

9. Anlage, Methode und Durchführung der Studie

Die im Rahmen dieser Arbeit durchgeführten und im Folgenden präsentierten Analysen zum Zusammenhang sozialer Identifikation, sozialer und akademischer Integration sowie zur Studienabbruchintention Studierender unter besonderer Berücksichtigung bildungsherkunfts- sowie migrationspezifischer Differenzen erfolgten im Kontext der wissenschaftlichen Begleitung des Programms NRW Talentscouting der UDE. Das Forschungsvorhaben wurde im Rahmen des Projekts durch das Ministerium für Kultur und Wissenschaft des Landes Nordrhein-Westfalen (MKW) mit einer Projektlaufzeit von fünf Jahren (2015–2020) gefördert. Zwischen 2015 und 2018 übernahm Prof. Dr. Detlev Leutner, Leiter des Lehrstuhls für Lehr-Lernforschung der UDE, dabei zunächst die Leitung der wissenschaftlichen Begleitung (Entwicklung eines Potenzialanalyseinstruments) des NRW Talentscoutings der UDE sowie die Mitentwicklung und Begleitung erster an die Inhalte des Programmes angelehnter Studienideen. Im Anschluss wurde ab 2019 im Kontext der Arbeitsgruppe Bildungsforschung der UDE (Leitung: Prof. Dr. Isabell van Ackeren) die endgültige Studienidee entwickelt und umgesetzt.

Das Programm NRW Talentscouting startete 2011 an der Westfälischen Hochschule am Standort Gelsenkirchen. Seit 2015 weitete es sich durch die Förderung des MKW auf inzwischen sieben Fachhochschulen und Universitäten im gesamten Bundesland vom Ruhrgebiet über das Rheinland, das Bergische Land bis zur Städtereion Aachen und Ostwestfalen-Lippe aus (NRW Talentzentrum). Dabei hat es sich das NRW Talentscouting zu seiner Hauptaufgabe gemacht, insbesondere Schülerinnen und Schüler, deren Eltern nicht studiert haben, in Bezug auf eine Studienaufnahme zu ermutigen und sie zudem bei der Entscheidungsumsetzung zu unterstützen. Hierbei steht im Fokus, Schülerinnen und Schüler insbesondere in Hinblick auf nachschulische Bildungsprozesse zu unterstützen. In der praktischen Umsetzung findet dabei eine individuelle Beratung der Schülerinnen und Schüler zu Beginn der gymnasialen Oberstufe an Gymnasien, Gesamtschulen und Berufskollegs durch Mitarbeiterinnen und Mitarbeiter der nahegelegenen und teilnehmenden Hochschulen statt, die sogenannten Talentscouts.

Hierzu wurden mehr als 70 Talentscouts im NRW-Zentrum für Talentförderung weitergebildet und zertifiziert, sodass sie an rund 400 Berufskollegs, Gesamtschulen und Gymnasien Schülerinnen und Schüler von der Oberstufe an bei ihrem Übergang in die Berufsausbildung oder ein (duales) Studium bis hinein in den Beruf begleiten können (NRW Talentzentrum). Dabei geht es innerhalb der individuellen Beratungsgespräche schwerpunkt-

mäßig um Zukunftswünsche, Interessen und Problemlagen bei der nachschulischen Bildungswahl sowie gegebenenfalls auch um die Besprechung erster konkreter Anliegen (Erdmann et al., 2022). Insgesamt passt sich die Beratung im Verlauf an die individuellen Bedarfe und Fragen der Schülerinnen und Schüler an (Erdmann et al., 2022). Ein weiteres besonderes Merkmal des Programms besteht neben der individuell angepassten Beratung in der Betreuung bis über die Schulzeit hinaus sowie zahlreichen zusätzlichen Unterstützungsangeboten (Vernetzungstreffen mit anderen teilnehmenden Schülerinnen und Schülern sowie Berufstätigen in den angestrebten Feldern, Besuche von Hochschulen, Persönlichkeits- und Interessenstests, Vermittlung an andere Beratungsstellen etc.) (Erdmann et al., 2022).

An der UDE wurde zur Unterstützung des Beratungsprozesses ferner ein Instrument zur Potenzialanalyse („Check-up für Talente“) entwickelt, das Merkmale der Schülerinnen und Schüler kurz vor bzw. im Übergang in die Studieneingangsphase erfasst. Diese haben sich als prädiktiv für Studien- und Berufserfolg erwiesen. Der Check-up für Talente dient im Rahmen der Übergangsberatung Schule/Hochschule im NRW-Talentscouting der UDE als ergänzender und unterstützender Beratungsbaustein (Achtelik, Fleischer & Leutner, 2018). Insgesamt deckt er acht Bereiche ab:

- (1) Check-up allgemeine kognitive Fähigkeiten (Intelligenz-Screening in drei Minuten, mini-q; Baudson & Preckel, 2016)
- (2) Check-up Notenspiegel (eigene Entwicklung)
- (3) Check-up schulisch-berufliche Interessen (allgemeiner Interessen-Struktur-Test mit Umwelt-Struktur-Test (UST-R; AIST-R); Bergmann & Eder, 2005)
- (4) Check-up Persönlichkeit (NEO-Fünf-Faktoren-Inventar nach Costa und McCrae (NEO-FFI); Borkenau & Ostendorf, 1993)
- (5) Check-up Motivation (Skalen zur Erfassung der Lern- und Leistungsmotivation (SELLMO); Spinath, Stiensmeier-Pelster, Schöne & Dickhäuser, 2012)
- (6) Check-up schulisches Selbstkonzept (differenzielles schulisches Selbstkonzept-Gitter mit Skala zur Erfassung des Selbstkonzepts schulischer Leistungen und Fähigkeiten (DISK GITTER mit SKSLF-8); Rost, Sparfeldt & Schilling, 2007)
- (7) Check-up Selbstregulation (Skala zur Messung der Selbstregulation (REG); Schwarzer, 1999)
- (8) Check-up allgemeine Selbstwirksamkeit (Skala zur Messung der allgemeinen Selbstwirksamkeit (WIRKALL_r); Schwarzer & Jerusalem, 1999)

Der Check-up für Talente besitzt keine selektierende Funktion in Hinblick auf die Auswahl der sogenannten *Talente* des Projekts. Durch den Einsatz des Check-ups für Talente soll eine bessere Entscheidungsfindung hinsichtlich der Aufnahme eines Studiums ermöglicht werden. Die Ergebnisse sollen dabei – stets gemeinsam mit dem Talentscout innerhalb der Beratung nachbesprochen – zum einen der Selbsterkenntnis der Schülerinnen und Schüler und zum anderen dazu dienen, individuell zugeschnittene Fördermaßnahmen vor allem im Rahmen der Studienvorbereitung und/oder Studienbegleitung (weiter-)entwickeln oder bereits bestehende Fördermaßnahmen/-angebote an den Hochschulen oder Universitäten häufiger und gezielter nutzen zu können (Achtelik et al., 2018).

Darüber hinaus bietet das NRW Talentscouting an der UDE insbesondere über die Begleitung in der Schulzeit hinaus auch im Rahmen des Studiums weitere Unterstützungs- und Beratungsmöglichkeiten explizit für Studierende an. Hierunter fällt vor allem das TalenteNetzwerkTreffen (TNT). Studierende, die im Rahmen des NRW Talentscoutings begleitet wurden, also vornehmlich Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger mit und ohne Migrationshintergrund, können sich so untereinander und auch mit den Talentscouts der UDE vernetzen. Durch gemeinsame Aktionen und Veranstaltungen während des Studienverlaufs wird neben einem informellen Austausch auch eine ideelle Förderung geboten, die insbesondere das ‚Ankommen‘ im und auch das ‚Durchkommen‘ durch den Universitätsalltag unterstützen soll (Universität Duisburg-Essen, 2022b).

Feldzugang: Auswahl und Begründung der Stichprobe und des Erhebungszeitraums. Wie bereits umfangreich im theoretischen Teil dieser Arbeit beschrieben (Unterkapitel 4.1–4.3), ist den Daten des ‚Diversity Monitoring Update 2020 – Ergebnisse der Studieneingangsbefragung im Wintersemester 2019/20 und der Absolventinnen- und Absolventenbefragung des Prüfungsjahrgangs 2018‘ (A. Ebert & Stammen, 2021) zu entnehmen, dass an der UDE im Wintersemester 2019/2020 allein 65 % der Studienanfängerinnen und Studienanfänger zur Gruppe der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger gehörten im Vergleich zu 45 % der Studienanfängerinnen und Studienanfänger akademisch geprägter Bildungsherkunft. Im regionalen (unter Bachelorstudierenden insgesamt in der Metropole Ruhr: 53 %; RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2018, 2020) sowie im bundesweiten Vergleich (unter Bachelorstudierenden insgesamt: 47 %; RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2018, 2020) rangiert die Bildungsaufsteigerinnen- und Bildungsaufsteigerquote allein unter den Studienanfängerinnen und Studienanfängern an der UDE damit deutlich über dem Durchschnitt. Hinzu kommt, dass auch die Quote der Studienanfängerinnen und Studienanfänger mit Migrationshintergrund an der UDE mit insgesamt 43 %

laut den aktuellsten Daten aus dem Wintersemester 2019/2020 (A. Ebert & Stammen, 2021) deutlich über dem regionalen (24 %) sowie bundesweiten Durchschnitt (19 %) dieser Studierendengruppen insgesamt im Bachelor liegt (RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2018, 2020). Ferner überschneiden sich unter den Studierenden an der UDE oftmals eine nichtakademische Bildungsherkunft und ein Migrationshintergrund. Im Wintersemester 2019/2020 wiesen 64 % der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteigerinnen unter den Studienanfängerinnen und Studienanfängern an der UDE einen Migrationshintergrund auf im Vergleich zu Studienanfängerinnen und Studienanfängern akademischer Bildungsherkunft, die nur zu einem Anteil von rund 36 % zusätzlich auch über einen Migrationshintergrund verfügten. Demgegenüber war der Anteil der Studienanfängerinnen und Studienanfänger ohne Migrationshintergrund in der Gruppe der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger sowie in der Gruppe Studierender akademischer Bildungsherkunft an der UDE im Wintersemester 2019/2020 etwa gleich hoch (je rund 50 %).

