beneficial to learning and generally worth promoting, it is important to consider whether the introduction of new teaching methods that incorporate ART create new barriers, especially for students from traditionally disadvantaged social groups. Research on disparities in ART is scarce, especially in the context of higher education. We contribute to close this research gap by focusing on two markers of disparity, namely students' gender and their socioeconomic status (SES).

Gender

Contemporary theories of gender identity, such as Spence's (1993) *multifactorial gender identity theory*, or Bem's (1981) *gender schema theory* recognize gender as not biologically determined, but as learned and dynamic. From an early age, individuals are socialized into gender roles and internalize the characteristics each gender should possess within their societal context (Silva & Alves, 2020). Various traits, appearances, and mannerisms contribute to an individual's *gender identity* i.e., their sense of masculinity or femininity, and individuals incorporate gendered actions and signifiers into their everyday social interactions, known as *doing gender* (Vantieghem et al., 2014). Within this reiterative process, virtually anything can become a signifier for doing gender, including ART. Based on these assumptions and findings from research on gender stereotypes, we can make a theoretical case for both, female and male students perceiving identity-threat or identity-confirmation when displaying ART. On the one hand, femininity has traditionally been associated with traits like submissiveness, shyness and supportiveness, which still persist (Meyer et al., 2017). Consciously or unconsciously, females may therefore try to minimize their own presence within seminars and display less ART than their male counterparts. Likewise, women are said to be creative and imaginative (Bhatia & Bhatia, 2021), which aligns with the characteristic of ART to think beyond the content provided by the instructor. On the other hand, men are often perceived as assertive and daring (Bhatia & Bhatia, 2021; Meyer et al., 2017), which fits well with the risk taking aspect of ART. However, there is a distinct lack of attributes implying vulnerability associated with masculinity (Cryan et al., 2020). Conversely, the word 'uncertain' (Meyer et al., 2017) was found to be especially antithetical to masculinity. Males may therefore try to avoid ART as this requires them to accept their uncertainty, the possibility to make errors and becoming vulnerable in front of others.

Only little empirical research exists on the association between ART and gender, with conflicting results. While researchers found no association in secondary school students (Avcı & Özenir, 2016; Beghetto, 2009; House, 2002), Byrnes et al. (1999) meta-analysis found a significant effect size of $d=0.40$ across all observed age groups (<9 years old; 10–13 years old; 18–21 years old); males taking more academic risks than females. It is important to note, that this meta-analysis incorporated papers published between 1964 and 1997 and a shift of gender stereotypes towards the acceptance of traditionally male attributes in females (Donnelly & Twenge, 2017) may explain the non-effects in newer studies. Additionally, recent research in related fields shows that women tend to take more positive risks than men (Fryt et al., 2022). Furthermore, they participate less within higher education seminars (Aguillon et al., 2020; Daugherty et al., 2020). Even in female-dominated study programs, their participation in discussions is disproportionately low (Aguillon et al., 2020; Eddy et al., 2014).

Overall, existing theory and empirical evidence does not allow to paint a clear picture concerning the association between ART and gender, especially with respect to higher education students. However, a slight trend in favor of men may be discernible in the discussion above. In the present study, we explore whether there are systematic differences in ART between men and women.

Socioeconomic status

Bourdieu's *theory of human capital* assumes that individuals possess a set of knowledge, skills, and abilities acquired through socialization and life experience (Bourdieu, 1986). *Cultural capital*, as an integral component of this theory, further expands on this by emphasizing the importance of adaptive cultural and social competencies, such as familiarity with institutional contexts and social conventions, language proficiency, and the construction of appropriate strategies of action (Edgerton & Roberts, 2014). It can contribute to the reproduction of educational and social inequality, as individuals who possess less or the wrong cultural capital for the field they need to navigate face barriers to upward mobility (Bourdieu, 2003). Cultural capital is not equally distributed across the socioeconomic spectrum and the cultural capital available to high-SES individuals usually holds higher value within the academic field (Edgerton & Roberts, 2014). High-SES students are therefore likely to possess a sense of fitting in (Lehmann, 2007), high self-confidence (Engstrom et al., 2023), higher goal persistence (Hu et al., 2020), and higher academic achievement (Rodríguez-Hernández et al., 2020). Likewise, a mismatch between an individual's cultural capital and the requirements of their field can lead to insecurity and disengagement (Edgerton & Roberts, 2014). This mismatch may create a conflict between the desire for comfort and security, and the willingness to take academic risks. Low-SES individuals may find themselves reluctant to embrace academic challenges and potentially avoid them altogether, particularly in academic environments with potential exposure in front of an audience. Empirically, low-SES students tend to be less familiar with academic practices compared to their high-SES peers. The former report a lack of organizational skills, of learning methods and an overall less successful university entry preparation (Tzafea, 2021). This apparent mismatch between academic requirements and available resources seems to translate into disengagement. Low-SES students show a reduced willingness to join in course discussions (Qiu & Ye, 2023; Wang & Huang, 2021) and are less involved in extracurricular student groups (Walpole, 2003). Furthermore, Jack (2016) found that low-SES school students are more concerned about being judged by instructors and deal less well when confronted with conflicting ideas. This could contribute to their avoidance to take academic risks.

In summary, the presented theoretical and empirical evidence suggests that low-SES students would display less ART than their high-SES peers. However, to our knowledge, this association has not yet been tested empirically. Therefore, we will examine whether there are differences in ART between the two SES groups. Doing so holds significant implications for understanding educational inequality. Additionally, identifying potential variations in ART across SES can inform targeted interventions tailored to the needs of students from diverse socioeconomic backgrounds.

Who benefits from academic risk taking?

Despite the theoretical argument concerning the beneficial effect of ART for learning, there is only marginal empirical evidence for this assumption. A study by Özbay and Köksal (2021) has produced positive correlations for the association between ART and academic achievement for school students. Within the higher education context, Hübner and Pfof (2023) found positive correlations between ART and learning success using the two-dimensional ART approach previously described. Students who displayed more ART on the seminar group dimension showed higher learning success. The same is true for the peer dimension. Further analysis is needed given the small sample size and the study's exclusive reliance on correlations. Important covariates like SES, gender, and prior academic achievement were not considered.

Taking academic risks does not necessarily lead to the confirmation of assumptions and positive feedback for correct and adequate contributions, but also inherently involves the possibility of failure or setback. To reap the learning benefits of ART, errors made during the process need to be corrected, and the gained knowledge needs to be reintegrated into the existing knowledge. It is possible that there are systematic differences between social groups in their ability to do so. Making errors that reveal incorrect reasoning and misconceptions can lead to negative feelings such as frustration, anxiety or anger (Hübner & Pfof, 2022; Takashiro & Clarke, 2020) as well as thoughts of inadequacy or brooding (Reindl et al., 2020). Research has shown that the availability of adaptive task-related and socially focused coping strategies is helpful in dealing with errors (Santor et al., 2020). Therefore, students who can regulate their negative reactions generated by ART may be better equipped to deal with their errors constructively, and benefit more from displaying ART. While there is a wealth of general research on coping strategies following errors (e.g., Cillarege et al., 2003; Tulis et al., 2011, 2016), there is a research desideratum regarding possible SES and gender differences when dealing with and learning from errors. However, gender differences in the ability to regulate negative emotions in favor of women (Renk & Creasey, 2003) and a higher availability of support networks for high-SES students (Tzafea, 2021) may lead to systematic differences in dealing with and learning from errors after displaying ART.

Therefore, we will first aim to expand the knowledge on the benefits of ART for student learning by focusing on the association between ART and learning success. Within this context, we will examine whether differences in ART due to SES and gender translate into differences in learning success i.e., whether ART mediates the relationship between SES and learning success, as well as gender and learning success. Then, we will also explore whether SES and gender change the strength of the learning beneficial effect of ART i.e., whether the relationship between ART and learning success is moderated by SES and gender.

Research objectives

We assume that ART generally has a positive effect on students' learning. However, this may not be true for all students equally. On the one hand, students from different social groups may have different inclinations to engage in ART. On the other hand, the beneficial effect of ART on learning success may vary depending on social group affiliation and the resources each group possesses. Previous academic success in school is a strong predictor for academic success in higher education (Cerdeira et al., 2018). For an accurate analysis of

how SES, gender, ART and learning success relate to each other, we therefore use students' higher education entry qualification (HEEQ) as a general competency baseline measure. This allows us to control for possible differences in e.g., (meta-)cognitive ability, academic proficiency, or self-regulation (see Galla et al., 2019 for such an argument), which may have an influence on their learning success. We state the following research questions and objectives:

1. Are there significant differences in ART levels according to students' social group affiliation?
 - a. We expect that male students take more academic risks on the seminar group dimension than female students.
 - b. We expect that male students take more academic risks on the peer dimension than female students.
 - c. We expect that high-SES students take more academic risks on the seminar group dimension than low-SES students.
 - d. We expect that high-SES students take more academic risks on the peer dimension than low-SES students.
2. Does ART predict students' learning success?
 - a. We expect the seminar group dimension of ART to predict learning success directly and positively.
 - b. We expect the peer dimension of ART to predict learning success directly and positively.
3. Are there significant indirect effects of social group affiliation on learning success via ART (mediation)?
4. Are there significant differences in the strength of the relationship between ART and learning success according to students' social group affiliation (moderation)?

Materials and methods

Sample

The sample used in this study consists of $N=381$ German university students (female = 71.7%, high-SES = 55.1%, $M_{\text{age}} = 22.97$ years, $SD_{\text{age}} = 6.04$ years) recruited during winter semester 2021/22 and summer semester 2022. Of the students in the sample, 40% studied within the faculty of humanities, 42% within the faculty of cultural sciences, and 18% within the faculty of social sciences. In the acquisition process, instructors conducting weekly face-to-face seminars were contacted, informed about the goals and content of the survey, and kindly asked for an appointment to conduct the survey in their seminar. In total, 38 seminars were visited towards the end of the session, and the attending students asked to participate in the survey. Relative to the number of students attending the seminar on the day of the survey, the response rate was 71.2%-100%. Study participation was voluntary, all participants provided informed consent. The dataset was initially utilized by Hübner and Pfof (2024) to explore ART with a structural equation modeling approach, focusing on contextual influences of teaching quality. Our study builds upon this

foundation but with a distinct emphasis on individual factors impacting both, ART and students' learning outcomes. By revisiting this dataset, we aim to broaden the understanding of ART by analyzing the influence of individual-level variables, thus complementing existing knowledge on contextual factors.

Measures

Academic risk taking ART was measured using the two-dimensional academic risk taking measure by Hübner and Pfof (2023). The instrument measures students' willingness to take academic risks on two dimensions by asking them to rate the likelihood to engage in the proposed behavior (instruction: "The following statements focus on different types of seminar participation. Assess how likely you are to engage in the following behavior in this specific seminar"). The six items of the seminar group dimension reflect the presence of peers and instructors while taking academic risks (e.g., "To engage in seminar discussion actively, even if I feel that the content is above my level of competence"; $\alpha=0.79$) and the four items of the peer dimension reflect the presence of only peers (e.g., "To ask fellow students to proofread my written work, even though I am unsure about its quality"; $\alpha=0.63$). All items were answered by the students with respect to the seminar they just attended on a 5-point Likert scale from 1 (*very unlikely*) to 5 (*very likely*).

Learning success The participants were asked to rate their overall subjective learning success within the seminar they just attended (instruction: "How would you rate your learning success within this seminar so far?") on a 7-point Likert-scale from 1 (*very low*) to 7 (*very high*). Learning success was centered at the seminar mean for each student to eliminate any cluster specific differences or reference norms.

Gender The students were asked to indicate their gender (*female; male; diverse*). Five participants indicated diverse, which is too small of a sample to include in statistical analyses. We therefore used binary coding, 1 represents females and 0 represents males.

SES We asked students to indicate their parents' educational level, which is a common proxy measure for cultural capital (e.g., Wang & Huang, 2021) and SES (Rodríguez-Hernández et al., 2020). We use a binary coding system, 1 indicating a high SES (*at least one parent went to university*), 0 indicating a low SES (*neither parent went to university*).

Higher education entry qualification (HEEQ) As a general control variable, students specified their previous academic success as the grade they reached within their HEEQ. The German grading system ranges from 1 (very good) to 6 (insufficient). Therefore, higher values indicate poorer grades.

Analysis strategy

We used *R Version 4.2.1* (R Core Team, 2022) for data analyses.¹ First, we conducted descriptive statistics, applying chi-squared test to confirm statistical independence

¹ A minimal dataset, a codebook and the R analysis script are available on PsychArchives: <https://doi.org/10.23668/psycharchives.15386> and <https://doi.org/10.23668/psycharchives.15387>

between students' gender and SES. Single factor analysis of variance (ANOVA) was applied to examine differences in ART between men and women as well as high-SES students and low-SES students. Kendall's Tau correlation was used to observe first associations between ART and learning success.

Second, we applied structural equation modeling using *lavaan* (Rosseel, 2012) as this approach allows for estimations free of measurement error. We used the WLSMV estimator for ordinal data. To confirm that the assumption of measurement invariance holds between the social groups, the two ART dimensions were specified as two latent factors within a baseline model. Testing for measurement invariance involves estimating the baseline model separately for each group, introducing restrictions in a stepwise process and formally comparing the model fits against each other (Van de Schoot et al., 2012). If the fit between models differs significantly, there are systematic differences across groups in how the latent construct is measured and that the assumption of measurement invariance is violated.

Third, we specified a structural equation model to test direct, indirect, and total effects of ART, gender, and SES on learning success. Then, we introduced students' HEEQ as an additional variable. In a second model, we additionally explored whether gender and SES moderate the effects between ART and learning success. We tested the moderation effects using double mean centered variables as indicators for latent interactions (Lin et al., 2010). Within this approach and using *semTools* (Jorgensen et al., 2022), the moderator variables (i.e., gender; SES) as well as the independent variables' (i.e., the two dimensions of ART) indicator variables are centered and then multiplied, which creates the interaction terms. These interaction terms are centered again and then used as indicators for the latent mediation variable. The final model is displayed in Fig. 1. To determine whether our results are statistically meaningful, we adhere to the conventional 5%-level of significance. This signifies that there is a probability of less than 5% that the observed relationships occurred merely by chance.

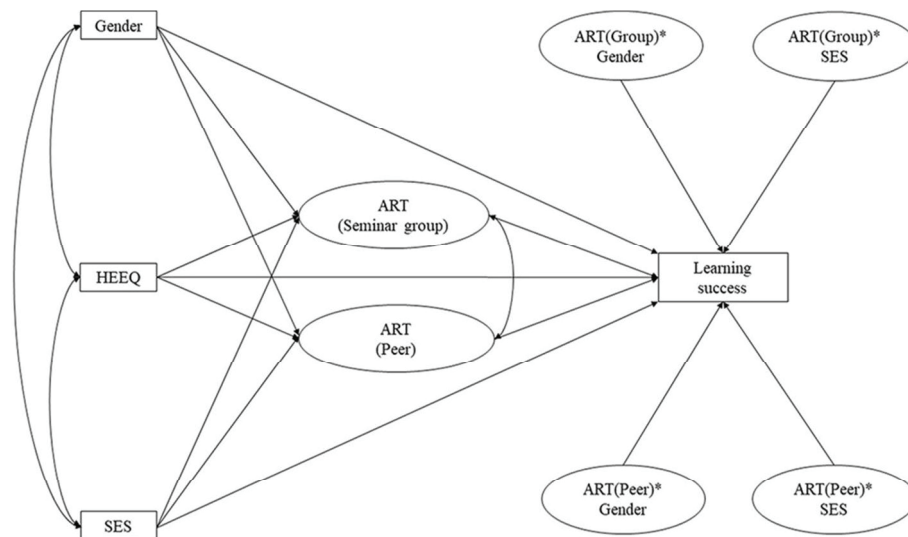


Fig. 1 Assumed structure of the final model

Results

Descriptive statistics

The correlation analysis ($\tau = -0.05$, $p = 0.361$) and chi-squared test ($\chi^2 = 0.835$, $p = 0.361$) show that students' gender and educational background are statistically independent. There are significant associations between students' HEEQ and their gender ($\tau = -0.10$, $p = 0.034$) as well as their educational background ($\tau = -0.12$, $p = 0.012$). Female students and high-SES students left school with better grades.