Werden Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger mit und ohne Migrationshintergrund an der Universität-Duisburg-Essen anhand ihrer Fächerwahl bzw. der Fakultätszugehörigkeit betrachtet, veranschaulichen die Daten aus dem ‚Diversity Monitoring Update 2020 – Ergebnisse der Studieneingangsbefragung im Wintersemester 2019/20 und der Absolventinnen- und Absolventenbefragung des Prüfungsjahrgangs 2018‘ (A. Ebert & Stammen, 2021), dass sie an der UDE am seltensten in der Fakultät Medizin studieren und sich demgegenüber am häufigsten für ein Studienfach an der Fakultät für Bildungswissenschaften entscheiden. Dabei entscheiden sie sich zudem anteilig absinkend häufiger für ein Studium in den Fakultäten für Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen, für Mathematik, für Geisteswissenschaften, für Gesellschaftswissenschaften an der Mercator School of Management am Campus Duisburg sowie an den Fakultäten für Chemie oder für Ingenieurwissenschaften. Studierende mit Migrationshintergrund an der UDE studieren zwar ebenfalls eher selten in einem Studiengang der Fakultät für Medizin, jedoch gegenüber der Gruppe der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger anteilig am häufigsten in einem Studiengang der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen sowie in einem Studiengang der Fakultät für Ingenieurwissenschaften und eher selten in einem Studiengang der Fakultät für Bildungswissenschaften.

Die höchsten Anteile Studierender nichtakademischer Bildungsherkunft einerseits und Studierender mit Migrationshintergrund andererseits sind damit in der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften an der UDE erkennbar. Dies spiegelt ebenfalls ungefähr die bundesweiten sowie regionalen Anteile dieser Studierendengruppen in den jeweiligen Fächergruppen

bzw. Fakultäten wider. Auch hier studieren Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger und/oder Studierende mit Migrationshintergrund anteilig sehr häufig in der Fächergruppe der Rechts- und Wirtschaftswissenschaften (A. Ebert & Stammen, 2021; Middendorff et al., 2017; RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2018, 2020).

Betrachtet man in einem zweiten Schritt die Studienabbruch- bzw. Studienerfolgsquote dieser Studierendengruppen innerhalb der Wirtschaftswissenschaften an der UDE anhand der aktuellsten Daten aus dem ‚Diversity Monitoring: Update 2020 – Ergebnisse der Absolvent*innenbefragung Prüfungsjahrgang 2018‘ (A. Ebert & Stammen, 2021), zeigt sich zwar, dass Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger im Prüfungsjahrgang 2018 anteilig deutlich häufiger ihr Studium erfolgreich abgeschlossen haben (52 %), allerdings mit schlechteren Studienabschlussnoten als ihre Mitstudierenden akademischer Bildungsherkunft. Hinsichtlich der Verteilung dieses Erfolgs in den einzelnen Fächergruppen tritt indes zutage, dass sie an der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen ihr Studium weniger häufig erfolgreich abschließen (46 %) als ihre Mitstudierenden akademischer Bildungsherkunft. Bezüglich der ethnischen Herkunft der Studierenden offenbart sich innerhalb der Daten aus dem ‚Diversity Monitoring: Update 2020 – Ergebnisse der Absolvent*innenbefragung Prüfungsjahrgang 2018‘ (A. Ebert & Stammen, 2021) überdies, dass sie an der UDE 2018 deutlich häufiger ihr Studium nicht erfolgreich abgeschlossen haben, und wenn doch, dann mit schlechteren Studienabschlussnoten als ihre Mitstudierenden akademischer Bildungsherkunft. Demnach schließen sie ebenfalls auch an der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen ihr Studium anteilig weniger häufig erfolgreich ab (34 %) als ihre Mitstudierenden ohne Migrationshintergrund (A. Ebert & Stammen, 2021).

Auf Basis der vorgestellten Zusammenhänge wurden Vorüberlegungen zum Erhebungszeitraum sowie zur Erhebungstichprobe getätigt, die als Datengrundlage dieser Studie fungieren. Dabei orientierten sich der Feldzugang und dementsprechend auch die Auswahl und Begründung der Stichprobe sowie des Erhebungszeitraums an den bis dahin vorliegenden nationalen sowie spezifisch die UDE betreffenden empirischen Befunden. Dementsprechend wurden als Grundgesamtheit für die Ziehungen der Stichprobe (Studie) Zweitsemesterstudierende der Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen an der UDE festgelegt. Die Ziehung der Stichprobe aus dieser Grundgesamtheit wurde insbesondere in Hinblick auf die Fragestellungen der Haupterhebung und deren Repräsentativität ausgewählt, da Studierende der Wirtschaftswissenschaften an der UDE bis dato, wie zuvor bereits erläutert, zu einem hohen Anteil aus Studierenden nichtakademischer Bildungsherkunft sowie mit Migrationshintergrund bestehen (A.

Ebert & Stammen, 2021; A. Ebert, 2022). Darüber hinaus wurden zur Stichprobenziehung Studierende der Fakultät Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen ausgewählt, da sie hier insbesondere im Fach Betriebswirtschaftslehre den größten Anteil ausmachen und das Studium im Bereich Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen eher dem ‚klassischen‘ Studium in diesem Fachbereich ähnelt als ein Studium an der Mercator School of Management, bei dem anteilig ebenfalls mehr Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger eingeschrieben sind – wenn auch weniger als an der Fakultät für Wirtschaftswissenschaften am Campus Essen. Die Mercator School of Management verfolgt eher „den Gedanken einer Business School nach angelsächsischem Muster unter Beibehaltung der deutschen akademischen Tradition“ (Universität Duisburg-Essen, 2022a). Dessen ungeachtet erschien die Erhebung innerhalb des zweiten Fachsemesters als besonders gewinnbringend, da – wie in Unterkapitel 4.3 und Kapitel 5 bereits veranschaulicht – bundesweit 47 % der Studienabbrüche in den ersten zwei Semestern erfolgen (Heublein et al., 2017). So gestaltete es sich auch im nationalen Vergleich für die Fächergruppe der Wirtschaftswissenschaften, die generell sowohl an Universitäten als auch an Fachhochschulen als abbruchärmere Fächergruppe gilt. In Bezug auf den Zeitpunkt des Studienabbruchs geht aus den aktuellsten Daten aus dem Jahr 2017 (Heublein et al., 2017) hervor, dass die Mehrheit der Studierenden im ersten und zweiten Semester ihr Studium abbricht.

Vor dem Hintergrund der Projektziele sowie der Begründung der Stichprobe und des Erhebungszeitraums wird nachfolgend das Forschungsdesign der Studie präsentiert.

9.1 Stichprobe und Durchführung

Die Datenerhebung zur Studie fand im Mai 2019 statt. Die Gesamtstichprobe betrug dabei $N = 262$. Für die Studie wurden ebenfalls Studierende der Wirtschaftswissenschaften der UDE befragt. Dabei handelte es sich um Zweitsemesterstudierende (Campus Essen). Die Ziehung der Stichprobe aus dieser Grundgesamtheit wurde, wie bereits zuvor erklärt, insbesondere in Hinblick auf die Fragestellungen der Haupterhebung sowie ihre Repräsentativität ausgewählt. Die Teilnahme an der Befragung war auch hier freiwillig und unterlag datenschutzrechtlich allen Vorgaben zu Umfragen und Interviewdaten an der UDE, festgelegt durch den Datenschutzbeauftragten der UDE auf Basis der Datenschutz-Grundverordnung (DSGVO). Diese Befragung wurde in Form eines ‚Paper-Pencil-Verfahrens‘ innerhalb der Übung ‚Makroökonomie I‘ durchgeführt (Fragebogen siehe Anhang).

Nachstehend folgt ein kurzer Überblick über die Stichprobenverteilung der Studie:

Tabelle 1 veranschaulicht die Verteilung der Stichprobe nach Geschlecht. Hier zeigt sich, dass sich die Mehrheit der Stichprobe aus weiblichen Studierenden zusammensetzt.

Tabelle 1. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Geschlecht*

Geschlecht	Anteil der Studierenden
Weiblich	57 %
Männlich	38 %
Möchte sich nicht zuordnen	3 %
Fehlend	2 %

Hinsichtlich der Altersverteilung entlang der drei Alterskategorien zeigte sich das folgende Bild: Die Mehrheit der befragten Studierenden wies entweder ein Alter bis 20 Jahre oder ein Alter zwischen 21 und 23 Jahren auf. Lediglich 17 % der befragten Studierenden waren älter als 24 Jahre.

Tabelle 2. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Alter*

Alter	Anteil der Studierenden
Bis 20 Jahre	41 %
21–23 Jahre	41 %
Über 24 Jahre	16 %
Fehlend	1 %

Mit Blick auf die Verteilung der Stichprobe nach Studiengang, in dem die Befragten studierten, ist Tabelle 3 zu entnehmen, dass die Mehrheit in den Fächern BWL (55 %) sowie VWL (25 %) studierte. Die restlichen 20 % teilten sich auf die Studiengänge Lehramt Berufskolleg, Lehramt Gymnasium/Gesamtschule, Angewandte Informatik, Wirtschaftsinformatik, Mathematik sowie Wirtschaftsmathematik auf.

Tabelle 3. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Studiengang*

Studiengang	Anteil der Studierenden
Betriebswirtschaftslehre (BWL)	55 %
Volkswirtschaftslehre (VWL)	25 %
Lehramt für Berufskollegs (BK)	9 %
Lehramt für Gymnasien und Gesamtschulen (GG)	0 %
Angewandte Informatik	1 %
Wirtschaftsinformatik	2 %
Mathematik	3 %
Wirtschaftsmathematik	5 %

Tabelle 4 und Tabelle 5 kann die Verteilung der Stichprobe nach Fach- sowie Hochschulsesemester entnommen werden. Der Anteil der befragten Studierenden war sowohl für das zweite Fachsemester (58 %) als auch für das zweite Hochschulsesemester (47 %) am höchsten. Jeweils rund ein Fünftel der befragten Studierenden befand sich im vierten Fach- bzw. Hochschulsesemester, gefolgt von Studierenden des sechsten Fachsemesters (8 %) sowie des sechsten Hochschulsesemesters (12 %). Der restliche Anteil von 5 % der befragten Studierenden verteilte sich auf die Fachsemester 7, 8, 10 und 14, wobei fehlende Werte einen Anteil von 10 % ausmachten. Der restliche Anteil von 15 % der befragten Studierenden verteilte sich auf die Hochschulsesemester 1, 3, 5, 7, 8, 9, 10 und 14. Auch hier belief sich der Anteil der fehlenden Werte auf 10 %.

Tabelle 4. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Fachsemester*

Fachsemester	Anteil der Studierenden
2	58 %
4	19 %
6	8 %
7	1 %
8	3 %
10	1 %
14	1 %
Fehlend	10 %

Tabelle 5. Verteilung der Stichprobe der Studie nach Hochschulsesemester

Hochschulsesemester	Anteil der Studierenden
1	0 %
2	47 %
3	2 %
4	16 %
5	2 %
6	12 %
7	1 %
8	6 %
9	1 %
10	2 %
14	1 %
Fehlend	10 %

Die Verteilung der Stichprobe in Bezug auf den studierendenbezogenen herkunftsvariablen Bildungshintergrund sowie Migrationshintergrund ergab folgendes Bild: Etwas mehr als die Hälfte der befragten Studierenden (44 %) stammte aus einer Familie, in der kein Elternteil ein Hochschulstudium abgeschlossen hat, dicht gefolgt von der Gruppe Studierender aus Familien, in denen mindestens ein Elternteil ein Hochschulstudium absolviert hat (41 %). Der Anteil der fehlenden Werte lag bei 16 %. Der Anteil der Studierenden, von denen ein Elternteil und/oder diejenige/derjenige selbst einen Migrationshintergrund in Form einer ausländischen Staatsangehörigkeit, der Erlangung der deutschen Staatsangehörigkeit durch eine Einbürgerung oder eine Zugehörigkeit zur Gruppe der Spätaussiedlerinnen und -aussiedler aufwiesen, lag bei 34 % gegenüber 61 % der befragten Studierenden, die keinen Migrationshintergrund aufwiesen. Der Anteil der fehlenden Werte lag hier bei 5 %. Unter den befragten Studierenden mit Migrationshintergrund bildete die Gruppe der Studierenden mit türkischer Staatsangehörigkeit mit rund zwei Fünfteln die Mehrheit, dicht gefolgt von Studierenden mit einer anderen nichtdeutschen Staatsangehörigkeit (40 %). Hierunter verteilten sich nahezu homogen Studierende mit afghanischer, albanischer, brasilianischer, französischer, griechischer, iranischer, italienischer, japanischer, koreanischer, kosovarischer, kroatischer, marokkanischer, mazedonischer, montenegrischer, niederländischer, pakistanischer, portugiesischer, serbischer, sri-lankischer, syrischer, US-amerikanischer, usbekischer, venezolanischer sowie vietnamesischer Staatsangehörigkeit. Die drittgrößte Gruppe bildeten Studierende mit chinesischer Staatsangehörigkeit (11 %). Studierende mit polnischer (2 %) sowie mit russischer (5 %) Staatsangehö-

rigkeit repräsentierten die kleinsten der Hauptgruppen von Studierenden mit Migrationshintergrund.

Tabelle 6. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Bildungshintergrund*

Bildungshintergrund	Anteil der Studierenden
Akademischer Bildungshintergrund	41 %
Nichtakademischer Bildungshintergrund	44 %
Fehlend	16 %

Tabelle 7. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Migrationshintergrund*

Migrationshintergrund	Anteil der Studierenden
Nein	61 %
Ja	34 %
Fehlend	5 %
Migrationshintergrund nach Gruppen	Anteil der Studierenden
Chinesisch	11 %
Polnisch	2 %
Russisch	5 %
Türkisch	42 %
Andere, nichtdeutsche Staatsangehörigkeit	40 %

Bei kombinierter Betrachtung der studierendenbezogenen Herkunftswariablen Bildungshintergrund und Migrationshintergrund trat zutage, dass 22 % der befragten Studierenden aus einer Akademikerfamilie auch einen Migrationshintergrund aufwiesen im Vergleich zur Gruppe der Studierenden aus einer Nichtakademikerfamilie, von denen 44 % über einen Migrationshintergrund verfügten. Weiter wiesen 75 % der befragten Studierenden aus einem akademisch geprägten Elternhaus keinen Migrationshintergrund auf, wohingegen Studierende aus Elternhäusern, in denen kein Elternteil ein Hochschulstudium abgeschlossen hat, zu 56 % keinen Migrationshintergrund besaßen. Der Anteil der fehlenden Werte belief sich auf 3 %.

Tabelle 8. *Verteilung der Stichprobe der Studie nach Bildungshintergrund und Migrationshintergrund*

Bildungshintergrund und Migrationshintergrund	Anteil der Studierenden
Akademischer Bildungshintergrund und Migrationshintergrund	22 %
Akademischer Bildungshintergrund und kein Migrationshintergrund	75 %
Fehlend	3 %
Nichtakademischer Bildungshintergrund und Migrationshintergrund	44 %
Nichtakademischer Bildungshintergrund und kein Migrationshintergrund	56 %

9.2 Instrumente

Der für die Studie entwickelte Fragebogen bestand aus insgesamt 20 soziodemografischen und weiteren zusätzlichen Skalen:

- Studienfach,
- Hochschulse semester,
- Geschlecht,
- Migrationshintergrund,
- Staatsangehörigkeit,
- Geburtsland,
- gesprochene Sprachen,
- Sprachkompetenz,
- Alter,
- Hochschulzugangsberechtigung,
- Ort der Hochschulreife,
- Durchschnittsnote Hochschulreife,
- Schulbildung der Eltern,
- Berufsbildung der Eltern,
- ausgeübter Beruf der Eltern,
- berufliche Stellung der Eltern,
- Besitz an Kulturgütern,
- kulturelle Praxis (außerhalb der UDE),
- kulturelle Praxis (innerhalb der UDE),

- wahrgenommene Wertschätzung durch Dozierende und Mitstudierende,
- wahrgenommene Unterstützung und Integration durch Dozierende und Mitstudierende sowie durch gesamtorganisationale Beratungs- und Unterstützungsangebote,
- Studienzufriedenheit und

drei Skalen zur sozialen und akademischen Integration sowie sozialen Identifikation innerhalb des Studierendenalltags (Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker) und der Studienabbruchintention. Die demografischen Variablen sowie alle zusätzlichen Skalen wurden zur Kontrolle der Hauptvariablen (Bildungshintergrund, Migrationshintergrund, soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker, soziale und akademische Integration in den Hochschulalltag, Studienabbruchintention) zur Beantwortung der Hauptfragestellungen mit erhoben. Die Durchführungszeit betrug 15 Minuten.

9.2.1 Bildungshintergrund (BiHi) und kulturelles Kapital (Bücher)

Wie in Unterkapitel 3.1 bereits erläutert, wurde zur Definition der Gruppe Studierender, die als Erste in ihrer Familie studieren, als statistische Differenzierungskategorie das Konstrukt des Bildungshintergrunds herangezogen. Mithin wurden bei der Definition berufliche und akademische Abschlüsse der Eltern (angehender) Studierender berücksichtigt (Isserstedt et al., 2010). Hieraus wurden die vier Herkunftsgruppen ‚niedrig‘, ‚mittel‘, ‚gehoben‘ und ‚hoch‘ abgeleitet. Diese Art der Unterscheidung der Herkunftsgruppen entspricht der 1982 eingeführten Klassifikation in den ‚Sozialerhebungen des Deutschen Studentenwerks‘ (Isserstedt et al., 2010, so auch verwendet u. a. in Heublein et al., 2017; Middendorff et al., 2013; RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2020). In den meisten aktuellen bildungswissenschaftlichen Forschungsarbeiten wird eine vereinfachte bzw. komprimierte Einteilung vorgenommen in Kinder Zugehöriger der niedrigen bis mittleren Herkunftsgruppen (Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger) und Kinder, deren Eltern der Herkunftsgruppen ‚gehoben‘ bis ‚hoch‘ angehören (Kinder akademischer Bildungsherkunft, mindestens ein Elternteil weist einen Hochschulabschluss auf) (u. a. A. Frey, Taskinen, Schütte & Deutschland, 2009; Lechert, Schroedter & Lüttinger, 2006 (PISA Skalendokumentation), H. Bargel & Bargel, 2010; Ganseuer, Linder & Stammen, 2016; Heublein et al., 2017; Isserstedt et al., 2010; Middendorff et al., 2013; Ramm & Multrus, 2014; RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2020).

In Anlehnung an diesen Standard wurde der Bildungshintergrund (nachfolgend: *BiHi*) in erster Linie über den Berufsabschluss der Eltern gemessen. Demnach wurde er über eine dichotome Abfrage bezogen auf acht Antwortkategorien jeweils für Mutter und Vater operationalisiert. Zur Auswahl standen folgende Antwortkategorien:

- ‚Promotion (Dokortitel)‘;
- ‚Abschluss an einer Universität/Kunsthochschule (inkl. Lehrkräfteausbildung)‘;
- ‚Fachhochschulabschluss‘;
- ‚Abschluss an Fach-, Meister-, Technikerschule, Berufs-, Fachakademie‘;
- ‚Schule des Gesundheitswesens, Lehre bzw. Facharbeiterabschluss‘;
- ‚Abschluss an einer Berufsfach-, Handels-, Berufsaufbauschule‘;
- ‚Anderer beruflicher Abschluss, hat keine abgeschlossene Berufsausbildung‘ und
- ‚Weiß nicht‘.

Die Items wurden über dichotome Antwortkategorien ‚Ja‘ und ‚Nein‘ für je ein Elternteil beurteilt. Eventuell im Ausland erworbene Abschlüsse sollten einem gleichwertigen deutschen Abschluss zugeordnet werden.

Zusätzlich zum Bildungshintergrund – gemessen über den Berufsabschluss der Eltern – wurde die Variable *Bücher* (bestehend aus der Frage nach der Anzahl der im Haushalt vorhandenen Bücher zur Abiturzeit in dem Haushalt, in dem die Studierenden lebten (ohne Zeitschriften, Zeitungen oder Schulbücher)) in einige der dieser Arbeit zugrunde liegenden Analysen einbezogen. Die Variable *Bücher* gehört zu den ‚Klassikern‘ unter den Instrumenten zur Erfassung des sozialen Status bzw. des kulturellen Kapitals in der nationalen wie internationalen Bildungsforschung (Bos, Tarelli, Bremerich-Vos & Schwippert, 2012). Insbesondere in der Schulleistungsforschung konnte veranschaulicht werden, dass sie sowohl in Schülerinnen- und Schüler- als auch Elternbefragungen (z. B. Internationale Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU): Bos et al., 2003; Bos, Hornberg, Arnold, Faust & Fried, 2007; in Trends in International Mathematics and Science Study (TIMMS): Baumert et al., 2010; Shell-Jugendstudie: Hurrelmann, 2006; Bos et al., 2012) probate Messeigenschaften bei gleichzeitig guter Anwendungsökonomie aufweist (Bos et al., 2012; Schwippert, 2019). Ähnlich wie die Messung des Bildungsniveaus der Eltern über ihren Bildungsabschluss bildet auch die Variable *Bücher* einen Indikator für das kulturelle Kapital in der Familie (Bos et al., 2012; Paulus, 2009). Sie erfasst dabei auf direktem Wege das objektivierte Kulturkapital der Familie und lässt dadurch – ebenso wie die Messung des Bildungsniveaus der Eltern über ihren Bildungsabschluss – zusätzlich Rückschlüsse auf das ökonomische Kapital der Familie zu (Bos

et al., 2012; Schwippert, 2019). Da ein Zusammenhang zwischen dem Bildungsniveau der Familie und der Anzahl der Bücher, die sie besitzt (Bildungsnähe des Elternhauses), existiert, misst diese Variable darüber hinaus auf indirektem Weg zusätzlich das inkorporierte und institutionalisierte Kulturkapital (Bos et al., 2012; Schwippert, 2019). Insgesamt umfassen Informationen über den Buchbesitz Aspekte des kulturellen, des sozialen und des ökonomischen Kapitals einer Familie (Schulte, Hartig & Pietsch, 2014). Dabei gilt sie zudem als Indikator für die Anwendung von Kulturtechniken sowie für eine bildungsorientierte Haltung (Schwippert, 2019).