Single factor analyses of variance reveal that there are significant differences in ART on the seminar group dimension ($M_{\text{male}} = 3.53$, $M_{\text{female}} = 3.23$, $F = 11.83$, $p = 0.001$, $d = 0.40$) and the peer dimension ($M_{\text{male}} = 3.27$, $M_{\text{female}} = 3.49$, $F = 5.58$, $p = 0.018$, $d = 0.28$) between male and female students with small to moderate effect sizes. High-SES students and low-SES students do not differ significantly regarding their ART levels on the seminar group dimension ($M_{\text{low-SES}} = 3.26$, $M_{\text{high-SES}} = 3.33$, $F = 0.74$, $p = 0.390$, $d = 0.09$) or the peer dimension ($M_{\text{low-SES}} = 3.39$, $M_{\text{high-SES}} = 3.45$, $F = 0.51$, $p = 0.476$, $d = 0.07$).

Furthermore, positive associations between learning success and ART on both the seminar group dimension ($\tau = 0.15$, $p < 0.001$) and peer dimension ($\tau = 0.15$, $p < 0.001$) are found. Students who engage more in ART report higher learning success. There are no significant correlations between students' social group affiliation and their learning success.

Measurement invariance

In a next step, we specified the latent measurement models of ART and tested them for measurement invariance across the two gender groups and the two SES groups.² Formal model comparisons using chi-squared tests produced non-significant results for gender ($\Delta\chi^2_{\text{metric-configural}} = 12.736$, $p = 0.121$; $\Delta\chi^2_{\text{scalar-metric}} = 8.477$, $p = 0.292$; $\Delta\chi^2_{\text{strict-scalar}} = 6.930$, $p = 0.644$). Strict measurement invariance applies for gender, which indicates that comparisons on the latent variable are valid across the two groups.

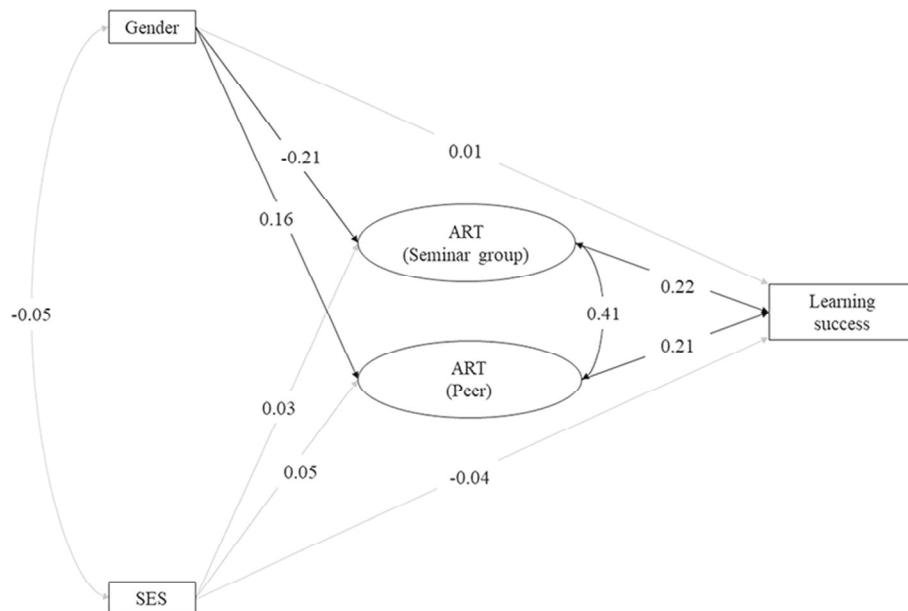
Concerning SES, chi-squared test shows that the metric measurement invariance model with restricted factor loadings fits the data significantly better than the scalar measurement invariance model with restricted factor loadings and intercepts ($\Delta\chi^2_{\text{scalar-metric}} = 24.360$, $p = 0.001$), which suggests that there is systematic variation in the latent variable across the two groups. In these cases, van de Schoot et al. (2012) suggest to establish partial measurement invariance by releasing the parameters that differ across groups. Further analysis shows that three intercepts differ across groups. Releasing these parameters in the adjusted scalar measurement invariance model results in a model fit, which does not differ significantly from the metric measurement invariance model. Strict measurement invariance could be established by adding residuals to the equality constraints of the adjusted scalar measurement invariance model. Thus, after consideration of the above-mentioned parameter restriction adjustments, we can assume measurement invariance for SES.

² Tables with the exact model fit values of the individual models as well as more detailed explanations can be found in the electronic supplement provided on PsychArchives: <https://doi.org/10.23668/psycharchives.15388>

Main effects and interaction effects

Using the adjusted latent ART measurement models, we estimated a structural equation model with the two latent ART dimensions as mediators between students' social group affiliation and learning success (Fig. 2). The model fit is good ($N=360$, $df=58$, $\chi^2=100.263$, $p<0.001$, $RMSEA=0.039$, $TLI=0.990$, $CFI=0.993$, $SRMR=0.047$). Within the model, gender predicts ART on the seminar group dimension ($\beta=-0.21$, $p<0.001$) and on the peer dimension ($\beta=0.16$, $p=0.032$) significantly, men taking more academic risks on the seminar group dimension, and women taking more academic risks on the peer dimension. SES does not have a significant association with ART. Furthermore, we observe a significant positive relationship between learning success and both the seminar group dimension ($\beta=0.22$, $p=0.004$), and the peer dimension ($\beta=0.21$, $p=0.009$) of ART. Students who take more academic risks report higher learning success. Regarding mediation effects (Table 1), the path between gender, the seminar group dimension of ART and learning success is significant ($\beta=-0.04$, $p=0.015$). This indicates that the difference in ART between male and female students does indeed contribute to variations in learning outcomes in favor of men. The sum of all indirect effects on learning success is not significant, neither for gender, nor for SES.

Adding students' HEEQ as additional predictor of ART and learning success leads to minor alterations of our results in terms of regression weights and model fit. It results in a significant regression between HEEQ and the seminar group dimension of ART ($\beta=-0.25$, $p<0.001$), students with poorer HEEQ grades displaying less ART. Furthermore, HEEQ indirectly predicts learning success via the seminar group dimension of ART ($\beta=-0.06$, $p=0.016$).



Note. Black paths are significant on the 5%-level

Fig. 2 Structure and results of the mediation model

Tab 1 Indirect effects and total effects on learning success

	UC [95%CI]	SC	SE
Indirect effects on learning success			
Gender → ART (Group dimension)	-0.09* [-0.19; -0.03]	-0.04	0.04
Gender → ART (Peer dimension)	0.07 [0.01; 0.13]	0.03	0.04
SES → ART (Group dimension)	0.01 [-0.05; 0.05]	0.01	0.02
SES → ART (Peer dimension)	0.02 [0.04; 0.07]	0.01	0.03
Total effects on learning success			
Gender	0.01 [-0.23; 0.22]	0.00	0.11
SES	-0.04 [-0.23; 0.15]	-0.02	0.10

UC, unstandardized coefficient; SC, standardized coefficient; SE, standard error of the unstandardized coefficient; 95%CI, 95% confidence interval; the results for indirect and direct effects are the same for the mediation model and the full interaction model; ‘*’ $p < 0.05$, ‘***’ $p < 0.01$

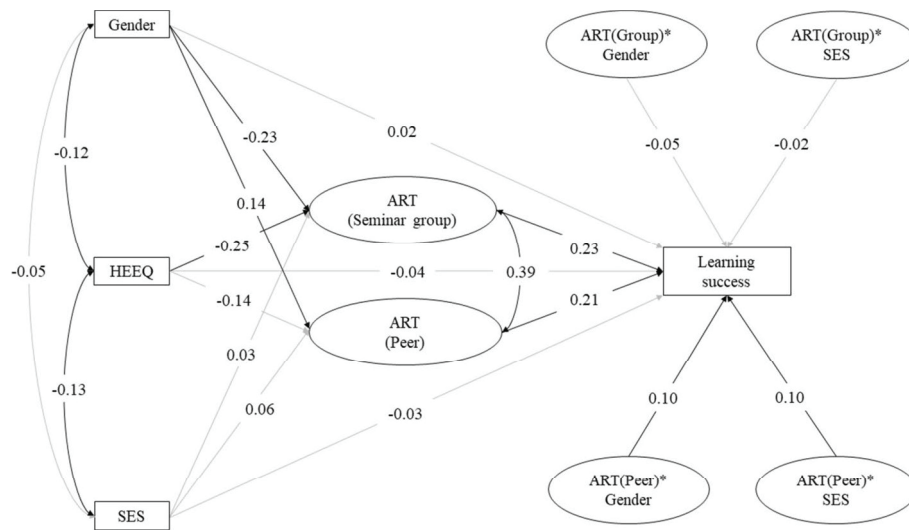


Fig. 3 Structure and results of the full interaction model with mediation and moderation

In a second structural equation model (Fig. 3), which fits the data very well ($N = 356$, $df = 520$, $\chi^2 = 537.497$, $p = 0.289$, $RMSEA = 0.016$, $TLI = 0.982$, and $CFI = 0.983$, $SRMR = 0.054$), we added the moderations between the ART dimensions and students’ social group affiliation. The indirect effects stay the same compared to the mediation model (Fig. 2), and the regression weights are subject to only minor changes. Furthermore, we

observe that both, the seminar group dimension ($\beta=0.23$, $p=0.004$), and the peer dimension ($\beta=0.21$, $p=0.009$) predict learning success significantly. Additionally, gender significantly moderates the association between the peer dimension and learning success ($\beta=0.10$, $p=0.004$), which means that female students tend to benefit more from displaying ART in front of peers compared to their male counterparts. Furthermore, SES moderates the association between the peer dimension and learning success ($\beta=0.10$, $p=0.018$), indicating a higher benefit of ART in front of peers for high-SES students.

Discussion

Interpretation of results

When examining educational practices within the higher education context, it is indispensable to consider possible systematic differences between social groups, as not everybody may benefit from changes to educational practices equally. This study is among the first to confirm gender differences in ART levels in the higher education context, as well as the learning-beneficial effects of ART using inferential statistical methods. In answering the four research questions proposed, we contribute to a better understanding of ART as well as the reproduction of educational inequalities.

First, we examined whether there are significant differences in students' ART levels according to students' gender and SES. Partially supporting our assumptions, ANOVA, correlation analysis and both structural equation models produced significant results for gender. Our hypothesis that males would exhibit greater academic risk taking was supported for the seminar group dimension (*research question 1a*) and aligns with our theoretical framework and previous research findings (Aguillon et al., 2020; Eddy et al., 2014). Yet, the observed positive association between students' HEEQ and the seminar group dimension of ART, coupled with the fact that female students reported better HEEQ, suggests an alternative explanation. In consequence, this observed gender difference may reflect a higher prevalence of imposter syndrome among female students (Shill-Russell et al., 2022). The opposite effect was observable for the peer dimension (*research question 1b*). In our sample, women took more academic risks in front of peers compared to men. Therefore, how students are doing gender not only seems to depend on the behavior itself, but also on the context in which it is displayed. Anderson and Williams (2001) suggest that identities are fluid and depending on the social context. It is therefore possible that women may not feel the need to fit the traditional gender image among supportive peers who may have a similar outlook on academic life. Therefore, doing gender in a non-traditional way may come easier to them in these situations than in front of a seminar group where they have less control and anticipate more criticism. The same may in fact be true for men who may not feel the need to dominate the setting when just being surrounded by peers. The expected differences in ART between high-SES students and low-SES students were not found (*research question 1c* and *research question 1d*).

Second, and in line with our expectations, we found that higher levels on the seminar group dimension of ART (*research question 2a*) and on the peer dimension of ART (*research question 2b*) significantly predicted higher learning success, irrespective of gender, SES and HEEQ, which may be considered as a proxy variable for students' cognitive abilities and self-regulation capabilities (Galla et al., 2019). This result aligns with prior theory (Krochmal & Roth, 2017) and correlative findings by Hübner and Pfost (2023).

Third, we explored whether differences in ART between social groups indirectly translate into learning success. A structural equation model showed that gender indirectly predicted learning success via the seminar group dimension of ART, favoring men (*research question 3*). This means that men's higher levels of ART during seminar sessions translated into higher learning success for them. By contrast, the gender difference on the peer dimension did not result in higher learning success for women, suggesting that the differences in how women and men take academic risks do not balance each other out in terms of learning success. The indirect effect of SES via ART on learning success was unsubstantial (*research question 3*). Based on our data, high-SES students and low-SES students in higher education seem to display equal levels of ART and ART related learning success.

Fourth, we examined whether there are significant differences in the learning benefit of ART according to students' gender and SES. We found that gender significantly moderated the association between the peer dimension of ART and learning success, favoring women (*research question 4*). This means that even when men and women showed equal levels of ART on the peer dimension, female students benefited more from this behavior than male students. This implies that they are somewhat better able to use the opportunities to learn from their errors within these ART situations than their male counterparts. The ability to self-regulate after errors have happened has often been associated with better learning (Cillarege et al., 2003; Reindl et al., 2020) and women generally seem to be better at regulating negative affect (Renk & Creasey, 2003). Similarly, high-SES students benefited more from taking academic risks in front of peers than low-SES students did (*research question 4*). This finding aligns with two empirical findings on differences between high-SES and low-SES students. Lubienski (2000) found that high-SES students report higher benefits from class discussions as they tend to focus on the underlying idea rather than on giving the correct answer, while low-SES students tend to be frustrated by conflicting information. Second, low-SES students tend to experience higher levels of imposter syndrome, which may come with an especially high emotional load after making errors in front of others (Nori et al., 2020). In sum, low-SES students may be more vulnerable during academic difficulties and hence profit less from academic risks and uncertainties while learning.

Limitations

While with our study, we provide important insights into structural differences in ART between different social groups, there are some limitations to our design as well as open questions that need to be considered.

First, it is an initial step to consider social disparities in ART separately for gender and SES, but the two may intersect in complex ways that influence how students approach ART. For example, cultural norms about gender roles and expectations may vary by SES. In fact, high-SES students tend to have more egalitarian gender norms, whereas traditional gender role attitudes are more prevalent in low-SES students (Schroeder et al., 2019). These norms may influence how students perceive and navigate ART. Additionally, other unobserved social roles, such as migration status or age, and the student composition within seminars (Tison et al., 2011) may be important.

Second, our results suggest that high-SES students and low-SES students do not differ significantly in their ART levels. It is possible that a more nuanced approach to measuring SES could better distinguish between status groups and reveal any underlying differences. However, this finding may also be influenced by selection processes that occur before students enter higher education. Bourdieu's (1986) theory of human capital

acknowledges that individuals from different backgrounds carry varying forms of cultural capital into educational environments. However, it leaves room for the assumption that low-SES students can acquire the resources that are necessary to thrive in an academic environment, before entering higher education. The non-significant SES differences in our data may therefore be a product of low-SES students, who exhibit similar behavioral tendencies to their high-SES counterparts, self-selecting into higher education.

Third, while self-report data allows for important insights into individuals' perceptions and experiences, it has its own set of drawbacks. It is not uncommon to use self-reported learning success, either as a unidimensional multiple item-measure (e.g., Ding & Zhao, 2020; Tzafilkou et al., 2021) or as a single-item measure (Daniels et al., 2021) as an indicator for students' academic achievement and learning success. However, students may have different criteria for what constitutes learning success. Some may focus on grades, while others may consider their understanding of the material or personal growth as more important. Furthermore, the relation between ART and learning success may be dependent on other variables such as interest or examination type. Therefore, future research might assess the variable of learning success on a multidimensional scale encompassing such different dimensions.

Fourth, it is important to note that the reliability of the peer dimension of ART is less than optimal. This suggests that a significant portion of the variance could be attributed to measurement error, leading to a less precise estimation of the associations between this latent construct and other variables.

Outlook for future research

With our study, we offer important initial insights into the relationships between ART, learning success, and individual influencing variables. Future study designs could address some of the aforementioned limitations and further clarify these associations. For example, combining self-report questionnaires with other methodologies, such as objective test data for students' learning success and qualitative interviews, could provide deeper insights into students' experiences of uncertainty and risk taking within higher education. Additionally, longitudinal observations could track changes in ART over time, potentially reducing the impact of transient biases and clarifying potential self-selection processes occurring during educational transitions. We further recommend examining SES and gender in a more nuanced manner. Given the heterogeneity of the higher education context, it is essential to consider a stratified picture of socioeconomic backgrounds and associated risk factors, such as migration status, educational background, and financial circumstances. Utilizing these markers can provide a clearer understanding of students' origins and better predict their academic behaviors and outcomes. Likewise, moving beyond the current measurement of gender identity in two or three categories in favor of a more targeted approach, possibly also including qualitative data, may better capture students' sense of femininity or masculinity. Since an individual's gender identity may vary according to different domains, we believe that using multifactorial gender theory (Spence, 1993) as a framework is most appropriate. However, other stable character traits such as personality factors or individual response time should be considered as control variables.

Practical implications

The potential learning benefits of ART for learners in higher education settings have been thoroughly discussed in the theoretical thematic literature. With our study, we now also offer empirical evidence for practitioners for this assumed association. For educational practice in higher education, the definition of complex learning criteria which require higher levels of cognitive processing (Adams, 2015) and the use of teaching practices which offer a wide range of possibilities for students to take academic risks, may therefore be considered. As students are somewhat reluctant to take academic risks (Ravert & Schneller, 2019), open communication concerning mutual expectations and the development of a psychologically safe environment (Lee, 2020) may be helpful.

However, structural differences in how female and male students take academic risks should not be neglected. Our data suggests that men have a significant advantage over women when ART is fostered during seminar sessions in terms of learning success. Our results additionally indicate that even if women exhibit higher levels of ART outside the classroom and benefit more from this behavior compared to their male peers, they are still not able to compensate for the advantage that men seem to have during seminar sessions. This highlights the importance of developing strategies to create inclusive learning environments that address gender disparities in seminar engagement (Eddy et al., 2014) and ART. Therefore, providing offers to take academic risks for students with different preferences and communication styles while keeping track of who takes up these offers to identify possible patterns or disparities seems like a promising first approach.

Supplementary Information The online version contains supplementary material available at <https://doi.org/10.1007/s10734-024-01307-w>.

Author contributions **Vanessa Hübner:** Conceptualization, Methodology, Formal Analysis, Data Curation, Writing – Original Draft. **Maximilian Pfost:** Conceptualization, Methodology, Writing – Review & Editing.

Funding Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Declarations

Conflict of interest The authors declare that there exists no competing financial interest or personal relationships that could have appeared to influence the work reported in this paper.

Open Access This article is licensed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License, which permits use, sharing, adaptation, distribution and reproduction in any medium or format, as long as you give appropriate credit to the original author(s) and the source, provide a link to the Creative Commons licence, and indicate if changes were made. The images or other third party material in this article are included in the article's Creative Commons licence, unless indicated otherwise in a credit line to the material. If material is not included in the article's Creative Commons licence and your intended use is not permitted by statutory regulation or exceeds the permitted use, you will need to obtain permission directly from the copyright holder. To view a copy of this licence, visit <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>.

References

- Adams, N. E. (2015). Bloom's taxonomy of cognitive learning objectives. *Journal of the Medical Library Association, 103*(3), 152–153. <https://doi.org/10.3163/1536-5050.103.3.010>

- Aguillon, S. M., Siegmund, G.-F., Petipas, R. H., Drake, A. G., Cotner, S., & Ballen, C. J. (2020). Gender differences in student participation in an active-learning classroom. *CBE—Life Sciences Education*, 19(2), 12. <https://doi.org/10.1187/cbe.19-03-0048>
- Anderson, P., & Williams, J. (2001). Identity and difference: Concepts and themes. In P. Anderson & J. Williams (Eds.), *Identity and difference in higher education: „Outsiders within“* (pp. 1–10). Ashgate.
- Avcı, E., & Özenir, Ö. S. (2016). Investigation of maths oriented academic risk-taking behaviours of secondary school students by some variables. *Turkish Journal of Computer and Mathematics Education*, 7(2), 304. <https://doi.org/10.16949/turcomat.89917>
- Beghetto, R. A. (2009). Correlates of intellectual risk taking in elementary school science. *Journal of Research in Science Teaching*, 46(2), 210–223. <https://doi.org/10.1002/tea.20270>
- Bem, S. L. (1981). Gender schema theory: A cognitive account of sex typing. *Psychological Review*, 88(4), 354–364.
- Betsch, T., Funke, J., & Plessner, H. (2011). *Denken - Urteilen, Entscheiden, Problemlösen: Mit 14 Tabellen*. [Thinking – Judging, deciding, problem-solving: With 14 tables]. Springer.
- Bhatia, N., & Bhatia, S. (2021). Changes in gender stereotypes over time: A computational analysis. *Psychology of Women Quarterly*, 45(1), 106–125. <https://doi.org/10.1177/0361684320977178>
- Bourdieu, P. (1986). The forms of capital. In *Handbook of theory and research for the sociology of education* (S. 241–258). Greenwood.
- Bourdieu, P. (2003). Cultural reproduction and social reproduction. In *Culture: Critical concepts in sociology* (Bd. 3, S. 63–99). Routledge.
- Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125(3), 367–383. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367>
- Cerdeira, J. M., Nunes, L. C., Reis, A. B., & Seabra, C. (2018). Predictors of student success in higher education: Secondary school internal scores versus national exams. *Higher Education Quarterly*, 72(4), 304–313. <https://doi.org/10.1111/hequ.12158>
- Cillargee, K. A., Nordstrom, C. R., & Williams, K. B. (2003). Learning from our mistakes: Error management training for mature learners. *Journal of Business and Psychology*, 17(3), 369–385. <https://doi.org/10.1023/A:1022864324988>
- Clifford, M. M. (1988). Failure tolerance and academic risk-taking in ten- to twelve-year-old students. *British Journal of Educational Psychology*, 58(1), 15–27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1988.tb00875.x>
- Clifford, M. M. (1991). Risk taking: Theoretical, empirical, and educational considerations. *Educational Psychologist*, 26(3–4), 263–297. <https://doi.org/10.1080/00461520.1991.9653135>
- Cryan, J., Tang, S., Zhang, X., Metzger, M., Zheng, H., & Zhao, B. Y. (2020). Detecting gender stereotypes: Lexicon vs. supervised learning methods. *Proceedings of the 2020 CHI Conference on Human Factors in Computing Systems*, 361. <https://doi.org/10.1145/3313831.3376488>
- Daniels, L. M., Goegan, L. D., & Parker, P. C. (2021). The impact of COVID-19 triggered changes to instruction and assessment on university students' self-reported motivation, engagement and perceptions. *Social Psychology of Education*, 24(1), 299–318. <https://doi.org/10.1007/s11218-021-09612-3>
- Daugherty, T., Hoffner, K., & Light, A. (2020). Correlates of college student engagement: An internal replication. *International Journal of Psychology and Educational Studies*, 7(1), 1–10. <https://doi.org/10.17220/ijpes.2020.01.001>
- Ding, Y., & Zhao, T. (2020). Emotions, engagement, and self-perceived achievement in a small private online course. *Journal of Computer Assisted Learning*, 36(4), 449–457. <https://doi.org/10.1111/jcal.12410>
- Donnelly, K., & Twenge, J. M. (2017). Masculine and feminine traits on the Bem Sex-Role Inventory, 1993–2012: A cross-temporal meta-analysis. *Sex Roles*, 76(9–10), 556–565. <https://doi.org/10.1007/s11199-016-0625-y>
- Duehl, N., & Steinberg, L. (2019). Positive risk taking in adolescence. *Child Development Perspectives*, 13(1), 48–52. <https://doi.org/10.1111/cdep.12310>
- Eddy, S. L., Brownell, S. E., & Wenderoth, M. P. (2014). Gender gaps in achievement and participation in multiple introductory biology classrooms. *CBE—Life Sciences Education*, 13(3), 478–492. <https://doi.org/10.1187/cbe.13-10-0204>
- Edgerton, J. D., & Roberts, L. W. (2014). Cultural capital or habitus? Bourdieu and beyond in the explanation of enduring educational inequality. *Theory and Research in Education*, 12(2), 193–220. <https://doi.org/10.1177/1477878514530231>
- Engstrom, H. R., Laurin, K., Kay, N. R., & Human, L. J. (2023). Socioeconomic status and meta-perceptions: How markers of culture and rank predict beliefs about how others see us. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 50(9), 1386–407. <https://doi.org/10.1177/01461672231171435>

- Fryt, J., Szczygieł, M., & Duell, N. (2022). Positive and negative risk-taking: Age patterns and relations to domain-specific risk-taking. *Advances in Life Course Research*, 54, 100515. <https://doi.org/10.1016/j.alcr.2022.100515>
- Galla, B. M., Shulman, E. P., Plummer, B. D., Gardner, M., Hutt, S. J., Goyer, J. P., D'Mello, S. K., Finn, A. S., & Duckworth, A. L. (2019). Why high school grades are better predictors of on-time college graduation than are admissions test scores: The roles of self-regulation and cognitive ability. *American Educational Research Journal*, 56(6), 2077–2115. <https://doi.org/10.3102/0002831219843292>
- Goppert, S. A., Neuenhaus, N., & Pfost, M. (2021). Ein Werkstattbericht und erste deskriptive Befunde: Das Forschungsprojekt SeLF – selbstreguliertes Lernen an der Hochschule. [A workshop report and initial descriptive findings: The research project SeLF - self-regulated learning at the university]. *Die hochschullehre*, 7. <https://doi.org/10.3278/HSL2122W>
- Halpern, N. (2007). Attendance in higher education: Does it matter? *Investigations in University Teaching and Learning*, 4(2), 7–13.
- House, D. (2002). *An investigation of the effects of gender and academic self-efficacy on academic risk taking for adolescent students* [Dissertation]. Oklahoma State University.
- Hu, S., Hood, M., Creed, P. A., & Shen, X. (2020). The relationship between family socioeconomic status and career outcomes: A life history perspective. *Journal of Career Development*, 49(3), 600–615. <https://doi.org/10.1177/0894845320958076>
- Hübner, V., & Pfost, M. (2022). University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks. *Frontiers in Education*, 7, 992067. <https://doi.org/10.3389/educ.2022.992067>
- Hübner, V., & Pfost, M. (2023). Operationalization of academic risk taking in university students. *Journal of Educational Research Online*, 15(1), 74–94. <https://doi.org/10.31244/jero.2023.01.04>
- Hübner, V., & Pfost, M. (2024). Academic risk taking and teaching quality in higher education. *Learning & Instruction*, 90, 101877. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2024.101877>
- Jack, A. A. (2016). (No) harm in asking: Class, acquired cultural capital, and academic engagement at an elite university. *Sociology of Education*, 89(1), 1–19. <https://doi.org/10.1177/0038040715614913>
- Jorgensen, T. D., Pornprasertmanit, S., Schoemann, A. M., & Rosseel, Y. (2022). *semTools: Useful tools for structural equation modeling* (0.5–6) [Software]. <https://CRAN.R-project.org/package=semTools>
- Kiran, B., & Cengiz, Ö. (2021). Risk taking behavior as predictors of self compassion in university students. *Psycho-Educational Research Reviews*, 23–29. https://doi.org/10.52963/PEER_Biruni_V10.N3.02
- Krochmal, A. R., & Roth, T. C. (2017). From comfort to confidence: Modeling science as a process of risk-taking in the classroom. In R. Kelty & B. A. Bunten (Eds.), *Risk-taking in higher education: The importance of negotiating intellectual challenge in the college classroom* (pp. 103–118). Rowman & Littlefield.
- Lee, W. S. (2020). An experimental investigation into the application of a learning-from-mistakes approach among freshmen students. *SAGE Open*, 10(2), 215824402093193. <https://doi.org/10.1177/2158244020931938>
- Lehmann, W. (2007). “I just didn't feel like I fit in”: The role of habitus in university dropout decisions. *Canadian Journal of Higher Education*, 37(2), 89–110. <https://doi.org/10.47678/cjhe.v37i2.542>
- Lin, G.-C., Wen, Z., Marsh, H., & Lin, H.-S. (2010). Structural equation models of latent interactions: Clarification of orthogonalizing and double-mean-centering strategies. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 17(3), 374–391. <https://doi.org/10.1080/10705511.2010.488999>
- Lubienski, S. T. (2000). A clash of social class cultures? Students' experiences in a discussion-intensive seventh-grade mathematics classroom. *The Elementary School Journal*, 100(4), 377–403. <https://doi.org/10.1086/499647>
- Lund Dean, K., & Jolly, J. P. (2012). Student identity, disengagement, and learning. *Academy of Management Learning & Education*, 11(2), 228–243. <https://doi.org/10.5465/amle.2009.0081>
- Meyer, V., Tegtmeier, S., & Pakura, S. (2017). Revisited: How gender role stereotypes affect the image of entrepreneurs among young adults. *International Journal of Gender and Entrepreneurship*, 9(4), 319–337. <https://doi.org/10.1108/IJGE-07-2017-0031>
- Nori, H., Peura, M. H., & Jauhiainen, A. (2020). From Imposter Syndrome to Heroic Tales: Doctoral Students' Backgrounds, Study Aims, and Experiences. *International Journal of Doctoral Studies*, 15, 517–539.
- Oser, F., & Spychiger, M. (2005). *Lernen ist schmerzhaft: Zur Theorie des negativen Wissens und zur Praxis der Fehlerkultur*. [Learning is painful: On the theory of negative knowledge and error culture]. Beltz.
- Özbay, H. E., & Köksal, M. S. (2021). Middle school students' scientific epistemological beliefs, achievements in science and intellectual risk-taking. *Science & Education*, 30(5), 1233–1252. <https://doi.org/10.1007/s11191-021-00217-y>