Gleichwohl ist insbesondere die Operationalisierung des kulturellen Kapitals über die sogenannte Bücherfrage umstritten (Baumert et al., 2003; Baumert, Stanat & Watermann, 2006). Hier wird vor allem die Fähigkeit von Grundschülerinnen und Grundschülern angezweifelt, diese Frage adäquat zu beantworten, sowie die fehlende Berücksichtigung der Entwicklung der Verbreitung digitaler Medien (die Bücherfrage sei zu veraltet) kritisch angemerkt. Auf Grundlage der deutschen Teildatensätze der IGLU-Studie von 2001 bis 2016 konnte Schwippert (2019) jüngst belegen, dass die Messeigenschaft der Büchervariable im Verlauf von 15 Jahren als sehr gut zu bewerten ist und der familiäre Bücherbesitz damit als robuster sowie stabiler Indikator zur Beschreibung des bildungsrelevanten familiären Hintergrunds im zeitlichen Verlauf gewertet werden kann. Die Bücherfrage stellt damit also auch in Zeiten digitaler Medien einen adäquaten Indikator für den soziokulturellen Hintergrund junger Menschen in Deutschland dar (Schwippert, 2019).

In der vorliegenden Arbeit wurde das kulturelle Kapital demnach über eine Abfrage bezogen und auf fünf Antwortkategorien operationalisiert. Der Itemtext lautete: „Wie viele Bücher gab es zu Ihrer Abiturzeit in dem Haushalt, in dem Sie lebten, ungefähr? (ohne Zeitschriften, Zeitungen oder Schulbücher)?“ Zur Auswahl standen unter den geordneten Antwortkategorien: ‚0–10‘, ‚11–25‘, ‚26–100‘, ‚101–200‘ sowie ‚mehr als 200‘. Die Interpretation der Anzahl für die folgenden Analysen gestaltet sich folgendermaßen: 0–10 Bücher = sehr niedriges kulturelles Kapital, 11–25 Bücher = niedriges kulturelles Kapital, 26–100 Bücher = mittleres kulturelles Kapital, 101–200 Bücher = gehobenes kulturelles Kapital und ‚Mehr als 200 Bücher‘ = hohes kulturelles Kapital. Dabei richtet sich die Interpretation der in dieser Forschungsarbeit generierten Befunde hinsichtlich des kulturellen Kapitals danach, wie hoch dieses ausfällt. Hier wird angenommen, dass Bildungseinrichtungen insbesondere ein sehr hohes kulturelles Kapital honorieren bzw. die (Hoch-)Schule ein hohes kulturelles Kapital fordert/voraussetzt.

9.2.2 Migrationshintergrund (Mig)

Der Migrationshintergrund wurde über eine dreistufige Item-Skala gemessen, insgesamt jedoch bestehend aus neun Items (je drei Items pro Person). Wie in Unterkapitel 3.2 bereits erläutert, entsprach die Operationalisierung in der Form auch hier den gängigen Standards zur Messung des Migrationshintergrunds in bildungswissenschaftlichen Studien, insbesondere im Bereich Schul- und Hochschulforschung (z. B.,Potenziale entwickeln – Schulen stärken, Ackeren, Holtappels, Bremm & Hillebrand-Petri, 2020; bundesweite Studierendenbefragungen des Bundesministeriums für Bildung und Forschung, zuletzt ,21. Sozialerhebung, Middendorff et al., 2017; ,13. Studierendensurvey an Universitäten und Fachhochschulen zur Studiensituation und studentischen Orientierung, Arbeitsgruppe Hochschulforschung der Universität Konstanz, Multrus et al., 2017; ,Bildungsbericht Ruhr, RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2020; ,Bildung in Deutschland 2016–2022, Autorengruppe Bildungsberichterstattung, 2016, 2018, 2020, 2022; ,Hochschul-Bildungs-Report 2020, Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft e.V., 2017, 2022a), sowie den aktuellen Operationalisierungen des Migrationshintergrunds in Studien des Statistischen Bundesamts (2020).

Die drei Items für die drei Personen lauten ,Ich, Meine Mutter und Mein Vater: ,Ich/Meine Mutter/Mein Vater bin/ist (auch) im Besitz einer nichtdeutschen Staatsbürgerschaft und ,Ich/Meine Mutter/Mein Vater habe/hat die deutsche Staatsbürgerschaft durch Einbürgerung erworben und ,Ich/Meine Mutter/Mein Vater gehöre/gehört zur Gruppe der (Spät-)Aussiedler. Die Items werden über dichotome Antwortkategorien ,Ja und ,Nein, jeweils mit ,Weiß-nicht-Option, beurteilt.

Zusätzlich wurde über eine Hybridfrage mit fünf Antwortkategorien –,deutsch, chinesisch (Mig_ch), polnisch (Mig_pl), russisch (Mig_rus) und ,türkisch (Mig_tk) – sowie einer sechsten offenen Antwortkategorie ,Andere oder weitere Staatsangehörigkeit, und zwar ... (Mig_an) die eine spezifische (zusätzliche) Staatsangehörigkeit erfragt.

Die Auswahl der vorgegebenen (A. Ebert, 2018) Antwortkategorien (Hauptgruppen) basierte auf UDE-internen Studierendenstatistiken des Zentrums für Hochschul- und Qualitätsentwicklung. Dementsprechend bilden diese Gruppen die größten Gruppen Studierender mit Migrationshintergrund an der UDE. Auch die Daten aus dem ,Bildungsbericht Ruhr (RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2020) generieren – zumindest für die Gruppen Studierender mit einem türkischen, chinesischen sowie russischen Migrationshintergrund in der Metropole Ruhr – ähnliche Befunde. Hier wurden die fünf häufigsten Herkunftsländer aggregiert nach dem Geschlecht dargestellt. Demnach stammen männliche Studierende am häufigsten

ten aus China, gefolgt von der Türkei, Indien, der Russischen Föderation und zuletzt dem Iran. Demgegenüber geben weibliche Studierende am häufigsten die Türkei als Herkunftsland an, gefolgt von China, der Russischen Föderation, dem Iran und zuletzt Indien (RuhrFutur & Regionalverband Ruhr, 2020).

9.2.3 Soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker (*Ident*)

Zur Messung des Ausmaßes der persönlichen Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademikern (Kapitel 7) wurde die Skala ‚Soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ (*Ident*) (Janke et al., 2017) verwendet. Sie ist eine Eigenkonstruktion von Janke et al. (2017) in Anlehnung an die Skala ‚The Inclusion of Ingroup in the Self measure (IIS scale)‘ von Tropp und Wright (2001). Die Skala ‚Soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ misst dabei gemäß der Theorie der sozialen Identität (Tajfel & Turner, 1979; Tajfel, 1982) sowie der Selbstkategorisierungstheorie (Turner, 1982, 1985) den Grad dessen, wie sehr ein Individuum die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker anteilig in das eigene Selbst einbezieht, also wie stark es sich mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker identifiziert (Janke et al., 2017; Tropp & Wright, 2001). Dabei besteht die Skala aus einem einzigen Item: ‚Bitte wählen Sie das Kreispaar aus, das Ihr Zugehörigkeitsgefühl zur Gruppe Akademiker*innen am ehesten wiedergibt: Es wird auf einer achtstufigen-Skala mit visueller Verankerung von Kategorie A (*Kreispaaare liegen nebeneinander, gar kein Einbezug der in-group der Akademikerinnen und Akademiker in das Selbst, keine Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker*) bis Kategorie H (*Kreispaaare liegen deckungsgleich übereinander, voll und ganzer Einbezug der in-group der Akademikerinnen und Akademiker in das Selbst, voll und ganze Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker*) gemessen. Zum besseren Verständnis wird die Skala in Abbildung 25 sowie Tabelle 9 nochmals veranschaulicht.

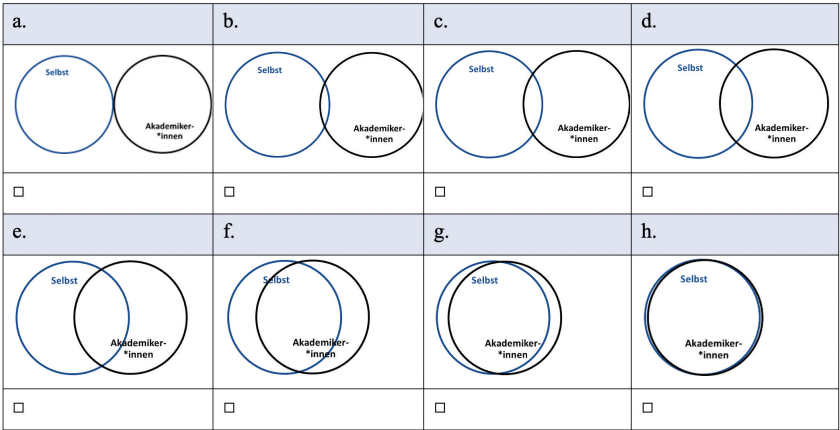


Abbildung 25. Skala ‚Soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ aus dem Fragebogen der Hauptstudie (eigene Darstellung in Anlehnung an Janke et al., 2017).

Tabelle 9. Skala ‚Soziale Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘

Item	Itemtext	Polung
1	Bitte wählen Sie das Kreispaar aus, das Ihr Zugehörigkeitsgefühl zur Gruppe ‚Akademikerinnen und Akademiker‘ am ehesten wiedergibt.	Pos.

9.2.4 Soziale und akademische Integration (IntS, IntD)

Die Messung der sozialen (IntS) sowie akademischen Integration (IntD) erfolgte über unterschiedliche, miteinander kombinierte Instrumente. Auch hier wurde hinsichtlich der Operationalisierung von sozialer und akademischer Integration im Hochschulkontext auf gängige und in ihrer Anzahl überschaubare sozial- und bildungswissenschaftliche Studien, insbesondere im Bereich der Hochschulforschung, zurückgegriffen (z. B. Buß, Müller & Husemann, 2016; Gusy & Lohmann, 2011). Dementsprechend wurde hier die Skala ‚Soziale und akademische Integration in die Hochschule‘ (Buß et al., 2016) in den Fragebogen aufgenommen. Diese besteht aus 18 Items, wobei sich neun Items auf die wahrgenommene Integration durch Dozierende sowie neun Items entsprechend auf die wahrgenommene Integration durch

Mitstudierende beziehen. Die Items wurden auf einer Fünf-Punkte-Skala von 0 (*trifft voll zu*) bis 5 (*trifft gar nicht zu*) zur Beurteilung genutzt.

9.2.5 Studienabbruchintention (*Abbr*)

Die Studienabbruchintention (*Abbr*) wurde in Anlehnung an die Studie ‚Akademisches Lernen und Studienerfolg in der Eingangsphase von naturwissenschaftlich-technischen Studiengängen‘ (Sumfleth & Leutner, 2016) über eine Drei-Item-Skala ermittelt, bestehend aus zwei Items nach Fellenberg und Hannover (2006) sowie einem Item nach Blüthmann, Thiel und Wolfgramm (2011). Die drei Items lauten: ‚Ich denke ernsthaft daran, das Studium abzubrechen‘ und ‚Ich überlege mir häufig, das Fach zu wechseln‘ (Fellenberg & Hannover, 2006) sowie ‚Wenn ich eine gute Alternative hätte, würde ich das Studium abbrechen‘ (Blüthmann et al., 2011). Zur Beurteilung wurde eine vierstufige Antwortskala mit verbaler Verankerung aller Auswahlmöglichkeiten von 1 (*stimmt nicht*) bis 4 (*stimmt genau*) genutzt.

9.2.6 Soziodemografische Skalen und zusätzliche Instrumente

Zusätzlich zu den oben genannten Variablen wurden in dieser Arbeit bzw. dem dazugehörigen Fragebogen weitere Variablen berücksichtigt, die für die durchgeführten Analysen eine hohe Relevanz aufwiesen und durchaus mitkontrolliert werden sollten. Hierzu gehören einerseits demografische Variablen wie Studienfach, Hochschulsesemester, Geschlecht, Geburtsland, Alter, Durchschnittsnote der Hochschulzugangsberechtigung (*HZB*), Ort der Hochschulreife, Durchschnittsnote Hochschulreife, Schulbildung der Eltern, ausgeübter Beruf der Eltern sowie berufliche Stellung der Eltern. Diese Variablen wurden, den aktuell gängigen Operationalisierungen in bildungswissenschaftlichen Studien entsprechend, durch ausgewählte Skalen aus den Erhebungen der ‚UDE-Panel Studieneingangsbefragungen‘ und dem ‚Diversity Monitoring‘ (A. Ebert & Stammen, 2017a, 2017b, 2018; Ganseuer et al., 2016) sowie der Studie ‚Potenziale entwickeln – Schulen stärken‘ (Ackeren, Holtappels et al., 2020) operationalisiert. Ferner wurden die Variable ‚Studienzufriedenheit‘ operationalisiert über die Skala zur Zufriedenheit im und mit dem Studium (Westermann, Heise, Spies & Trautwein, 1996; Westermann, Spies, Heise & Wollburg-Clau, 2002), und die Variablen ‚Gesprochene Sprachen‘ sowie ‚Sprachkompetenz‘, gemessen über Skalen aus den Erhebungen ‚UDE-Panel Studieneingangsbefragungen‘ sowie ‚Diversity Monitoring‘ (A. Ebert & Stammen, 2017a, 2017b, 2018; Ganseuer et al., 2016), mit in den Fragebogen aufgenommen.

Darüber hinaus wurden vertiefend und ergänzend zwei Skalen zur wahrgenommenen sozialen sowie akademischen Wertschätzung und Unterstützung im Studierendenalltag sowie eigens konstruierte Skalen zur Messung der kulturellen Aktivitäten innerhalb und außerhalb der UDE sowie der organisationalen Integration an der UDE mit in den Fragebogen aufgenommen. Die Skala zur ‚Sprachkompetenz‘ (MAus, SAus, HV und FS), die die Selbsteinschätzung der Sprachkompetenz in Deutsch und der Sprache des Studiengangs misst, besteht aus den Items ‚Mündliche Ausdrucksfähigkeit‘ (MAus), ‚Schriftliche Ausdrucksfähigkeit‘ (SAus) sowie ‚Hörverständnis‘ (HV) für die Sprache Deutsch und dem Item ‚Fachsprache des Studiengangs‘ (FS), die jeweils auf einer fünfstufigen Skala von *sehr gut* bis *mangelhaft* gemessen wurden. Mit dem Item ‚Fachsprache des Studiengangs‘ war die Sprache gemeint, die in Lehrveranstaltungen und Fachtexten im jeweiligen Studiengang benötigt wird. Die vorpilotierte Skala ‚Wahrgenommenen Wertschätzung im Studierendenalltag durch Dozierende und Mitstudierende‘ (Adaption der Skala nach Jacobshagen, Oehler, Stettler, Liechti und Semmer, (2008) wurde ebenfalls zusätzlich sowie zur Kontrolle mit in den Fragebogen zur Haupterhebung übernommen. Diese besteht, wie oben bereits beschrieben, aus insgesamt zehn Items, wobei sich fünf Items auf die wahrgenommene Wertschätzung durch Dozierende sowie weitere fünf entsprechend auf die wahrgenommene Wertschätzung durch Mitstudierende beziehen. Die Items wurden auf einer Acht-Punkte-Skala von 0 (*trifft überhaupt nicht zu*) bis 7 (*trifft vollständig zu*) zur Beurteilung genutzt.

Dessen ungeachtet wurde die Skala ‚Soziale Unterstützung durch (Mit-)Studierende und Lehrende‘ (Skala ‚Wahrgenommene Ressourcen im Studium‘: BARI-S, Gusy & Lohmann, 2011) vertiefend in den Fragebogen inkludiert. Diese setzt sich aus neun Items zusammen, wobei sich fünf Items auf die wahrgenommene Unterstützung durch Dozierende sowie vier entsprechend auf die wahrgenommene Unterstützung durch Mitstudierende beziehen. Die Items wurden auf einer Sechs-Punkte-Skala von 0 (*nie*) bis 6 (*immer*) zur Beurteilung genutzt. Zur Messung der Variable ‚Kulturelle Praxis außerhalb der Hochschule‘ wurde eine Skala in Anlehnung an die Skala ‚Kulturelle Praxis in der Familie‘ (Bos et al., 2007) entwickelt. Zur Operationalisierung der Skala ‚Kulturelle Praxis innerhalb der Hochschule‘ (KultU) wurde eigens eine Skala konstruiert, deren Items sich spezifisch auf Angebote im Bereich der kulturellen Praxis innerhalb der UDE beziehen. Die Skala ‚Kulturelle Praxis innerhalb der Hochschule‘ umfasst dabei 17 Items. Diese wurden auf einer vierstufigen Skala von *nie* bis *sehr häufig* beantwortet. Zum besseren Verständnis findet sich in Tabelle 10 und Tabelle 11 eine genaue Übersicht zu den inkludierten kulturellen Aktivitäten.

Tabelle 10. *Skala ‚Kulturelle Praxis außerhalb der Hochschule‘*

Item	Itemtext	Polung
Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass Sie ...		
KultU_1	... ins Theater, in eine Kunstaussstellung, in ein Museum gehen?	Pos.
KultU_2	... in die Oper, ins Ballett, in ein klassisches Konzert gehen?	Pos.
KultU_3	... zu einem Rock-, Pop- oder Jazzkonzert gehen?	Pos.
KultU_4	... ins Kino gehen?	Pos.
KultU_5	... zu einer öffentlichen Sportveranstaltung oder einem Turnier (z. B. einem Fußballspiel) gehen?	Pos.
KultU_6	... zu einem Stadtteilfest, Volksfest, Jahrmarkt oder einer Kirmes gehen?	Pos.
KultU_7	... Vorträge oder eine Literaturlesung besuchen?	Pos.
KultU_8	... ehrenamtlich in einem Verein, Verband oder einer sozialen Einrichtung tätig sind?	Pos.
KultU_9	... in der Freizeit lesen (z. B. Bücher/E-Books, Zeitung, Zeitschriften)?	Pos.
KultU_10	... über politische oder soziale Fragen sprechen?	Pos.
KultU_11	... über Bücher, Filme oder Fernsehsendungen reden?	Pos.
KultU_12	... einen Sportverein oder ein Schwimmbad besuchen?	Pos.
KultU_13	... religiöse Veranstaltungen in der Kirche, in der Moschee, in der Synagoge oder im Tempel besuchen?	Pos.
KultU_14	... eine Fernreise machen (USA, Afrika etc.)?	Pos.

Tabelle 11. *Skala ‚Kulturelle Praxis innerhalb der Hochschule‘*

Item	Itemtext	Polung
Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass Sie ...		
KultU_1	... zu Studierendenpartys gehen?	Pos.
KultU_2	... an Hochschulreisen im In- und Ausland teilnehmen?	Pos.