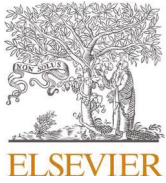
- Prieler, M., Bärnthaler, R., & Novy, A. (2022). Komplexität, Ambivalenz und Unsicherheit: Zukunftsfähiges Lehren und Lernen in Zeiten des Umbruchs. [Complexity, ambivalence and uncertainty: Sustainable teaching and learning in times of upheaval]. In L.-M. Schröder, H. Hantke, T. Steffestun, & R. Hedtke (Hrsg.), *In Krisen aus Krisen lernen* (S. 71–88). Springer Fachmedien Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-37780-9_5
- Qiu, Y., & Ye, P. (2023). The influence of family socio-economic status on learning engagement of college students majoring in preschool education: The mediating role of parental autonomy support and the moderating effect of psychological capital. *Frontiers in Psychology, 13*, 1081608. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1081608>
- R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing (4.2.1) [Software]. <https://www.R-project.org/>
- Ravert, R. D., & Schneller, J. (2019). Risks worth taking: Advisors' views on risks that college students should take more often. *Educational Review, 71*(6), 792–799. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1515725>
- Reindl, M., Tulis, M., & Dresel, M. (2020). Profiles of emotional and motivational self-regulation following errors: Associations with learning. *Learning and Individual Differences, 77*, 101806. <https://doi.org/10.1016/j.lindif.2019.101806>
- Renk, K., & Creasey, G. (2003). The relationship of gender, gender identity, and coping strategies in late adolescents. *Journal of Adolescence, 26*(2), 159–168. [https://doi.org/10.1016/S0140-1971\(02\)00135-5](https://doi.org/10.1016/S0140-1971(02)00135-5)
- Rodríguez-Hernández, C. F., Cascallar, E., & Kyndt, E. (2020). Socio-economic status and academic performance in higher education: A systematic review. *Educational Research Review, 29*, 100305. <https://doi.org/10.1016/j.edurev.2019.100305>
- Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software, 48*(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Santor, D. A., Colvin, E., & Sinclair, A. (2020). Coping with failure. *Educational Review, 72*(5), 635–649. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1524855>
- Schroeder, K. M., Bámaca-Colbert, M. Y., & Robins, R. W. (2019). Becoming more egalitarian: A longitudinal examination of Mexican-origin adolescents' gender role attitudes. *Developmental Psychology, 55*(11), 2311–2323. <https://doi.org/10.1037/dev0000811>
- Shill-Russell, C., Russell, R. C., Daines, B., Clement, G., Carlson, J., Zapata, I., & Henderson, M. (2022). Imposter syndrome relation to gender across osteopathic medical schools. *Medical Science Educator, 32*(1), 157–163. <https://doi.org/10.1007/s40670-021-01489-3>
- Silva, R. L., & Alves, S. G. (2020). Contemporary theories of gender identity. In B. J. Carducci, C. S. Nave, J. S. Mio, & R. E. Riggio (Hrsg.), *The Wiley Encyclopedia of Personality and Individual Differences* (1. Aufl., S. 215–219). Wiley. <https://doi.org/10.1002/9781119547143.ch36>
- Spence, J. T. (1993). Gender-related traits and gender ideology: Evidence for a multifactorial theory. *Journal of Personality and Social Psychology, 64*(4), 624–635. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.64.4.624>
- Takashiro, N., & Clarke, C. (2020). Low-socioeconomic status students turn their academic failure to success: A synthesis of qualitative research. In E. Vanderheiden & C.-H. Mayer (Eds.), *Mistakes, errors and failures across cultures: Navigating potentials* (pp. 363–382). Springer International Publishing.
- Tison, E. B., Bateman, T., & Culver, S. M. (2011). Examination of the gender–student engagement relationship at one university. *Assessment & Evaluation in Higher Education, 36*(1), 27–49. <https://doi.org/10.1080/02602930903197875>
- Tulis, M., Steuer, G., & Dresel, M. (2016). Learning from errors: A model of individual processes. *Frontline Learning Research, 4*(4), 12–26. <https://doi.org/10.14786/flr.v4i2.168>
- Tulis, M., Grassinger, R., & Dresel, M. (2011). Adaptiver Umgang mit Fehlern als Aspekt der Lernmotivation und des selbstregulierten Lernens von Overachievern. [Adaptive handling of errors as an aspect of learning motivation and self-regulated learning in overachievers]. In M. Dresel & L. Lämmle (Hrsg.), *Motivation, Selbstregulation und Leistungsexzellenz* (S. 29–52). LIT Verlag.
- Tzafea, O. (2021). Examining the relationship between students' engagement and socioeconomic background in higher education. *Student Engagement in Higher Education Journal, 3*(2), 141–157.
- Tzafilkou, K., Perifanou, M., & Economides, A. A. (2021). Negative emotions, cognitive load, acceptance, and self-perceived learning outcome in emergency remote education during COVID-19. *Education and Information Technologies, 26*(6), 7497–7521. <https://doi.org/10.1007/s10639-021-10604-1>
- Van de Schoot, R., Lugtig, P., & Hox, J. (2012). A checklist for testing measurement invariance. *European Journal of Developmental Psychology, 9*(4), 486–492. <https://doi.org/10.1080/17405629.2012.686740>
- Vantieghe, W., Vermeersch, H., & Van Houtte, M. (2014). Why “Gender” disappeared from the gender gap: (Re-)introducing gender identity theory to educational gender gap research. *Social Psychology of Education, 17*(3), 357–381. <https://doi.org/10.1007/s11218-014-9248-8>

- Walpole, M. (2003). Socioeconomic status and college: How SES affects college experiences and outcomes. *The Review of Higher Education*, 27(1), 45–73. <https://doi.org/10.1353/rhe.2003.0044>
- Wang, S., & Huang, C. (2021). Family capital, learning engagement, and students' higher education gains: An empirical study in mainland China. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 18(21), 11571. <https://doi.org/10.3390/ijerph182111571>

Publisher's Note Springer Nature remains neutral with regard to jurisdictional claims in published maps and institutional affiliations.

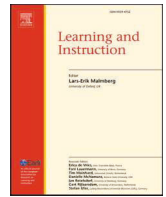
Anhang 4: Hübner & Pfof (2024)

Hübner, V. & Pfof, M. (2024). Academic risk taking and teaching quality in higher education. *Learning & Instruction*, 90, 101877. DOI: 10.1016/j.learninstruc.2024.101877



Contents lists available at ScienceDirect

Learning and Instruction

journal homepage: www.elsevier.com/locate/learninstruc

Academic risk taking and teaching quality in higher education

Vanessa Hübner^{*}, Maximilian Pfost

Department of Educational Research, University of Bamberg, Markusplatz 3, DE-96045, Bamberg, Germany

ARTICLE INFO

Keywords:

Academic risk taking
Teaching quality
Goal orientation
Higher education
Learning with errors

ABSTRACT

Background: Academic risk taking (ART) is a type of learning-beneficial student engagement with a risk of making errors. Students for example respond to questions during seminars, even though they are not sure about the correctness of their answer. Next to a trait-component, ART is assumed to have a state component which can change depending on the context.

Aims: In this study, we explore whether students' ART differs by seminar belonging, and whether teaching quality explains these differences. Additionally, we consider the association between students' goal orientation and ART.

Sample: For this purpose, a sample of 381 university students nested in 38 seminars and instructors was acquired.

Methods: Data was analyzed following a two-level structural equation modeling approach.

Results: We find significant differences in students' ART by seminar group, explaining between 11.0% and 16.3% of variance. Reproduction orientation in teaching seems to discourage ART.

Conclusions: Our results contribute to an understanding of the multidimensional dynamics of teaching and learning, and offer implications for teaching quality development.

1. Introduction

1.1. Conceptualization and relevance of academic risk taking

Academic risk taking (ART) is a specific type of student behavioral engagement, which is characterized by students' uncertainty regarding the correctness and the outcome of their contributions (Clifford, 1991). Consequently, when students display ART, they risk making errors and appearing less competent in front of their peers and instructors (Beghetto, 2009). To illustrate, university students who display ART, for instance, ask peers for feedback on papers that still need editing or share their ideas during seminars, even when they are unsure about the idea's quality (Hübner & Pfost, in press). In educational contexts, attention and research interest has been brought especially towards negative risk taking behaviors, such as alcohol use, school dropout (Kiran & Cengiz, 2021), or absenteeism (Halpern, 2007). In contrast, ART covers behavior that is socially acceptable and constructive, and can therefore be classified as a positive risk (Duell & Steinberg, 2019). Both positive and negative risks involve a conscious decision and carry the possibility of costs and rewards; the probability of both scenarios is often unclear (Duell & Steinberg, 2019). Positive risks are usually not reactive but planned by the individuals in question, and motivated by longer-term

goals, such as seeking self-exploration and personal growth (Fryt et al., 2022), or by the prospect of social rewards, like receiving others' approval or praise (Fryt & Szczygiel, 2021). Furthermore, the costs of positive risks are usually mild in severity when failure occurs (Duell & Steinberg, 2019). However, risk propensity and risk aversion vary inter-individually (Rohrmann, 2005) and whether a risk, positive or negative, is taken is therefore also subject to an individual's weighing of costs and rewards.

Prior ART research has largely focused on secondary education. In terms of operationalization, researchers often administered school relevant tasks of varying difficulty to their participants, observed their choice patterns and related them to their academic performance and other variables of interest (Clifford, 1988; Clifford & Chou, 1991), or observed students' behavior during natural classroom settings (Clifford et al., 1990). This approach fits in with the structured nature of educational settings in schools, where knowledge is assumed to be highly certain and strongly dictated by the curriculum (Kauffman, 2005). The researchers found that school students generally tend to avoid taking academic risks and prefer a high likelihood of success to a moderate challenge. In addition, ART benefits students' learning outcomes (Özbay & Köksal, 2021).

Research interest in ART has now moved to higher education

^{*} Corresponding author.

E-mail address: vanessa.huebner@uni-bamberg.de (V. Hübner).

<https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2024.101877>

Received 14 April 2023; Received in revised form 30 November 2023; Accepted 12 January 2024

Available online 20 January 2024

0959-4752/© 2024 The Authors. Published by Elsevier Ltd. This is an open access article under the CC BY license (<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>).

contexts, where learning environments differ significantly from those in school contexts in terms of students' autonomy, complexity of educational settings, and depth of content exploration. Specifically, learning in higher education is expected to be less externally regulated (Goppert et al., 2021; Oolbekink-Marchand et al., 2014). Students therefore need to be able to identify important content and to take self-regulatory action when they have difficulty understanding complex topics. Thus, the number of situations in which ART may be an appropriate strategy for learning is significantly higher. Furthermore, learning networks tend to be more ephemeral at university in terms of the composition of students and instructors (Goppert et al., 2021). According to the model of identity-based disengagement, Lund Dean and Jolly (2012) suggest that students take on different roles in front of different people and adjust their behavior fittingly. This makes it necessary to extend current conceptualizations of ART by taking these different roles in relation to different people into account. Lastly, universities are ideologically committed to the idea that there are no limits to inquiry and that all knowledge is open to criticism (Barnett, 2000). Therefore, knowledge in higher education is not necessarily certain but can take on gray shades, especially in advanced courses. Compared to the school context, this allows for a greater depth of exploration and more opportunities to take academic risks.

Currently, there is little empirical evidence for the positive learning effect of ART in higher education, although it has been discussed (Clifford, 1991) and appears plausible from a theoretical perspective. Cohen et al. (1955) argue that people have the inherent need to meaningfully structure and understand their experiences. A lack of understanding will lead to frustration and active efforts to make sense of the situation. Taking academic risks may be an adequate strategy to counteract problems of comprehension and increase learning outcomes. When displaying ART, students are often confronted with challenging content and navigate the area between what they can do unaided and what they can do with assistance, which Lev Vygotsky calls the *zone of proximal development* (Van de Pol et al., 2010). In these cases, scaffolding provides a valuable framework for problem-solving (Holton & Clarke, 2006). The theoretical connection between ART and Vygotsky's zone of proximal development has been previously established (Abercrombie et al., 2021; Clifford, 1991), and we posit that ART and scaffolding are complementary processes. For instance, scaffolding offers students abundant opportunities to take academic risks. An instructor may begin by providing instructional scaffolding, explaining a theoretical model, and then tasking the students with its application to real-world scenarios. This prompts students to generate potential solutions, and then validate their deductions through discussions with peers or instructor. They "take a risk and make a prediction, assess their position, fail with purpose, and [...] change ideas when the data demand" (Krochmal & Roth, 2017, p. 119). Hence, by making their deductions visible, students actively use an opportunity to either confirm their assumptions or to spot and correct their misconceptions and thus, gain an understanding that exceeds the provided knowledge. Conversely, instances where students take academic risks and encounter challenges or errors can serve as signals to the instructor that additional scaffolding is warranted. This iterative process not only yields academic benefits, but ART also fosters qualities like self-agency, purposeful communication with others, and resilience in the face of failure (Ravert & Schneller, 2019).

To summarize, ART which we define as a type of visible behavioral engagement with a risk of making errors in front of others, may have substantial effects on students' academic development and needs to be considered when analyzing educational processes in higher education. The research field of ART is still new, so it is somewhat unclear which individual and contextual variables influence students' willingness to take academic risks. This study addresses this issue and aims to contribute to a better understanding of interindividual differences in university students' ART.

1.2. Variables explaining individual differences in ART

1.2.1. Variables at the person level

Students and instructors believe that ART is worthwhile (Teagarden et al., 2018), but even though the age group of university students generally tends to be risk takers (Duell et al., 2018), students often hesitate to display ART (Ravert & Schneller, 2019). This observation underscores a significant limitation of the conventional rationalist approach to risk taking, which centers on a cost-benefit analysis. If ART were as straightforward as merely weighing costs against benefits, we would expect students to undertake academic risks more frequently. While the identification of the exact mechanism behind this phenomenon needs more clarification, the risks-as-feelings-hypothesis (Loewenstein et al., 2001) provides a compelling theoretical framework for understanding it. This hypothesis highlights the pivotal role of anticipated affect in shaping individuals' responses to risky situations. Thereby, emotions serve not only as an outcome of the risk taking process, but act as mediators between the cognitive assessment of the risky situation and subsequent risk taking behavior. This dynamic also remains active when emotions operate subconsciously, manifesting as a "gut feeling". When displaying ART, students make a visible academic contribution and potential success will inevitably be as visible as potential errors. Given that failure can evoke strong emotional responses, ART is assumed to carry a high emotional risk (Ellis, 2015). Consequently, during the ART process, the heightened visibility of students' knowledge (deficits) coupled with the anticipated negative affect associated with such scenarios may discourage students to take academic risks (Fritschner, 2000) despite a favorable cognitive evaluation. These assumptions are supported findings of Hübner and Pfof (2022) who found that students anticipating negative affect such as shame following errors tend to show less ART. Regarding further variables on the individual level that might relate to ART, students' goal orientation is of high interest. Students align their educational decisions and their behavior with overarching learning goals. In this context, a model that differentiates three types of achievement goals is often assumed appropriate (Elliot & Harackiewicz, 1996). Students with high mastery goal orientation aim to improve their skills for the sake of learning, while students with high performance-approach goal orientation aim to demonstrate their skills in front of their peers, and students with high performance-avoidant goal orientation aim to hide their lack of skills from their peers (Becker et al., 2018; Middleton & Midgley, 1997). ART places a potential visibility of knowledge deficits at its center, therefore it is to be expected that especially high performance-avoidant goal orientation will inhibit students from displaying ART, whereas the other two goal orientations should not be a hindrance. Existing research rather shows high levels of mastery goal orientation to be beneficial for ART (Dachner et al., 2017), possibly mediated by preferred task difficulty. Abercrombie et al. (2021) found that students who are mastery goal oriented tend to prefer difficult tasks and therefore take more academic risks. In contrast, students who have high performance-avoidant goal orientation tend to show less ART (Dachner et al., 2017; Hübner & Pfof, 2022). Concerning ART and performance-approach goal orientation, research paints an arbitrary picture, finding positive associations (Abercrombie et al., 2022), or none (Hübner & Pfof, 2022). In this study, we revisit the link between ART and goal orientation as a collateral focus, and contribute to a better understanding of the connection between individual student characteristics and ART.

1.2.2. Teaching quality

From a conceptual point of view, ART is a type of engagement which, next to having a trait component, possesses a state component (Fredricks et al., 2004; Hübner & Pfof, in press). Authors assume this state component to be affected by contextual variables such as the teaching quality of the seminar the students attend (Leach, 2016; Quin et al., 2017). Empirically, the influence of teaching quality on student engagement in general and ART in particular, is not well understood in

higher education. We know that active teaching methods (Sawers et al., 2016) and positive rapport with peers (Fredricks et al., 2004) benefit students' general engagement in terms of heightened class participation, interest, and reduced dropout. Concerning ART in particular, Dachner et al. (2017) investigated a possible association and found that students take more academic risks when instructors grant more autonomy and pose high performance expectations on their students. In short, conceptually, teaching quality in higher education has often been treated unsystematically and is thus a vague concept. Empirically, research on the importance of teaching quality for student behavior appears fragmented. To address this research gap, we chose one comprehensive model of teaching quality for our study, which we describe next.

1.3. The SSCO model

One of the rare comprehensive models that addresses teaching quality within the higher education context is the SSCO model (Schaeper & Weiß, 2016; for a general review of the history and development of the SSCO model), which aims to adequately reflect the stratification of the higher education system and therefore assumes a multilayered perspective on teaching quality. Contrary to an *objectivist perspective* which captures structural characteristics such as the regional context (e. g., GDP per capita) or the institutions' characteristics (e.g., the number of students enrolled), the *subjectivist perspective* addressed in our study aims to capture the environment on the individual-level as it is perceived by the actors, instructors as well as learners, involved. The subjectivist component covers four facets of teaching quality and offers the potential to research their impact on a more extensive level. *Structure* (1) refers to the degree of security, stability, and rule transparency. In a highly structured seminar, students know what to expect from the learning situation, but they also know what is expected of them. For example, structure can include the instructor setting transparent learning objectives at the beginning of the semester, which are examined at the end of the semester. *Support* (2) refers to the degree of support students receive during the learning process in terms of content, but also the degree of emotional support that students receive, and the degree of social integration. In a supportive seminar, students receive help to develop their competencies, to gain autonomy, to cope with study requirements, and receive opportunities to be socially involved in seminar activities, inside and outside the classroom. *Challenge* (3) refers to the degree to which students are cognitively activated to promote a deep understanding of the content and to prevent knowledge that is exclusively superficial. Critical thinking is encouraged. In seminars with a high level of challenge, transfer of theoretical knowledge to practical situations may be required. Instructors thus demand a deep understanding and linking the material with prior knowledge. In contrast, in seminars with a low level of challenge, instructors pass on content and require its memorization. In both cases, high performance pressure, which is another aspect of challenge, may be present. *Orientation* (4) refers to the degree to which instructors follow a constructivist or a traditional learning philosophy. Seminars with a constructivist learning philosophy allow learners to construct their knowledge in a collaborative process while seminars with a traditional learning philosophy require learners to listen to the instructor as the expert. Schaeper and Weiß (2016) tested this particular model in terms of reliability and factorial structure. As of now however, no results concerning the association with other relevant variables within learning processes are available.

There has been much discussion about what good teaching in higher education means and the answer tends to be that it depends on the specified target criteria (Götz, 2016). The elements of the SSCO model are not considered to be hierarchically ordered along a better-worse spectrum, but rather as equally useful depending on the learning goals. For example, high levels of structure may help instructors to convey large amounts of content, but it may come at the cost of limited individual in-depth elaboration. Especially students who are familiar

with the basics may feel restricted inasmuch as high structure may leave no space for novel ideas. Likewise, high levels of challenge may enable students to gain a deep understanding of specific aspects of a topic, but it may presuppose a basic understanding of the topic already. From the perspective of teaching quality development, answering the question whether and how different teaching approaches are associated with specific forms of student engagement such as ART is of interest and the main focus of this study.

1.4. Research questions

We assume that different aspects of teaching quality prompt different manifestations of student behavior, namely different levels of ART. However, the same may be true for learning objectives that students set for themselves, which may make the display of ART more or less necessary and likely. Therefore, when researching differences in students' ART, we consider both teaching quality on the contextual level, but also students' goal orientation on the individual level.

Our research questions are thus, (1) whether a significant difference in students' ART is observable between seminars, and whether those differences are attributable to seminar belonging. We expect significant differences between seminars regarding students' ART i.e., a significant intraclass correlation (ICC). We are further interested in (2) whether differences in students' ART between seminars can be explained by differences in the eight dimensions of teaching quality based on the SSCO model. Namely, structure, rapport with instructors, rapport with fellow students, knowledge construction, knowledge transmission, meaning orientation, reproduction orientation, and pressure to perform. Lastly, we will investigate (3) whether students' individual goal orientation explains ART within seminars. We expect to replicate the patterns of performance-avoidant goal orientation predicting ART negatively, and mastery goal orientation predicting ART positively. Due to the very limited and inconclusive amount of prior research findings, we do not formulate directional hypotheses concerning the association between teaching quality and ART, and performance-approach goal orientation and ART.

2. Material and methods

2.1. Sample

Data was collected in winter semester 2021/22 and in summer semester 2022 at an academic German university with a strong focus on the humanities as well as social and cultural sciences. The sample therefore exclusively includes students of these disciplines (40% humanities, 42% cultural sciences, 18% social sciences). Fig. 1 shows a flowchart of the acquisition process. A selection of 73 weekly face-to-face seminars was made via the course catalogue and the respective instructors contacted. The goal and content of the survey was specified, and they were kindly asked for an appointment to conduct the survey in their seminar. We conducted the survey as planned in 38 seminars towards the end of the session, which leaves us with a response rate of 54.3% relative to the number of instructors contacted. In addition to the instructors, students within these seminars were asked to participate in the survey. Study participation was voluntary, all participants provided informed consent. Finally, $N = 38$ instructors (female = 52.6%) as well as $N = 381$ students (female = 70.6%, $M_{\text{age}} = 23.0$ years, $SD_{\text{age}} = 6.0$ years) received a questionnaire. According to data provided by the university (Universität Bamberg, 2022), 69.0% of students graduating in 2021 within the faculties represented in our sample (humanities, cultural sciences, social sciences) were female. A chi-squared goodness of fit test yielded non-significant results ($\chi^2 = 2.620$, $p = 0.27$), suggesting that our sample represents the gender distribution of the total population of the three mentioned faculties well. In terms of study program, 51.4% of the students were enrolled in a bachelor's degree program, 19.2% in a master's degree program, and 27.6% in a state examination

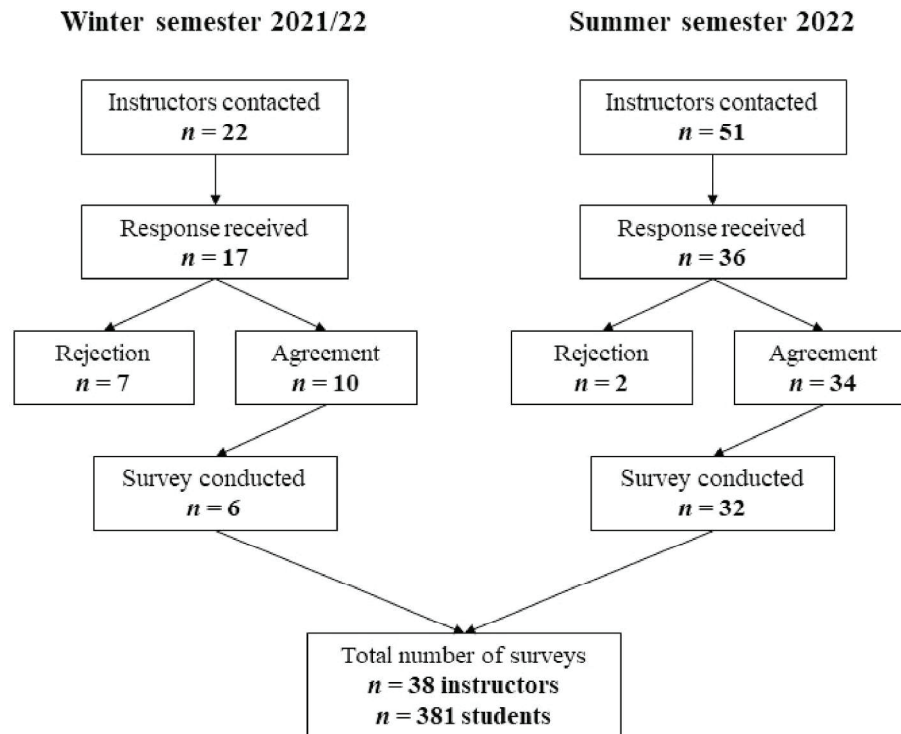


Fig. 1. Acquisition process.

program. Instructors and students are nested in $K = 38$ seminars, consisting of one instructor and at least two students. The average seminar consists of 10.0 student respondents ($SD = 5.3$, $Min = 2$, $Max = 18$).

The student response rate relative to the number of seminar registrations is 52.0%–69.5%, and the student response rate relative to the number of students present on the day of the survey is 70.6%–100%.

2.2. Measures

Academic risk taking: Students' ART was measured using the Academic-Risk-Taking-scale by Hübner & Pfost (in press). The instrument aims to measure university students' willingness to engage in ART by asking them to rate the likelihood of engaging in the behavior proposed (instruction: "The following statements focus on different types of seminar participation. Assess how likely you are to engage in the following behavior in this specific seminar"). The authors established that the ART scale meets psychometric standards. As the instrument considers the theory of identity-based disengagement (Lund Dean & Jolly, 2012), two dimensions are differentiated: Students' willingness to engage in ART (1) in front of the seminar group as well as (2) in front of their peers. In the present study, the six-item *seminar group dimension* (e.g., "To engage in seminar discussion actively, even if I feel that the content is above my level of competence"; $\alpha = .79$), and the four-item *peer dimension* (e.g., "To ask fellow students questions about seminar content that remained unclear to me"; $\alpha = 0.63$) are considered for analyses. All items were answered by the students with respect to the seminar they just attended on a 5-point Likert scale from 1 (*very unlikely*)

to 5 (*very likely*).

Teaching quality: Teaching quality was assessed by the seminar instructors and was measured based on the SSCO model introduced above (Schaeper & Weiß, 2016). The scales were adapted from the measures used within the NEPS study (Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2018). Due to a small number of items on some of the original subscales, we anticipated issues with internal consistency and added additional items.¹ The *structure* dimension was measured with one scale comprising four items (e.g., "At the beginning of a session, I provide a comprehensive introductory overview of the goals, process and structure"; $\alpha = 0.77$). The support dimension includes two subscales: *rapport with instructors* (3 items; e.g., "I am cooperative and open-minded towards the students in my seminar"; $\alpha = 0.44$), and *rapport with fellow students* (3 items; e.g., "I have the impression that the students in my seminar show solidarity with each other"; $\alpha = 0.62$). The *challenge* dimension consists of three subscales: *pressure to perform* (3 items; e.g., "Compared to other seminars, my seminar is characterized by a very high examination load"; $\alpha = 0.80$), *knowledge construction* (4 items; e.g., "I encourage students to think and reflect on the material"; $\alpha = 0.75$), and *knowledge transmission* (3 items; e.g., "My seminar consists mainly of lectures given either by myself or the students"; $\alpha = 0.80$). Lastly, the *orientation* dimension consists of two subscales: *meaning orientation* (4 items; e.g., "My seminar is about students thinking and working independently"; $\alpha = 0.58$), and *reproduction orientation* (4 items; e.g., "To pass my seminar well, all you really need is a good memory"; $\alpha = 0.50$). The instructors answer all items with respect to the seminar they just gave, taking all previous sessions into account (instruction:

¹ One item on knowledge construction: "I strive to activate the prior knowledge of the seminar participants in order to build on it when conveying my teaching content"; One item on rapport with fellow students (due to a lack of internal consistency this item was not integrated into the final subscale): "It is common in my seminar for students to work together on assignments"; Two items on reproduction orientation: "The ability to name concrete theories and concepts is a central criterion for passing my seminar"; "My seminar is about students memorizing key content".

“Considering all previous sessions, please rate the extent to which the following statements apply to the seminar you just gave”). The items were answered on a 5-point Likert-scale from 1 (*does not apply at all*) to 5 (*applies completely*).

Goal orientation: We used the scales developed by the StEG study (Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen, 2020c;2020b;2020a) and slightly adjusted the instruction to refer to the university context, instead of the school context. Using a 4-point Likert scale, *mastery goal orientation* (e.g., “For me, studying is about learning something new”; $\alpha = 0.62$) and *performance-approach goal orientation* (e.g., “For me, studying is about receiving better grades than my peers”; $\alpha = 0.85$) are each measured by five items, and *performance-avoidant goal orientation* (“For me, studying is about not embarrassing myself in front of my peers”; $\alpha = 0.82$) by four items.

2.3. Analysis strategy

We used *R Version 4.2.1* (R Core Team, 2022). For both dimensions of ART, we calculated seminar specific means and standard errors on a manifest level, visualizing them using *ggplot2* 3.3.6 (Wickham, 2016) and testing the mean differences between seminars for significance using ANOVA. Using latent variables for ART, we used *lavaan* 0.6-12 (Rosseel, 2012) for a two-level structural equation baseline model in order to compute ICCs and determine the amount of variance in ART located between seminars. Lastly, we calculated the mean scores of each subdimension of teaching quality and goal orientation, and in a stepwise process, we added students' goal orientations on the within-level (level 1), and teaching quality on the between-level (level 2) to the baseline model as manifest variables.² The final model that was the subject of our analysis is shown in Fig. 2. Please note that for readability, the individual items loading on the latent ART factors are not displayed in the figure.

3. Results

3.1. Descriptive statistics

Table 1 shows means and standard deviations, as well as correlations of ART on the between-level, and teaching quality. Table 2 relates ART on the within-level to students' goal orientations. On a theoretical scale range between 1 and 5, students, on average indicate to be engaged in ART in front of peers ($M = 3.43$) as well as in front of the whole seminar group ($M = 3.30$). High mean values on the rapport with instructors scale, the knowledge construction scale and the meaning orientation scale are observed. This implies that instructors tend to think of themselves as open and approachable towards their students, and of their seminars as cognitively activating. Noticeably low values are found for the reproduction orientation scale, which indicates that memorization plays a subordinate role in instructors' teaching. Furthermore, students tend to have high mastery goal orientation. Performance-approach goal orientation and performance-avoidant goal orientation play a lesser role.

To address the first research question, Figs. 3 and 4 show manifest means and standard errors in ART on the seminar group dimension, and the peer dimension for each seminar as well as the sample mean. The figures show substantial variation in ART between seminars for both dimensions. Visually, the standard errors of some seminars do not overlap with the sample mean, or with the means of other seminars. Analyses of variance reveal that the differences in ART between seminars are significant for the seminar group dimension ($F(37, 341) = 2.758, p < 0.01$), and the peer dimension ($F(37, 341) = 1.823, p < 0.01$),

² A minimal dataset and the analysis script are available on PsychArchives: <https://doi.org/10.23668/psycharchives.14075> (dataset), and <https://doi.org/10.23668/psycharchives.14076> (analysis script)

respectively.

3.2. Two-level structural equation models

To determine the amount of variance in ART explained by seminar belonging, we computed a two-level baseline structural equation model (Table 3) with the two correlated latent ART variables on the between-level as well as on the within-level. On the between-level, the factor loadings, as well as the item variances for each latent variable, were fixed to be equal to avoid estimation problems. The assumed model structure fits the empirical data very well ($N = 369, K = 38, df = 84, \chi^2 = 92.239, p = 0.252, RMSEA = 0.016, TLI = 0.987, \text{ and } CFI = 0.988$), and an additional analysis replicated the assumed preference of the two-factor ART model in comparison to a one-factor model with all items loading on one single ART factor ($N = 369, K = 38, df = 86, \chi^2 = 220.354, p < 0.001, RMSEA = 0.065, TLI = 0.796, \text{ and } CFI = 0.805$; Chi-squared difference test: $\Delta\chi^2 = 128.115, \Delta df = 2, p < 0.001$). On the seminar group dimension, variance estimates are $\sigma_{\text{between}}^2 = 0.079$ ($p = 0.02$) on the between-level and $\sigma_{\text{within}}^2 = 0.406$ ($p < 0.01$) on the within-level. On the peer dimension, variance estimates are $\sigma_{\text{between}}^2 = 0.024$ ($p = 0.12$) on the between-level and $\sigma_{\text{within}}^2 = 0.309$ ($p = 0.01$) on the within-level. ICCs computed herewith reveal that 16.3% of variance in ART (seminar group dimension), and 11.0% of variance in ART (peer dimension) are attributable to the clustered structure of the data.

Addressing research question 2, we added the teaching quality scales to the baseline model and estimated correlations between all variables (Table 1). The teaching quality scales were treated as manifest variables to avoid overcomplexity and estimation problems. The model fits the data very well ($N = 343, K = 36, df = 148, \chi^2 = 167.011, p = 0.136, RMSEA = 0.019, TLI = 0.962, \text{ and } CFI = 0.971$). Due to the small sample size in terms of between-level variables ($K = 36$ seminars), a 10% threshold for significance is further flagged significant. Reproduction orientation correlates with the group factor of ART significantly ($r = -0.42, p = 0.06$). This means that in seminars, which place a higher emphasis on memorization and reproduction, students tend to display less ART in front of the whole group.