Item	Itemtext	Polung
Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass Sie ...		
KultU_3	... an einem Sprachtandem teilnehmen?	Pos.
KultU_4	... die Cafeterien auf den Campi besuchen?	Pos.
KultU_5	... die Mensa besuchen?	Pos.
KultU_6	... die Bibliothek auf dem Campus nutzen?	Pos.
KultU_7	... die Sprechstunden von Dozierenden besuchen?	Pos.
KultU_8	... an einem Lehrstuhl entgeltlich (SHK, WHK) oder unentgeltlich (Projektarbeit) mitwirken?	Pos.
KultU_9	... sich mit Mitstudierenden treffen, um über studienfachbezogene Inhalte zu sprechen?	Pos.
KultU_10	... an Angeboten des Hochschulsports der UDE (UDE) teilnehmen?	Pos.
KultU_11	... an überfachlichen musikalischen Angeboten der UDE teilnehmen (z. B. Universitätschor, etc.)?	Pos.
KultU_12	... an überfachlichen künstlerischen Angeboten teilnehmen (z. B.,glassbooth, etc.)?	Pos.
KultU_13	... an überfachlichen medialen Angeboten der UDE teilnehmen (z. B. CampusFM, ak[due]ll, Uni-Filmclub Essen etc.)?	Pos.
KultU_14	... sich überfachlich an der UDE engagieren (z. B. Fachschaft, Studenteninitiative weitblick Duisburg-Essen e. V. etc.)?	Pos.
KultU_15	... an Veranstaltungen von Vereinigung der UDE teilnehmen (z. B. Arbeiterkind.de – Ortsgruppe Duisburg-Essen, E-Team Duisburg-Essen e. V., etc.)?	Pos.
KultU_16	... sich hochschulpolitisch an der UDE engagieren (z. B. STUPA DUE, AStA, etc.)?	Pos.
KultU_17	... an Veranstaltungen studentischer Verbindungen teilnehmen (z. B. KDSStV Nordmark (zu Essen im CV), etc.)?	Pos.

Die eingesetzten Skalen zur Messung der organisationalen Integration (*In-tO*) an der UDE sind ebenfalls Eigenkonstruktionen, da sie sich spezifisch

auf die Beratungsangebote und -möglichkeiten an der UDE beziehen. Zur Messung der organisationalen Unterstützung im Studierendenalltag wurden zwei für die Wirtschaftswissenschaften der UDE (Campus Essen) spezifischen Skalen entwickelt. Die Skala zur ‚Organisationalen Unterstützung im Übergang ins Studium‘ besteht aus sieben Items. Die Items werden zunächst mit der Auswahl von ‚Ja‘, ‚Nein‘ oder ‚Ist mir nicht bekannt‘ beantwortet. Nach der Auswahl der Antwort *Ja* schließt sich die Frage danach an, wie hilfreich die Unterstützungsangebote waren, gemessen über eine Fünf-Punkte-Skala von 0 (*sehr hilfreich*) bis 5 (*überhaupt nicht hilfreich*). Die Skala zur ‚Organisationalen Unterstützung während des Studiums‘ umfasst vier Items. Die Items werden zunächst auf einer Fünf-Punkte-Skala von 0 (*nie*) bis 4 (*sehr häufig*) und 5 (*Ist mir nicht bekannt*) beantwortet. Nach der Auswahl der Antwort ‚Selten‘, ‚Oft‘ und ‚Sehr häufig‘ schließt sich die Frage danach an, wie hilfreich die Unterstützungsangebote sind, gemessen über eine Fünf-Punkte-Skala von 0 (*sehr hilfreich*) bis 5 (*überhaupt nicht hilfreich*). Zum besseren Verständnis findet sich in Tabelle 12 und Tabelle 13 eine genaue Übersicht zu den inkludierten Unterstützungs- und Beratungsangeboten.

Tabelle 12. *Skala ‚Organisationale Integration im Übergang ins Studium‘*

Item	Itemtext	Polung
BerWa_1	Angebote für Schüler*innen (WiWi-Schnuppertag, Schülervorlesungen WiWi, Probestudium WiWi etc.)	Pos.
BerHi_1	Angebote für Schüler*innen (WiWi-Schnuppertag, Schülervorlesungen WiWi, Probestudium WiWi etc.)	Pos.
BerWa_2	Allgemeine (ABZ) und/oder fachspezifische (Fak. WiWi) Studienberatung	Pos.
BerHi_2	Allgemeine (ABZ) und/oder fachspezifische (Fak. WiWi) Studienberatung	Pos.
BerWa_3	OSWi Online-Orientierungssystem für Wirtschaftswissenschaften und Informatik	Pos.
BerHi_3	OSWi Online-Orientierungssystem für Wirtschaftswissenschaften und Informatik	Pos.
BerWa_4	O-Woche (Orientierungswoche)	Pos.
BerHi_4	O-Woche (Orientierungswoche)	Pos.

Item	Itemtext	Polung
BerWa_5	Vorkurs Mathematik der Fak. WiWi	Pos.
BerHi_5	Vorkurs Mathematik der Fak. WiWi	Pos.
BerWa_6	Vorkurs Informatik (Programmierung) der Fak. WiWi	Pos.
BerHi_6	Vorkurs Informatik (Programmierung) der Fak. WiWi	Pos.
BerWa_7	Veranstaltungen von <i>mintroduce</i> (MINT-Vorkurse)	Pos.
BerHi_7	Veranstaltungen von <i>mintroduce</i> (MINT-Vorkurse)	Pos.

Anmerkung. BerWa_X = Item bezogen auf die Frage danach, ob vor oder zu Beginn des Studiums die jeweils genannten Unterstützungs-/Beratungsangebote wahrgenommen wurden. BerHi_X = Item bezogen auf die Frage danach, wie hilfreich diese Unterstützungs-/Beratungsangebote für die Befragten vor oder zu Beginn ihres Studiums waren.

Tabelle 13. *Skala „Organisationale Integration während des Studiums“*

Item	Itemtext	Polung
ABerWa_1	Mentoring der Fak. WiWi	Pos.
ABerHi_1	Mentoring der Fak. WiWi	Pos.
ABerWa_2	Veranstaltungen von mySeLF (Selbstmanagement, Lerntechniken, Fit für den Bachelor)	Pos.
ABerHi_2	Veranstaltungen von mySeLF (Selbstmanagement, Lerntechniken, Fit für den Bachelor)	Pos.
ABerWa_3	Fachbezogene Beratungsangebote (z. B. Fachschaft WiWi, Studienfachberatung WiWi etc.)	Pos.
ABerHi_3	Fachbezogene Beratungsangebote (z. B. Fachschaft WiWi, Studienfachberatung WiWi etc.)	Pos.
ABerWa_4	Zentrale Beratungsangebote (z. B. soziale/psychologische Beratung, allgemeine Studienberatung des ABZ etc.)	Pos.
ABerHi_4	Zentrale Beratungsangebote (z. B. soziale/psychologische Beratung, allgemeine Studienberatung des ABZ etc.)	Pos.

Anmerkung. ABerWa_X = Item bezogen auf die Frage danach, ob im Studium die jeweils genannten Unterstützungs-/Beratungsangebote wahrgenommen werden. BerHi_X = Item bezogen

auf die Frage danach, wie hilfreich diese Unterstützungs-/Beratungsangebote für die Befragten während ihres Studiums sind.

Die Skalen zur kulturellen Praxis innerhalb und außerhalb der UDE sowie die Skalen zur organisationalen Integration an der UDE wurden nicht abschließend validiert. Gleichwohl wurden sie zur Kontrolle mit in den Fragebogen aufgenommen. Da es sich um Eigenkonstruktionen handelt, die erstmals in dieser Form in einem Fragebogen zum Einsatz kamen, können sie allenfalls als vorpilotiert gelten. Dieser ersten Pilotierung schloss sich vor allem aus studienökonomischen Gründen im Rahmen dieser Dissertationsstudie vorerst keine vollständige Validierung an, sodass die Variablen *Kult*, *KultU* sowie *IntO* lediglich als Kontrollvariablen in die Analysen eingeflossen sind.

9.3 Statistische Analysen

Die statistischen Analysen wurden mit der Software IBM SPSS Statistics (Version 27, IBM Corp, 2020, inkl. Process (Hayes, 2012), Regressionspfadanalyse-Modellierungswerkzeug für IBM SPSS Statistics und SAS) durchgeführt. Zur Überprüfung der Hypothesen und der Analyse der vorliegenden Daten wurden unterschiedliche statistische Verfahren und Methoden angewandt. Zunächst wurden zur allgemeinen Analyse der Daten zur Beschreibung der Gesamtstichprobe sowie zur Aufdeckung von Besonderheiten im Datensatz deskriptive Analyseverfahren durchgeführt (Abschnitt 9.3.1). Ferner wurden zur Aufdeckung von Unterschieden in Proportionen bzw. Häufigkeiten *Pearson-Chi²-Tests* und in Bezug auf Unterschiede zur zentralen Tendenz *Mann-Whitney-U-Tests bei unabhängigen Stichproben* vorgenommen (Abschnitt 9.3.6). Die Kernmethoden zur Auswertung der vorhandenen Daten und damit zur Beantwortung der Hauptforschungsfragen stellten sowohl (*moderierte*) *Moderations-* als auch *Mediationsanalysen bei multipler Regression* dar (Abschnitt 9.3.2 und 9.3.3). Dabei wurde zur Testung von Hypothese 1²⁰ eine *einfache Moderatoranalyse* durchgeführt (Abschnitt 9.3.2).

20 *Hypothese 1*: Es wird erwartet, dass der Migrationshintergrund den Zusammenhang zwischen Bildungshintergrund und der sozialen Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker moderiert (H1.1). Zudem wird erwartet, dass sich die größten Effektstärken hinsichtlich dieses Zusammenhangs in der Gruppe Studierender mit türkischem Migrationshintergrund zeigen (H1.2).

Für Hypothese 2²¹ wurde die Annahme dieser Moderation in Bezug auf einen übergeordneten Moderationszusammenhang in einem Modell zusammengefasst und das Gesamtmodell als *moderierte Moderation* analysiert (Unterabschnitt 9.3.4).

Zur Testung von Hypothese 3²² wurde ein weiterer Moderator in Bezug auf einen übergeordneten Mediationszusammenhang im Rahmen eines Gesamtmodells als *moderierte Mediation* untersucht (Unterabschnitt 9.3.5). Zusätzlich erfolgten zur Überprüfung einzelner statistischer Zusammenhänge sowie zur Überprüfung der Vorhersagekraft einzelner Variablen *ordinal-logistische Regressionsanalysen* (Abschnitt 9.3.2).

9.3.1 Deskriptive Verfahren

Zur Analyse der vorhandenen Daten wurden neben der Betrachtung der Häufigkeitsverteilung der einzelnen Variablen des Modells (Abbildung 21) auch Lage- und Streuungsmaße begutachtet sowie die Normalverteilung geprüft. Um die Eignung der Daten für bestimmte bi- und multivariate Analyseverfahren einzuschätzen, wurden Dependenzanalysen zur Überprüfung der Datenstrukturen durchgeführt. Zur Analyse der Abhängigkeiten der einzelnen Variablen wurden unterschiedliche Verfahren genutzt. Hierzu zählten die Untersuchung statistischer Zusammenhänge mittels der Berechnung von Korrelationen nach Bravais und Pearson, die Rangkorrelationen nach Spearman sowie die Durchführung von Kontingenzanalysen (Pearson-Chi²-Tests).

Zur Beantwortung der Hauptforschungsfragen sowie zur Testung der drei Hypothesen erfolgten eine Moderator-, eine moderierte Moderations- sowie eine moderierte Mediationsanalyse. Diese Analyseverfahren verkörpern Spezialformen der multiplen Regression (Urban & Mayerl, 2018). Die Moderationsanalyse untersucht dabei den Einfluss einer Moderatorvariable auf den Zusammenhang zwischen einer unabhängigen und abhängigen

-
- 21 *Hypothese 2:* Es wird erwartet, dass der Bildungshintergrund den Zusammenhang zwischen der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker und der Studienabbruchintention moderiert (H2.1). Zudem wird angenommen, dass der Migrationshintergrund diesen Moderationseffekt moderiert (H2.2). Außerdem wird vermutet, dass sich Unterschiede hinsichtlich der einzelnen ethnischen Gruppen sowie ein besonders nachteiliges Muster für die Gruppe der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger mit türkischem Migrationshintergrund zeigen (H2.3).
 - 22 *Hypothese 3:* Es wird erwartet, dass sich indirekte Effekte der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker auf die Studienabbruchintention, mediiert über soziale Integration durch Mitstudierende (H3.1) sowie durch Dozierende (H3.2), zeigen und dass der Bildungshintergrund diesen Mediationseffekt moderiert (H3.3).

Variablen. Die moderierte Moderationsanalyse sowie die moderierte Mediationsanalyse untersuchen jeweils den Einfluss einer Moderationsvariable auf einen Moderations- oder Mediationszusammenhang (Urban & Mayerl, 2018).

9.3.2 *Multiple Regressionsanalysen – Moderatoranalyse zur Prüfung von Hypothese 1*

Zur Durchführung der einfachen Moderationsanalyse wurde mithilfe der Software IBM SPSS Statistics 27 (Version 27, IBM Corp, 2020) eine *ordinal-logistische Regression* durchgeführt. Da es sich bei der abhängigen Variable im Modell um eine ordinalskalierte Variable handelte, wurde ein Regressionsmodell für kategoriale abhängige Variablen herangezogen, da multiple Regressionsmodelle klassischerweise ein metrisches Skalenniveau der abhängigen Variable voraussetzen (Kühnel & Krebs, 2010). Zudem werden ordinal-logistische Regressionsmodelle stets dann eingesetzt, wenn auch Informationen über die Reihenfolge der kategorialen Ausprägungen genutzt werden sollen; dies können *multinominale Logitmodelle (logistische Regression)* beispielsweise nicht (Kühnel & Krebs, 2010). Über den Einsatz eines ordinal-logistischen Regressionsmodells können mithin Vorhersagen über Klassifikationen erfolgen und Prädiktoren sowie gegebenenfalls ihre Wechselwirkungen untereinander oder mit Kovariaten überprüft werden (Schendera, 2008). Ferner bietet das ordinal-logistische Regressionsmodell die Möglichkeit, auch die Güte eines Klassifikationsmodells zu bestimmen sowie Einflussgrößen zu schätzen (Schendera, 2008).

In der Forschungspraxis zeigt sich in der Umsetzung multivariabler Analyseverfahren immer wieder eine Tendenz, die Durchführung ordinal-logistischer Regressionen zu umgehen, indem das ordinalskalierte Kriterium dichotomisiert oder metrisiert wird, um eine multinominal logistische oder lineare Regression durchführen zu können. Große Große Schlarmann und Galatsch (2014) führen hierzu aus, dass

Verfahren zur Auswertung ordinaler Variablen mittels Regressionsanalysen [sind] seit ca. 25 Jahren in der Literatur beschrieben sind und viele Statistik-Softwarepakete [...] in den letzten Jahren um die Funktion dieser speziellen Art der Regression erweitert [wurden]. Dennoch hält sich der Einsatz der Verfahren bisweilen stark in Grenzen. Dies mag daran liegen, dass die vorhandene Literatur zu spezialisiert und für den Anwender nur schwer verständlich ist. (S. 1)

Die Verwendung multinominal logistischer sowie linearer Regressionsverfahren als vermeintliche ‚Lösung des Problems‘ birgt indes Schwierigkeiten, die bei den Vorüberlegungen berücksichtigt werden sollten. Die Dichotomisierung des ordinalskalierten Kriteriums weist den Nachteil auf, dass relevante Informationen über die geordnete ordinale Reihe der abhängigen Variablen verloren gehen (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Das Metrisieren der abhängigen Variablen ist wiederum nachteilig, da den Daten durch die Transformation Informationen zugrunde gelegt werden, die sie tatsächlich nicht enthalten. Die Abstände zwischen den einzelnen ordinalen Stufen sind nicht bekannt, obwohl sie in einer geordneten Reihe vorliegen (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Dessen ungeachtet werden in linearen Regressionsmodellen Aussagen über (Zwischen-)Stufen getroffen, die kontinuierliche und nicht diskrete Werte voraussetzen, wie es hinsichtlich ordinaler Variablen der Fall ist. Zudem würde das Vorliegen vieler Fälle in einer Stufe des ordinalen Kriterium Heteroskedasizität sehr wahrscheinlich machen, worauf die gängigen Gütetests der Regression (*F-Test* sowie *t-Test*) aller Wahrscheinlichkeit nach sehr sensibel und mit Ablehnung reagieren würden (Große Schlarmann & Galatsch, 2014).

Vor dem Hintergrund der Nachteile beider Alternativverfahren fiel die Wahl auf die Anwendung eines ordinalen Regressionsmodells. Schendera (2008) bietet einen ausführlichen Überblick über die wesentlichen Voraussetzungen zur Durchführung einer ordinal-logistischen Regressionsanalyse:

Zunächst wird ein Kausalmodell zwischen mindestens einer unabhängigen und einer abhängigen Variablen zur Durchführung einer ordinal-logistischen Regression vorausgesetzt. Zudem sollten die untersuchten Merkmale dem gleichen Element einer Stichprobe entnommen werden (Schendera, 2008). Ferner sollten die unabhängigen und abhängigen Variablen im Idealfall stark miteinander korrelieren, die abhängige Variable sollte ordinal und diskret skaliert sein und ihre Kodierung in semantisch eindeutig interpretierbare Rangreihen gebracht werden können. In Bezug auf die Kodierung der unabhängigen Variablen sollten zu fein gestufte Kodierungen vor allem bei der Kombination von Prädiktoren vermieden werden (Schendera, 2008).

Eine weitere wesentliche Voraussetzung für die Durchführung einer ordinal-logistischen Regression besteht darin, dass eine gewisse Anzahl an Fällen pro Prädiktor vorliegt. Generell lässt sich hinsichtlich aller unterschiedlichen Formen *multivariabler Analysemethoden* – wie der Regression – feststellen, dass die Ergebnisse sich mit steigender Stichprobengröße verbessern (z. B. Box & Tidwell, 1962; Schendera, 2008). Der Grund dafür liegt zum einen in der Generalisierbarkeit der Ergebnisse und zum anderen im der logistischen Regression zugrunde liegenden Passungsverfahren (Maximum Likelihood Estimation; Box & Tidwell, 1962). Multivariable

Analysemethoden können dann fehlerhafte Ergebnisse liefern, wenn zu wenige Fälle im Modell im Verhältnis zur Anzahl der Prädiktoren im Modell vorliegen. Unter diese Probleme fallen die Genauigkeit und Präzision der *Regressionskoeffizienten* sowie potenziell inkorrekte Assoziationen. Hieraus können zwei Arten von Fehlern resultieren: einerseits der *Typ-I-Fehler*, der dann auftritt, wenn zu viele Variablen in das Modell integriert wurden, die unter Umständen zu ‚Rauschen‘ führen und redundant sind. Andererseits kann es zu einem *Typ-II-Fehler* kommen. Von einem Fehler dieser Art ist die Rede, wenn eine Unteranpassung gegeben ist, also relevante Prädiktoren nicht im Modell enthalten sind. Gründe hierfür könnten sein, dass sie entweder nicht erhoben oder nicht berücksichtigt wurden (Box & Tidwell, 1962). Eine ausreichend große Stichprobe ist folglich eine wesentliche Voraussetzung, um präzise Schätzungen und zuverlässige Signifikanztests zu erhalten (Baltes-Götz, 2012).

Eine einheitliche Empfehlung für eine Mindeststichprobengröße oder die Anzahl der Fälle pro Prädiktor existiert indes nicht. Die Bandbreite an Forschungen zu Voraussetzungen logistischer Regressionen spiegelt unterschiedliche Richtwerte zur Ermittlung der Power dieser Verfahren in Form minimaler Stichprobengrößen und der minimalen Anzahl pro Fällen pro Prädiktor wider. In einer Bandbreite an Studien konnten Belege für unterschiedliche Richtwerte generiert und daraus entsprechende Empfehlungen abgeleitet werden. Sie reichen von der Empfehlung von fünf Fällen pro Prädiktor (u. a. Vittinghoff & McCulloch, 2007) über zehn Fälle pro Prädiktor (u. a. Peduzzi, Concato, Kemper, Holford & Feinstein, 1996, mit der Einschränkung, dass sich ihre Empfehlung nur auf kontinuierliche und diskrete Kovariaten bezieht; Moons et al., 2014; Pavlou et al., 2015), 20 Fälle pro Prädiktor (u. a. Burmeister & Aitken, 2012) über 25 Fälle pro Prädiktor (u. a. Backhaus, Erichson, Plinke & Weiber, 2008, wobei sie anmerken, dass es bei einer ‚größeren‘ Anzahl unabhängiger Variablen mehr sein sollten und es sich nur um ein Mindestmaß handelt) bis hin zu 30 Fällen pro Prädiktor (u. a. Ali, Ali, Khan & Hussain, 2016). Urban (1993) hingegen gibt einen generellen Wert für die Stichprobengröße an. Dieser sollte bei minimal 50 liegen. Er geht allerdings erst ab einer Anzahl von 100 Fällen von einer ‚zufriedenstellenden‘ Präzision aus. Weiter zeigen sich zum Teil auch einzelne Vorschläge für Formeln bzw. ‚Faustregel‘ zur Berechnung der Fallzahlen pro Prädiktor. Beispielsweise schlagen Hosmer und Lemeshow (2000) sowie Norušis (2005) für eine einigermaßen gleichläufige Verteilung vor, dass als minimale Häufigkeit der schwächer besetzten Kriteriumskategorie das Zehnfache der Anzahl zu schätzender Parameter berechnet werden kann ($N = 10 \cdot n$ Kovariaten; Baltes-Götz, 2012). Neben der Stichprobengröße gibt sie auch die Power und Testrichtung an. Schendera (2008) schlägt

hingegen vor, dass die Anzahl der Beobachtungen größer sein sollte als die mit fünf multiplizierte Zahl aller Kategorienstufen (aller unabhängigen und abhängigen Variablen). Hieraus resultiert die Formel $N = 5 * n$ Kategorienstufen. Diese Formel ist dabei unabhängig davon, ob ein oder mehrere Prädiktoren in das Modell integriert werden. Zur Berechnung von Interaktionseffekten sollten indes mehr Fälle vorliegen, so Schendera (2008).