Next, we added teaching quality to the baseline model as predictors of ART on the between-level (Table 4). The model fits the data very well ($N = 343, K = 36, df = 148, \chi^2 = 167.011, p = 0.136, RMSEA = 0.019, TLI = 0.966, \text{ and } CFI = 0.971$). First, the more structure a seminar has, the less ART students display in front of the whole seminar group ($\beta = -0.35, p = 0.10$). Second, the more a seminar emphasizes memorization and reproduction, the less ART in front of the whole seminar is observed in students ($\beta = -0.41, p = 0.04$). Third, in seminars that are characterized by high performance pressure students tend to display more ART in front of their peers ($\beta = 0.48, p = 0.08$).

Addressing research question 3, we first added students' goal orientations as covariates to the within-level of the baseline model (Table 2). The model fits the data very well ($N = 369, K = 38, df = 108, \chi^2 = 125.324, p = 0.122, RMSEA = 0.021, TLI = 0.979, \text{ and } CFI = 0.981$). We observe a significant correlation between the seminar group dimension of ART and performance-avoidant goal orientation ($r = -0.53, p < 0.01$), as well as mastery goal orientation ($r = 0.17, p = 0.01$). Concerning the peer dimension of ART and performance-avoidant goal orientation, the same pattern is observable ($r = -0.17, p = 0.02$). Students, who wish to avoid a lack of skills becoming visible, tend to display less ART in front of the whole seminar group, but also in front of peers. We find a significant positive correlation for mastery goal orientation ($r = 0.46, p < 0.01$), which means that students who are motivated by the process of learning itself, tend to display more ART in front of their peers.

Next, we added the three goal orientations as within-level predictors to the baseline model (Table 5). The model fits the data very well ($N = 369, K = 38, df = 108, \chi^2 = 125.324, p = 0.122, RMSEA = 0.021, TLI = 0.979, \text{ and } CFI = 0.981$). High performance-approach goal orientation predicts significantly more ART in front of the whole seminar group,

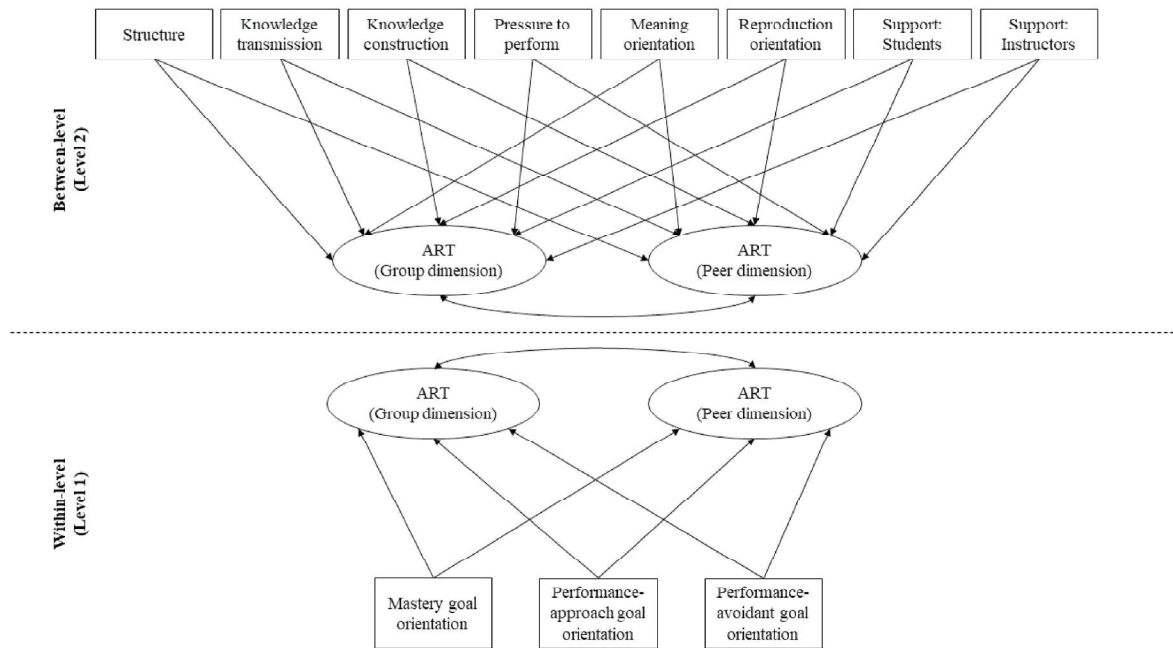


Fig. 2. Assumed two-level structural equation model with regressions predicting within-level ART, and between-level ART.

Table 1

Means, standard deviations, ranges and correlations between the between-level ART factors and teaching quality.

	<i>M</i>	<i>SD</i>	Range	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Academic risk taking													
1 ART (seminar group)	3.30	0.76	1.17–4.83	1									
2 ART (peers)	3.43	0.78	1.00–5.00	0.06	1								
Teaching quality													
3 Structure	3.94	0.75	2.25–5.00	–0.33	0.15	1							
4 Rapport with instructors	4.51	0.41	2.75–5.00	0.17	–0.08	0.27	1						
5 Rapport with fellow students	3.93	0.55	3.33–5.00	0.00	0.43	0.02	–0.10	1					
6 Pressure to perform	2.38	0.87	1.00–4.67	–0.31	0.47	0.35*	0.13	0.11	1				
7 Knowledge construction	4.47	0.41	2.75–5.00	0.13	0.24	0.24	0.59**	0.10	0.10	1			
8 Knowledge transmission	2.32	1.01	1.00–4.67	0.02	0.10	–0.17	–0.01	–0.16	–0.17	–0.19	1		
9 Meaning orientation	4.51	0.44	2.75–5.00	–0.07	0.45	0.25	0.17	–0.06	0.14	0.46**	–0.13	1	
10 Reproduction orientation	2.02	0.54	1.00–3.50	–0.42†	0.02	–0.02	–0.03	0.03	0.14	–0.01	0.26	0.00	1

Note. Means and standard deviations are computed on a manifest level. Correlations are computed as standardized covariances on the between-level using SEM and the ART dimensions as latent constructs. ‘†’ $p \leq 0.10$; ‘*’ $p \leq 0.05$; ‘**’ $p \leq 0.01$.

Table 2

Means, standard deviations, and correlations between the within-level ART factors and goal orientation.

	<i>M</i>	<i>SD</i>	Range	1	2	3	4	5
Academic risk taking								
1 ART (seminar group)	3.30	0.76	1.17–4.83	1				
2 ART (peers)	3.43	0.78	1.00–5.00	0.40**	1			
Goal orientation								
3 Mastery	4.31	0.46	2.75–5.00	0.17**	0.46**	1		
4 Performance-approach	1.82	0.80	1.00–4.80	0.08	0.01	0.05	1	
5 Performance-avoidant	2.57	0.89	1.00–5.00	–0.53**	–0.17*	–0.10	0.39**	1

Note. Means and standard deviations are computed on a manifest level. Correlations are computed as standardized covariances on the within-level using SEM and the ART dimensions as latent constructs. ‘*’ $p \leq 0.05$; ‘**’ $p \leq 0.01$.

while high performance-avoidant goal orientation predicts significantly less ART. Concerning the peer dimension, mastery goal orientation predicts significantly more ART in front of peers, while performance-avoidant goal orientation predicts significantly less ART in front of peers.

Lastly, we added all previously mentioned predictors in a conjoint

model (Table 6), which fits the data well ($N = 343$, $K = 36$, $df = 172$, $\chi^2 = 193.871$, $p = 0.121$, $RMSEA = 0.019$, $TLI = 0.968$, and $CFI = 0.972$). Compared to the two previous models, the coefficients on the between-level do not change in absolute terms, but structure ($p = 0.12$) and pressure to perform ($p = 0.12$) do not predict ART significantly anymore. On the within-level, we do not see any major changes in the predictors’

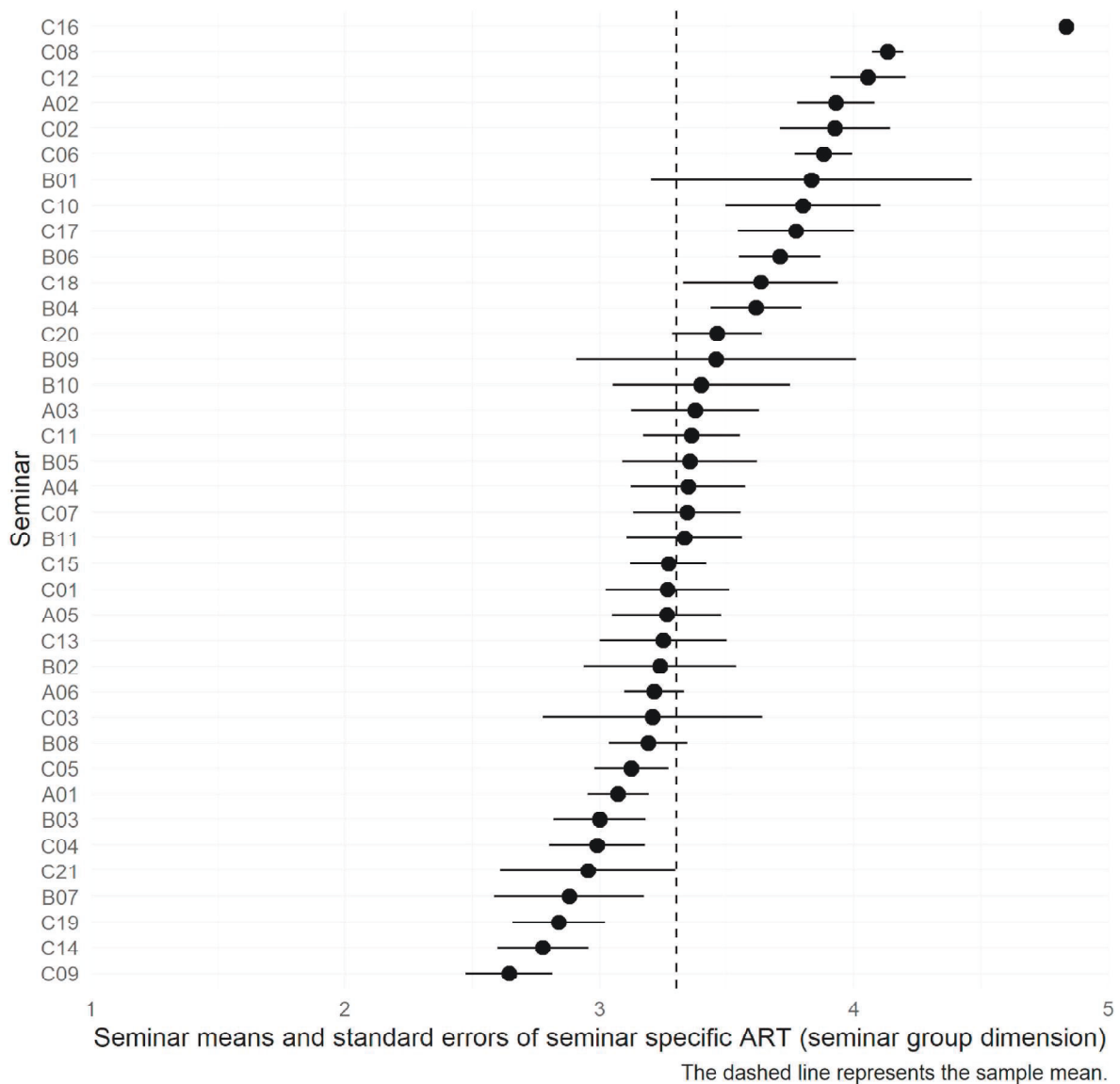


Fig. 3. Visualization of seminar means and standard errors of ART in ascending order (seminar group dimension).

coefficients concerning weight, sign, and significance, suggesting robustness of our results.³

4. Discussion

4.1. Interpretation of results

Especially when deep, elaborate learning is desired, we consider ART to be a useful type of behavior in that it contributes to students' access to new knowledge beyond what is formally provided by instructors. By focusing on a type of positive risk taking, we offer new insights on risk taking in educational contexts. Risk taking generally tends to peak during adolescence (Duell et al., 2018), and academic risk taking seems to be greater in students aged between 10 and 13 years than in those under 9 years (Byrnes et al., 1999). Also, in our sample we find that students generally take academic risks, the sample means of both scales

being above the theoretical scale means. At the same time, we find that the propensity for ART shows substantial variability between students. While some students show high levels of ART, some students show less ART. Student behavior and thus also ART is not only influenced by individual differences between students, but also by contextual differences between learning situations (Ulrich, 2016). In this study, we explored whether significant differences in students' ART are observable between seminars and whether these differences can be explained by teaching quality. Furthermore, the association between ART and learning goal orientation is considered. Affirming our first research question, our results show that students' levels of ART do, indeed differ significantly by their seminar belonging. In descriptive terms, 16.3% of variance in ART on the group dimension, as well as 11.0% of variance in ART on the peer dimension, are attributable to the clustered nature of the data. Thus, some seminars seem to encourage students more to take academic risks than others.

Furthermore, results of a two-level structural equation model just with between-level regressions show that highly structured seminars are associated with lower levels of ART in students. This result is noteworthy, as previous research within school contexts tends to find positive associations between structure and general behavioral engagement.

³ To check for robustness, we further estimated this final model without the potential outlier clusters B01 and C16 (see Figs. 3 and 4). The analysis script and detailed results are available as supplementary materials on PsychArchives: <https://doi.org/10.23668/psycharchives.14077>.

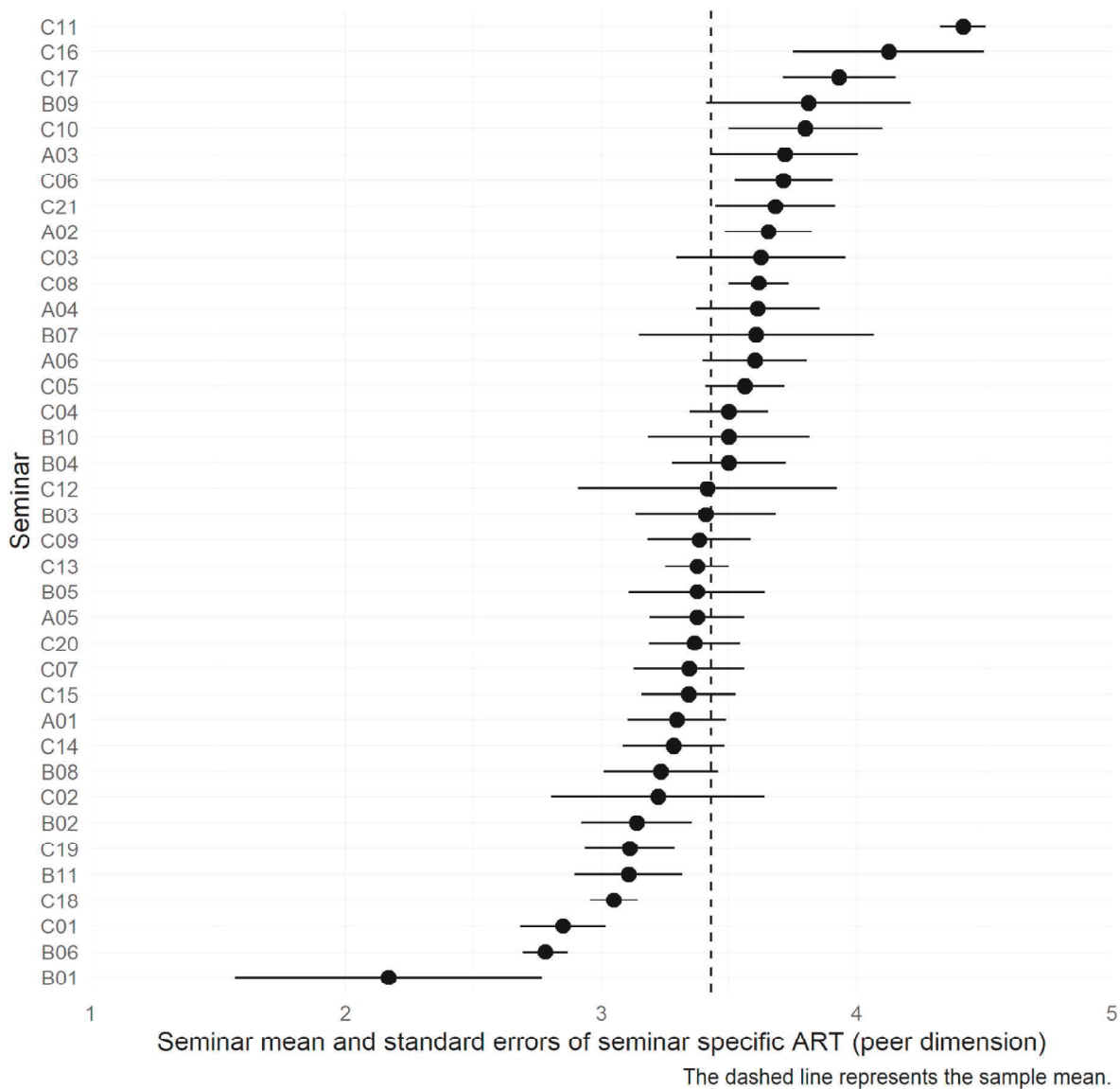


Fig. 4. Visualization of seminar means and standard errors of ART in ascending order (peer dimension).

Students are for example more attentive during class (Lietaert et al., 2015) or participate more during class discussions (Wang & Eccles, 2013). We suspect high structure to encourage students to engage when they are reasonably certain about their contribution. Such an interaction between students and instructor would take comparatively little time and would not interfere with the instructor’s timing and intended content load. For ART, Dachner et al. (2017), and Üztemur (2020) provide conflicting results, as less autonomy given by the instructor predicts less ART in students. When displaying ART, students risk making errors, which must be corrected and discussed. As this process is time-consuming, students may perceive ART to be a disruptive factor and avoid taking academic risks in highly structured seminars. Likewise, a high degree of structure can also mean that learning materials are provided in a more organized form, which may prevent cognitive misconceptions from the outset and thus lead to a higher perceived certainty in knowledge, rendering ART unnecessary. Consequently, the opportunities given by the instructor to show ART might be considerably lower in highly structured seminars.

High performance pressure positively relates to higher levels of ART in front of peers within the between-level regression models. This result is in line with prior findings by Dachner et al. (2017) and also with

previous results within school contexts (Lee et al., 2021), which report higher levels of peer support in high pressure classrooms compared to low pressure classrooms. To fulfill the high performance expectations, students may turn to their peers in situations of uncertainty and discuss concepts and materials to create new knowledge. In this sense, students navigate their zone of proximal development (Vygotsky, 1978) when displaying ART by using scaffolding techniques in cooperation with their peers. Nevertheless, these two regression coefficients do not remain significant when introducing students’ goal orientation to the model on the individual level. This change might be explained by a certain selectivity of students into specific seminars in accordance with their goal orientation (model endogeneity). Therefore, interpretation of findings of models without within-level predictors should not contain any causality.

Then, our results show that students display less ART in seminars with higher reproduction orientation. This may be because tasks that require reproduction have a precise concept of right and wrong, making it easier to spot errors. Hübner and Pfof (2022) found that students who tend to anticipate negative affect after making errors display less ART. It is therefore conceivable that students who are unsure about the correctness of their contribution may avoid trying to solve

Table 3
Results of the two-level baseline structural equation model.

	ART (group dimension)			ART (peer dimension)		
	UC	SC	SE	UC	SC	SE
Within-level factor loadings						
Item 1	1.00	0.65				
Item 2	1.01**	0.61	0.11			
Item 3	1.05**	0.59	0.13			
Item 4	1.07**	0.62	0.12			
Item 5	0.84**	0.53	0.11			
Item 6	0.90**	0.57	0.11			
Item 7				1.00	0.45	
Item 8				1.21**	0.59	0.22
Item 9				1.19**	0.57	0.21
Item 10				0.86**	0.54	0.17
Between-level factor loadings						
Items 1-6	1.00	0.94				
Items 7-10				1.00	0.81	
Covariances between the two ART factors						
	UC		SC		SE	
Within-level	0.14**		0.39		0.03	
Between-level	0.01		0.17		0.02	

Note. UC, unstandardized coefficient; SC, standardized coefficient; SE, standard error of the unstandardized coefficient. ** $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

Table 4
Results of the two-level structural equation model with regressions predicting between-level ART.

	ART (group dimension)			ART (peer dimension)		
	USC	SC	SE	USC	SC	SE
Within-level factor loadings						
Item 1	1.00	0.63				
Item 2	1.06**	0.62	0.13			
Item 3	1.08**	0.58	0.14			
Item 4	1.09**	0.60	0.14			
Item 5	0.89**	0.54	0.12			
Item 6	0.91**	0.55	0.12			
Item 7				1.00	0.44	
Item 8				1.25**	0.63	0.23
Item 9				1.12**	0.54	0.21
Item 10				0.86**	0.55	0.17
Between-level factor loadings						
Items 1-6	1.00	0.94				
Items 7-10				1.00	0.79	
Between-level regressions						
Structure	-0.15†	-0.35	0.09	-0.01	-0.04	0.07
Rapport with instructors	0.15	0.21	0.18	-0.12	-0.28	0.14
Rapport with fellow students	0.03	0.06	0.12	0.16	0.42	0.10
Pressure to perform	-0.06	-0.16	0.07	0.10†	0.48	0.06
Knowledge construction	0.07	0.12	0.18	0.08	0.21	0.15
Knowledge transmission	0.02	0.07	0.06	0.07	0.37	0.05
Meaning orientation	-0.02	-0.04	0.14	0.15	0.41	0.12
Reproduction orientation	-0.24*	-0.41	0.11	-0.06	-0.16	0.09
Covariances between the two ART factors						
	UC		SC		SE	
Within-level	0.14**		0.41		0.04	
Between-level	0.01		0.38		0.02	

Note. UC, unstandardized coefficient; SC, standardized coefficient; SE, standard error of the unstandardized coefficient. † $p \leq 0.10$; * $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

reproduction-oriented tasks and thus avoid making visible errors and experiencing negative affect. Another explanation considers ART not only as a type of engagement but also as a learning strategy. According

Table 5
Results of the two-level structural equation model with regressions predicting within-level ART.

	ART (group dimension)			ART (peer dimension)		
	USC	SC	SE	USC	SC	SE
Within-level factor loadings						
Item 1	1.00	0.67				
Item 2	0.97**	0.62	0.10			
Item 3	1.00**	0.59	0.11			
Item 4	1.00**	0.60	0.11			
Item 5	0.79**	0.53	0.10			
Item 6	0.87**	0.58	0.10			
Item 7				1.00	0.43	
Item 8				1.37**	0.64	0.24
Item 9				1.10**	0.50	0.20
Item 10				0.94**	0.56	0.17
Within-level regressions						
Mastery	0.13	0.09	0.08	0.51**	0.44	0.10
Performance-approach	0.27**	0.33	0.05	0.03	0.05	0.04
Performance-avoidant	-0.49**	-0.65	0.05	-0.09*	-0.14	0.05
Between-level factor loadings						
Items 1-6	1.00	0.93				
Items 7-10				1.00	0.82	
Covariances between the two ART factors						
	UC		SC		SE	
Within-level	0.08**		0.34		0.03	
Between-level	0.01		0.27		0.02	

Note. UC, unstandardized coefficient; SC, standardized coefficient; SE, standard error of the unstandardized coefficient. ** $p \leq 0.05$; *** $p \leq 0.01$.

to models of self-regulated learning, the choice of learning strategies follows the clarification of the goal and the identification of situational patterns (Perels et al., 2020; Schmitz & Wiese, 2006). Our results thus are coherent with a perspective that students adjust their learning behavior according to the challenges of the learning context. ART may be a good strategy when it comes to a deep understanding of the content (Krochmal & Roth, 2017), but not necessarily within seminars that aim to memorize and reproduce knowledge. Instead, superficial learning strategies may be relevant. However, this is just a first idea and further research that also takes the direction of the effect into account is necessary.

Though we observe significant differences in students' ART between seminars, roughly between 80% and 90% of variance in students' ART are attributable to differences on an individual level. Previous theory and research suggest students' goal orientation to be a key factor for their behavioral and educational decisions (Middleton & Midgley, 1997; Stasielowicz, 2019). Our research supports this assumption, albeit only partially confirming our hypotheses. As expected, performance-avoidant goal orientation predicts ART negatively on both dimensions. As students with performance-avoidant goal orientation wish to conceal their potential lack of skills to others, it is not surprising that those students would avoid taking academic risks not only within seminars, but also in front of their peers. However, the assumption of mastery goal orientation being beneficial for ART only holds for the peer dimension of ART. These students strive to elucidate uncertainties (Park et al., 2007), so it seems peculiar that they would only use selected peers as a resource for their goal attainment, considering that the association between mastery goal orientation and students' ART in front of the seminar group has been found before (Hübner & Pfost, 2022). One possible explanation may be that mastery goal oriented students believe that they learn best by listening and concentrating during the seminar and then actively discussing challenging content with their peers afterwards. Additional to the hypothesized associations, we find performance-approach goal orientation to predict ART on the seminar group dimension positively. These students aim to demonstrate their skills in front of others (Elliot &

Table 6
Results of the two-level structural equation model with regressions predicting within-level ART, and between-level ART.

	ART (group dimension)			ART (peer dimension)		
	USC	SC	SE	USC	SC	SE
Within-level factor loadings						
Item 1	1.00	0.66				
Item 2	1.02**	0.63	0.11			
Item 3	1.04**	0.59	0.12			
Item 4	1.01**	0.59	0.12			
Item 5	0.83**	0.53	0.11			
Item 6	0.88**	0.56	0.10			
Item 7				1.00	0.41	
Item 8				1.43**	0.67	0.26
Item 9				1.07**	0.48	0.21
Item 10				0.96**	0.57	0.19
Within-level regressions						
Mastery	0.11	-0.07	0.08	0.48**	0.41	0.10
Performance-approach	0.29**	0.36	0.05	0.05	0.07	0.04
Performance-avoidant	-0.48**	-0.67	0.05	-0.11**	-0.18	0.05
Between-level factor loadings						
Items 1-6	1.00	0.93				
Items 7-10				1.00	0.82	
Between-level regressions						
Structure	-0.13	-0.32	0.08	0.03	0.06	0.07
Rapport with instructors	0.08	0.13	0.16	-0.18	-0.82	0.15
Rapport with fellow students	0.08	0.14	0.11	0.15	0.76	0.10
Pressure to perform	-0.05	-0.15	0.06	0.09	0.50	0.06
Knowledge construction	-0.08	-0.15	0.16	0.00	0.20	0.15
Knowledge transmission	0.01	0.02	0.06	0.07	0.36	0.05
Meaning orientation	0.01	0.02	0.13	0.17	0.73	0.12
Reproduction orientation	-0.24*	-0.45	0.10	-0.09	-0.33	0.09
Covariances between the two ART factors						
	UC	SC		SE		
Within-level	0.08**	0.37		0.03		
Between-level	0.01	0.43		0.01		

Note. UC, unstandardized coefficient; SC, standardized coefficient; SE, standard error of the unstandardized coefficient. ‘†’ $p \leq 0.10$; ‘*’ $p \leq 0.05$; ‘***’ $p \leq 0.01$.

Harackiewicz, 1996) and may achieve this goal by accepting the risk inherent to ART of making an error for the chance of being correct. However, they may also define “demonstrating skills” not exclusively as “being correct” but also as “being engaged and critical”. Therefore, taking academic risks in itself would fulfill their objective.

4.2. Limitations and implications for future research

Research on ART within higher educational contexts is still in its infancy. Although first findings have shown relations of ART, for example with beliefs about errors (Hübner & Pfost, 2022) or goal orientation (Abercrombie et al., 2022), there is still much research potential, especially regarding the role of the learning environment. With our work, we provide one of the first studies conjointly observing ART in relation to teaching quality in higher education contexts, and to individual student characteristics. There are, however, some limitations to our design, which should be discussed critically.

First, two perspectives on the same seminar do not necessarily coincide. In our dataset, the instructors assess the teaching quality of their own seminars. However, the students attending the seminar may have a different impression and consequently may adjust their behavior, distorting our results. To illustrate using the example of the rapport with

fellow students scale, consider the fact that instructors primarily see their students during seminars and may perceive them to be supportive of each other in this setting. However, the students are also able to consider interactions outside the seminar which, depending on the quality of these interactions, may create a discrepancy to the instructor’s assessment.

Second, as we are working with 38 seminars to explain 16.3% of variance on the seminar group factor, and 11.0% of variance on the peer factor, test power may just be sufficient to detect strong relations. To clarify this issue, the evaluation of ART within large-scale longitudinal surveys would be desirable. This would also permit more complex research questions to be addressed. For example, with our design, we cannot say with certainty that students adjust their academic risk taking behavior according to the requirements and opportunities of a specific seminar or if the opposite is the case. Students usually have an idea of an instructor’s teaching styles and the complexity and demands of a seminar before registering for it. Therefore, students may adjust the selection of their seminars to their willingness to take academic risks rather than the other way around. One potential research question therefore concerns the existence of a person-specific ART baseline in the sense of a trait component and possible deviations in the sense of a state component (Fredricks et al., 2004). Observing longitudinal processes of change by evaluating the same students within different seminars and/or across different phases of their studies would be especially interesting. Another research focus might be the question of academic success. Students who take academic risks in school, generally benefit from this behavior inasmuch as they achieve higher GPAs (Bal-İncebaçak et al., 2019; Varışoğlu & Ekinci Çelikpazu, 2019) and pursue higher academic tracks (Clifford, 1991; Clifford & Chou, 1991). Only sparse evidence exists for university students in that respect (Hübner & Pfost, in press; Krochmal & Roth, 2017). Therefore, it should be established, whether academic risk taking leads to higher academic outcomes in university students and whether the association of academic success and ART is moderated by specific learning goal criteria (Adams, 2015).

Third, we raise the question of whether the SSCO model captures all key quality dimensions for teaching with respect to ART. While the model is quite rich, it does not explicitly cover, for example instructors’ reactions to errors or their feedback policies. However, these aspects may play an important role, as students who fear receiving negative feedback tend to take less academic risks (Çetin et al., 2014; Üztemur, 2020). For future research endeavors, we therefore propose supplementing the SSCO model with a support component that focuses on the instructors’ feedback practices regarding feedback type (summative vs. formative) and feedback frequency. Additionally, the observed negative relationship between ART and structure should be examined in more detail. While previous research suggests that students engage more in ART when they find themselves in a structured environment (Liettaert et al., 2015; Wang & Eccles, 2013) strict rule setting and a high perceived certainty of knowledge may encourage risk-aversion and conformity. Including instrumentation which differentiates more aspects of structure such as the formal structure (e.g., educational material provided), the content structure (e.g., explicit formulation of learning goal criteria), and the social structure (e.g., rules within the seminar) may better illuminate this relationship.

Fourth, and concerning the gender distribution present in our sample, the high number of female students may limit the generalizability of our results. As Byrnes et al. (1999) found that women tend to take more academic risks, this may lead to an overestimation of the prevalence of ART.

5. Conclusion

In conclusion, our research provides a first insight into the multidimensional dynamics between student characteristics, student behavior, and teaching quality. Although students’ individual characteristics seem to play a major role in terms of predicting their ART within seminars,

neither researchers nor practitioners should forget or neglect the role of teaching decisions made by the instructors, though future research is warranted.

In terms of recommendations for practitioners, we would like to exercise restraint as our results still leave many questions unanswered. However, if instructors perceive ART to be a desirable trait within their learning environment, our results offer possible approaches to create opportunities deliberately and consciously for their students to engage in ART. According to our results, a strong focus on reproduction orientation is rather a hindering factor for ART. This should be considered by instructors in higher education. Reproduction orientation typically manifests in the formulation of corresponding goal criteria and then is also apparent during the seminar in which the goal criteria should be fulfilled. Consequently, instructors who wish to encourage their students to take academic risks might also define learning objectives that require higher levels of cognitive processing and are of increasing complexity, rather than criteria that only require reproduction and focus on facts (Adams, 2015).

Declarations of interest

None.

CRediT authorship contribution statement

Vanessa Hübner: Conceptualization, Methodology, Formal analysis, Data curation, Writing – original draft. **Maximilian Pfof:** Conceptualization, Methodology, Writing – review & editing.

References

- Abercrombie, S., Bang, H., & Vaughan, A. (2022). Motivational and disciplinary differences in academic risk taking in higher education. *Educational Psychology, 1–18*. <https://doi.org/10.1080/01443410.2022.2076810>
- Abercrombie, S., Carbonneau, K. J., & Hushman, C. J. (2021). (Re)Examining academic risk taking: Conceptual structure, antecedents, and relationship to productive failure. *Contemporary Educational Psychology, 68*, Article 102029. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2021.102029>
- Adams, N. E. (2015). Bloom's taxonomy of cognitive learning objectives. *Journal of the Medical Library Association, 103*(3), 152–153. <https://doi.org/10.3163/1536-5050.103.3.010>
- Bal-Incebacak, B., Yaman, S., & Sarısan-Tungaç, A. (2019). The relation between intellectual risk-taking regarding science classes and test anxiety inventory of secondary school. *South African Journal of Education, 39*(1), 1–9. <https://doi.org/10.15700/saje.v39n1a1670>
- Bamberg, Universität (2022). *Entwicklung in Zahlen [Development in numbers]*. Universität Bamberg. https://www.uni-bamberg.de/fileadmin/kommunikation/045-UNI-PU-BLIKATIONEN/Jahresbericht/Jahresbericht_2022_Webversion.pdf.
- Barnett, R. (2000). University knowledge in an age of supercomplexity. *Higher Education, 40*(4), 409–422. <https://doi.org/10.1023/A:1004159513741>
- Becker, S., Pfof, M., & Artelt, C. (2018). New challenge, new motivation? Goal orientation development in graduates of higher track schools and their peers in vocational training. *Frontiers in Psychology, 9*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.01371>
- Beghetto, R. A. (2009). Correlates of intellectual risk taking in elementary school science. *Journal of Research in Science Teaching, 46*(2), 210–223. <https://doi.org/10.1002/tea.20270>
- Byrnes, J. P., Miller, D. C., & Schafer, W. D. (1999). Gender differences in risk taking: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 125*(3), 367–383. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.125.3.367>
- Çetin, B., İlhan, M., & Yılmaz, F. (2014). An investigation of the relationship between the fear of receiving negative criticism and of taking academic risk through canonical correlation analysis. *Educational Sciences: Theory and Practice, 14*(1), 146–158. <https://doi.org/10.12738/estp.2014.1.1616>
- Clifford, M. M. (1988). Failure tolerance and academic risk-taking in ten- to twelve-year-old students. *British Journal of Educational Psychology, 58*(1), 15–27. <https://doi.org/10.1111/j.2044-8279.1988.tb00875.x>
- Clifford, M. M. (1991). Risk taking: Theoretical, empirical, and educational considerations. *Educational Psychologist, 26*(3–4), 263–297. <https://doi.org/10.1080/00461520.1991.9653135>
- Clifford, M. M., & Chou, F. C. (1991). Effects of payoff and task context on academic risk taking. *Journal of Educational Psychology, 83*(4), 499–507.
- Clifford, M. M., Chou, F. C., Mao, K.-N., Yun Lan, W., & Kuo, S.-Y. (1990). Academic risk taking, development, and external constraint. *The Journal of Experimental Education, 59*(1), 45–64. <https://doi.org/10.1080/00220973.1990.10806550>
- Cohen, A. R., Stotland, E., & Wolfe, D. M. (1955). An experimental investigation of need for cognition. *Journal of Abnormal and Social Psychology, 51*(2), 291–294. <https://doi.org/10.1037/h0042761>
- Dachner, A. M., Miguel, R. F., & Patena, R. A. (2017). Risky business: Understanding student intellectual risk taking in management education. *Journal of Management Education, 41*(3), 415–443. <https://doi.org/10.1177/1052562917695775>
- Duell, N., & Steinberg, L. (2019). Positive risk taking in adolescence. *Child Development Perspectives, 13*(1), 48–52. <https://doi.org/10.1111/cdep.12310>
- Duell, N., Steinberg, L., Icenogle, G., Chein, J., Chaudhary, N., Di Giunta, L., Dodge, K. A., Fanti, K. A., Lansford, J. E., Oburu, P., Pastorelli, C., Skinner, A. T., Sorbring, E., Tapanya, S., Uribe Tirado, L. M., Alampay, L. P., Al-Hassan, S. M., Takash, H. M. S., Bacchini, D., & Chang, L. (2018). Age patterns in risk taking across the world. *Journal of Youth and Adolescence, 47*(5), 1052–1072. <https://doi.org/10.1007/s10964-017-0752-y>
- Elliot, A. J., & Harackiewicz, J. M. (1996). Approach and avoidance achievement goals and intrinsic motivation: A mediational analysis. *Journal of Personality and Social Psychology, 70*(3), 461–475. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.70.3.461>
- Ellis, D. E. (2015). What discourages students from engaging with innovative instructional methods: Creating a barrier framework. *Innovative Higher Education, 40*(2), 111–125. <https://doi.org/10.1007/s10755-014-9304-5>
- Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: Potential of the concept, state of the evidence. *Review of Educational Research, 74*(1), 59–109. <https://doi.org/10.3102/00346543074001059>
- Fritschner, L. M. (2000). Inside the undergraduate college classroom: Faculty and students differ on the meaning of student participation. *The Journal of Higher Education, 71*(3), 342–362.
- Fryt, J., & Szczygiel, M. (2021). Predictors of positive and negative risk-taking in adolescents and young adults: Similarities and differences. *Europe's Journal of Psychology, 17*(1), 17–30. <https://doi.org/10.5964/ejop.2169>
- Fryt, J., Szczygiel, M., & Duell, N. (2022). Time for risk: Future time perspective and tolerance to ambiguity as factors explaining positive and negative risk-taking in adulthood [preprint]. In *Review*. <https://doi.org/10.21203/rs.3.rs-1357514/v1>
- Goppert, S. A., Neuenhaus, N., & Pfof, M. (2021). Ein Werkstattbericht und erste deskriptive Befunde: Das Forschungsprojekt SeLF – selbstreguliertes Lernen an der Hochschule [An introduction into the research project SeLF and first findings]. *Die hochschullehre, 7*. <https://doi.org/10.3278/HSL2122W>
- Götz, F. (2016). Wie können wir Lehrqualität messen? Überlegungen zu zielkriterien und wirkmodellen für gute hochschullehre am beispiel des medizinstudiums. In *Teaching skills assessments: Qualitätsmanagement und Personalentwicklung in der Hochschullehre* (pp. 72–90). Springer Fachmedien.
- Halpern, N. (2007). Attendance in higher education: Does it matter? *Investigations in University Teaching and Learning, 4*(2), 7–13.
- Holton, D., & Clarke, D. (2006). Scaffolding and metacognition. *International Journal of Mathematical Education in Science & Technology, 37*(2), 127–143. <https://doi.org/10.1080/00207390500285818>
- Hübner, V., & Pfof, M. (2022). University students' beliefs about errors predict their willingness to take academic risks. *Frontiers in Education, 7*, Article 992067. <https://doi.org/10.3389/educ.2022.992067>
- Hübner, V., & Pfof, M. (in press). Operationalization of academic risk taking in university students. *Journal of Educational Research Online*.
- Kauffman, D. (2005). *Curriculum prescription and curriculum constraint: Second-year teachers' perceptions*. Harvard Graduate School of Education [NGT Working Paper].
- Kiran, B., & Cengiz, Ö. (2021). Risk taking behavior as predictors of self compassion in university students. *Psycho-Educational Research Reviews, 29*, 23. https://doi.org/10.52963/PERR_Biruni_V10.N3.02
- Krochmal, A. R., & Roth, T. C. (2017). From comfort to confidence: Modeling science as a process of risk-taking in the classroom. In R. Kilty, & B. A. Bunten (Eds.), *Risk-taking in higher education: The importance of negotiating intellectual challenge in the college classroom* (pp. 103–118). Rowman & Littlefield.
- Leach, L. (2016). Enhancing student engagement in one institution. *Journal of Further and Higher Education, 40*(1), 23–47. <https://doi.org/10.1080/0309877X.2013.869565>
- Lee, M., Lee, T., & Lee, S. M. (2021). Role of peer support in competitive classroom climates: Focusing on the mediation effect of academic hatred in the JD-R model. *Journal of Psychologists and Counsellors in Schools, 1*. <https://doi.org/10.1017/jgc.2021.24>. –12.
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2018). *Erhebungsinstrumente (SUF-Version) NEPS Startkohorte 5—studierende Hochschulstudium und Übergang in den Beruf Wellen 7 und 8—8.0.0 [Survey instruments (SUF version) NEPS starting cohort 5 – students, higher education and transition to work waves 7 and 8-8.0.0.]*. https://www.neps-data.de/Portals/0/NEPS/Datenzentrum/Forschungsdaten/SC5/8-0-0/SC5_8-0-0_de.pdf.
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020a). *Skala: Annäherungsleistungsziele [scale: Performance-approach goal orientation]*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6692.
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020b). *Skala: Lernzielorientierung [scale: Mastery goal orientation]*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6693.
- Leibniz-Institut für Bildungsforschung und Bildungsinformationen. (2020c). *Skala: Vermeidungsleistungsziele [scale: Performance-avoidant goal orientation]*. https://www.fdz-bildung.de/skala.php?erhebung_id=216&skala_id=6694.
- Liettaert, S., Roorda, D., Laevers, F., Verschueren, K., & De Fraine, B. (2015). The gender gap in student engagement: The role of teachers' autonomy support, structure, and involvement. *British Journal of Educational Psychology, 85*(4), 498–518. <https://doi.org/10.1111/bjep.12095>

- Loewenstein, G. F., Weber, E. U., Hsee, C. K., & Welch, N. (2001). Risk as feelings. *Psychological Bulletin*, 127(2), 267–286. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.127.2.267>
- Lund Dean, K., & Jolly, J. P. (2012). Student identity, disengagement, and learning. *The Academy of Management Learning and Education*, 11(2), 228–243. <https://doi.org/10.5465/aml.2009.0081>
- Middleton, M. J., & Midgley, C. (1997). Avoiding the demonstration of lack of ability: An underexplored aspect of goal theory. *Journal of Educational Psychology*, 89(4), 710–718. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.89.4.710>
- Oolbekkink-Marchand, H. W., Van Driel, J. H., & Verloop, N. (2014). Perspectives on teaching and regulation of learning: A comparison of secondary and university teachers. *Teaching in Higher Education*, 19(7), 799–811. <https://doi.org/10.1080/13562517.2014.934342>
- Özbay, H. E., & Köksal, M. S. (2021). Middle school students' scientific epistemological beliefs, achievements in science and intellectual risk-taking. *Science & Education*, 30(5), 1233–1252. <https://doi.org/10.1007/s11191-021-00217-y>
- Park, G., Schmidt, A., Scheu, C., & DeShon, R. (2007). A process model of goal orientation and feedback seeking. *Human Performance*, 20(2), 119–145.
- Perels, F., Dörenbächer-Ulrich, L., Landmann, M., Otto, B., Schnick-Vollmer, K., & Schmitz, B. (2020). Selbstregulation und selbstreguliertes Lernen [Self-regulation and self-regulated learning]. In *Pädagogische psychologie* (3rd ed., pp. 45–66). Springer.
- Quin, D., Hemphill, S. A., & Heerde, J. A. (2017). Associations between teaching quality and secondary students' behavioral, emotional, and cognitive engagement in school. *Social Psychology of Education*, 20(4), 807–829. <https://doi.org/10.1007/s11218-017-9401-2>
- R Core Team. (2022). *R: A language and environment for statistical computing*. R Foundation for Statistical Computing, 4.2.1 [Computer software] <https://www.R-project.org/>.
- Ravert, R. D., & Schneller, J. (2019). Risks worth taking: Advisors' views on risks that college students should take more often. *Educational Review*, 71(6), 792–799. <https://doi.org/10.1080/00131911.2018.1515725>
- Rohrmann, B. (2005). *Risk attitude scales: Concepts, questionnaires, utilizations* [Project Report] <http://www.rohrmannresearch.net/pdfs/rohrmann-racreport.pdf>.
- Rossee, Y. (2012). lavaan: An R package for structural equation modeling. *Journal of Statistical Software*, 48(2), 1–36. <https://doi.org/10.18637/jss.v048.i02>
- Sawers, K., Wicks, D., Mvududu, N., Seeley, L., & Copeland, R. (2016). What drives student engagement: Is it learning space, instructor behavior, or teaching philosophy? *Journal of Learning Spaces*, 5(2), 26–38.
- Schaeper, H., & Weiß, T. (2016). The conceptualization, development, and validation of an instrument for measuring the formal learning environment in higher education. In H.-P. Blossfeld, J. von Maurice, M. Bayer, & J. Skopek (Eds.), *Methodological issues of longitudinal surveys* (pp. 267–290). Springer Fachmedien Wiesbaden. https://doi.org/10.1007/978-3-658-11994-2_16.
- Schmitz, B., & Wiese, B. S. (2006). New perspectives for the evaluation of training sessions in self-regulated learning: Time-series analyses of diary data. *Contemporary Educational Psychology*, 31(1), 64–96. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2005.02.002>
- Stasielowicz, L. (2019). Goal orientation and performance adaptation: A meta-analysis. *Journal of Research in Personality*, 82, Article 103847. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2019.103847>
- Teagarden, A., Commer, C., Cooke, A., & Mando, J. (2018). Intellectual risks in the writing classroom: Navigating tensions in educational values and classroom practice. *Composition Studies*, 46(2), 116–136.
- Ulrich, I. (2016). *Gute Lehre in der Hochschule [Good teaching in higher education]*. Springer Fachmedien Wiesbaden. <https://doi.org/10.1007/978-3-658-11922-5>
- Üztemur, S. (2020). What if people judge me unfairly: The mediating role of fear of negative evaluation on the relationship between perceived autonomy support and academic risk-taking behavior in social studies courses. *Journal of International Social Studies*, 10(1), 62–91.
- Van de Pol, J., Volman, M., & Beishuizen, J. (2010). Scaffolding in teacher–student interaction: A decade of research. *Educational Psychology Review*, 22(3), 271–296. <https://doi.org/10.1007/s10648-010-9127-6>
- Varışoğlu, B., & Ekinci Çelikpazu, E. (2019). Secondary school students' academic risk-taking levels in Turkish lesson. *International Journal of Progressive Education*, 15(4), 241–258. <https://doi.org/10.29329/ijpe.2019.203.18>
- Vygotsky, L. (1978). *Mind in society. The development of higher psychological processes*. Harvard University Press.
- Wang, M.-T., & Eccles, J. S. (2013). School context, achievement motivation, and academic engagement: A longitudinal study of school engagement using a multidimensional perspective. *Learning and Instruction*, 28, 12–23. <https://doi.org/10.1016/j.learninstruc.2013.04.002>
- Wickham, H. (2016). *ggplot2: Elegant graphics for data analysis*, 3.3.6 [Computer software] <https://ggplot2.tidyverse.org>.

Vanessa Hübner is a research associate and a doctoral student at the Department of Educational Research at the University of Bamberg, Germany. Her dissertation focuses on the association between university students' beliefs about errors and their academic risk taking. ORCID 0000-0003-3568-7618 vanessa.huebner@uni-bamberg.de

Maximilian Pfost is an associate professor at the Department of Educational Research at the University of Bamberg, Germany. His research interests are self-regulated learning in higher education as well as in the development of reading comprehension and reading behavior. ORCID 0000-0002-7066-0456 maximilian.pfost@uni-bamberg.de