Zusammenfassend ist zu konstatieren, dass ein angemessener Stichprobenumfang bei der Anpassung logistischer Regressionsmodelle ebenso relevant ist wie bei jeder anderen multivariablen Analyseverfahren, sprich bei jeder anderen Art der Regression (Schendera, 2008). Die Leistung der modellbasierten Schätzungen wird jedoch eher durch die Anzahl der Ereignisse als durch den Gesamtumfang der Stichprobe bestimmt. Sollten die Kategorienstufen der abhängigen wie unabhängigen Variablen im Modell zu klein für die vorliegende Stichprobe sein, kann entweder das N generell erhöht oder die Anzahl der unabhängigen Variablen/Kovariaten verringert werden (Schendera, 2008). Reicht dies immer noch nicht aus oder ist aus unterschiedlichen Gründen nicht möglich, kann das Zusammenfassen von Kategorienstufen (für abhängige wie unabhängige Variablen) eine Lösung darstellen. Dies sollte allerdings sorgfältig und gut durchdacht geschehen, um die Datenintegrität zu bewahren (Schendera, 2008).

Eine weitere Besonderheit hinsichtlich der Voraussetzung zur Durchführung eines ordinal-logistischen Modells liegt – gegenüber anderen Regressionsverfahren – in der unterstellten Parallelitätsannahme, häufig unter der Bezeichnung *proportional odds assumption* anzutreffen. Diese unterstellt, dass die Steigungen über alle Kategorien der abhängigen Variablen hinweg identisch sind. Innerhalb einer ordinal-logistischen Regression wird demnach davon ausgegangen, dass die Koeffizienten, die die Beziehung zwischen der niedrigsten und allen höheren Kategorien der Antwortvariablen beschreiben, die gleichen sind wie die Koeffizienten, die die Beziehung zwischen der nächstniedrigeren Kategorie und allen höheren Kategorien beschreiben etc. Da die Beziehung zwischen allen Gruppenpaaren identisch ist, existiert folglich nur ein Satz von Koeffizienten. Wäre dies nicht der Fall, wären verschiedene Koeffizientensätze im Modell nötig, um die Beziehung zwischen jedem Paar von Ergebnisgruppen zu beschreiben. X^2 -basierte Tests bzw. der Parallelitätstest, mit dessen Hilfe diese Annahme überprüft wird, sollten deshalb bestenfalls nichtsignifikant ausfallen. Wird der Parallelitätstest signifikant und das Modell verstößt gegen die Annahme konstanter Steigungen, kann dies unter Umständen unterschiedliche daten- sowie modellspezifische Ursachen haben (Schendera, 2008). Zum einen kann nach Schendera (2008) eine nicht angemessene Linkfunktion gewählt worden sein, ein inadäquates Modell oder eine unklare ordinale Skalierung der abhängigen Variable

vorliegen. Zum anderen kann, so Brant (1990), eine Signifikanz des Parallelitätstests auch auf ein zu großes N oder das Fehlen von (unentdeckten/unberücksichtigten) Interaktionstermen zurückzuführen sein. Sollten all diese Gründe ausgeschlossen werden können, kann ein signifikanter Parallelitätstest aber auch methodische Ursachen haben. In einigen Software-Paketen sind entsprechende statistische Tests verfügbar, um die Parallelitätsannahme zu prüfen. Diese Tests werden allerdings stellenweise stark kritisiert. Hauptkritikpunkt ist, dass sie vermehrt dazu neigen, die Nullhypothese (gleiche Koeffizientengruppen) abzulehnen und somit fälschlicherweise anzuzeigen, dass die Parallelitätsannahme zutrifft, obwohl dies eigentlich nicht der Fall ist (Harrell, 2001). Einer der Hauptgründe hierfür wiederum ist, dass statistische Tests grundsätzlich nie die Nullhypothese bestätigen können. Fällt der Test zur Parallelitätsannahme also nichtsignifikant aus, veranschaulicht dies nur, dass aus den vorliegenden Daten sowie mit der vorhandenen Test-Power keine Verletzung der Annahme ersichtlich ist. Gleichwohl kann eine solche Verletzung theoretisch vorliegen (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Ähnlich verhält es sich umgekehrt. Sollte der Test signifikant werden, kann dies zum einen daten- sowie modellspezifische Ursachen haben (siehe oben) und zum anderen auch daran liegen, dass aus den vorliegenden Daten sowie mit der vorhandenen Test-Power eine Verletzung der Annahme ersichtlich ist, diese aber theoretisch nicht vorliegt (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Ein signifikantes Ergebnis des Parallelitätstest sollte daher stets mit Vorsicht interpretiert und nicht als endgültig abgesicherter Verstoß gegen die Annahme konstanter Steigerungen verstanden werden (Harrell, 2001, 2010).

Hinsichtlich der Voraussetzungsprüfung zur Berechnung eines ordinal-logistischen Modells ist es laut Schendera (2008) zudem von Bedeutung, zu prüfen, dass fehlende Daten (*Missings*) im Vorhersagemodell in einem nicht zu hohen Maß vorliegen, da hieraus Probleme bezüglich der Interpretation sowie Modellierung resultieren können. Hinsichtlich der Zuverlässigkeit der X^2 -basierten Tests sollten maximal 20 % der Zellen eine erwartete Häufigkeit unter 5 aufweisen (Schendera, 2008). Eine weitere Voraussetzung zur Berechnung einer ordinal-logistischen Regression liegt nach Schendera (2008) darin, die korrekte Link-Funktion (*logit*-, *cauchy*-, *komplementäre log-log*-, *negative log-log*- oder *probit-Funktion*) bei der Verteilung der abhängigen Variable auszuwählen, da es sonst zu Verzerrungen in den Analysen kommen kann. Als letzte Voraussetzung formuliert Schendra (2008), dass das Modell nach seiner Parametrisierung in der Lage sein sollte, einen Großteil der beobachteten Ereignisse über optimale Schätzungen korrekt zu reproduzieren. Hierbei gelten Werte unter 90 % pro relevanter Kategorienzelle als nicht akzeptabel. Fehlen keine Kategorien in der vorhergesagten Antwort-

variable, sollte zusätzlich das Ausmaß der Übereinstimmung nach *Cohens Kappa* bestimmt werden (Schendera, 2008).

Insgesamt stehen in Bezug auf Modelle der ordinalen Regression im Wesentlichen zwei Modelle zur Verfügung: das *Proportional Odds Model* (PO), auch ordinal-logistisches Modell genannt, sowie das *Continuation Ratio Model* (CR) (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Beide Modelle schätzen die Wahrscheinlichkeit, eine bestimmte Stufe bzw. ein bestimmtes Stadium des ordinalen Kriteriums zu erreichen. Die Grundannahme beider Modelle lautet, dass die Relation zwischen jeden denkbaren zwei Stufenpaaren eines ordinalen Kriteriums statistisch gleich ist (Armstrong & Sloan, 1989; Harrell, 2010). So lässt sich der Einfluss der Prädiktoren jeweils durch einen universellen β -Koeffizienten erklären, der für jeden Stufenwechsel innerhalb des ordinalen Kriteriums gilt (*proportional odds* oder *equal slopes*). Daraus folgt die Erwartung, dass die Abstände zwischen zwei Stufen des ordinalen Kriteriums keine Auswirkungen auf die Koeffizienten haben (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Das CR-Modell wird vor allem dann genutzt, wenn das Kriterium Stadien repräsentiert (z. B. Hochschulabschlüsse: Bachelor, Master, Promotion, Habilitation) (Harrell, 2010). Es trifft Aussagen über die Wahrscheinlichkeit, in das nächsthöhere Stadium oder darüber hinaus zu gelangen; es ist also eine eindeutige Richtung vorgegeben, die durch die Fragestellung bestimmt ist (vgl. Große Schlarmann & Galatsch, 2014, S. 9). Die Nutzung eines PO-Modells ist hingegen angezeigt, wenn dem ordinalen Kriterium eine latente metrische Größe zugrunde liegt, weshalb es häufig und typischerweise eingesetzt wird, wenn Likert-skalierte Daten vorliegen (Bortz & Döring, 2006; Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Es legt den Fokus darauf, die Wahrscheinlichkeit eine ranghöhere Stufe des ordinalen Kriteriums zu erreichen, relativ zur Wahrscheinlichkeit in der aktuellen Stufe zu persistieren oder in eine niedrigere Stufe zu kommen (Große Schlarmann & Galatsch, 2014). Da im hier vorliegenden Modell der ordinalen abhängigen Variable eine latente metrische Größe zugrunde liegt (achtstufige Likert-Skala mit visueller Verankerung, siehe Abbildung 25), fiel die Wahl auf eine Regressionsanalyse auf Basis des PO-Modells.

In der vorliegenden Studie wurde damit zur Überprüfung des Vorliegens einer Moderation zunächst ein konzeptionelles Modell mit einem Moderator ohne Kontrolle der Kovariaten getestet. Im Anschluss wurde dieses Modell – erweitert um die Kontrolle der Kovariaten – ebenfalls auf das Vorliegen der erwarteten sowie weiterer möglicher Moderationen getestet. Um eine Moderation innerhalb eines ordinal-logistischen Regressionsmodells zu prüfen, spezifiziert man zunächst ein vollständiges Modell, das alle Haupteffekte sowie alle möglichen Interaktionsterme jeglicher Ordnung enthält. Nach der Berechnung dieses Modells exkludiert man schrittweise und stets

beginnend bei den Interaktionen höchster Ordnung (z. B. erst Sieben-Wege-, dann Sechs-Wege-, dann Fünf-Wege-Interaktion usw.) die nichtsignifikanten Interaktionsterme aus dem Modell, bis das endgültige Modell mit den Haupteffekten sowie den signifikanten Interaktionen feststeht (Acton, Miller, Fullerton & Maltby, 2009). Im hier vorliegenden Zwei-Wege-Moderationsmodell bildete der Migrationshintergrund den Moderator der Interaktion zwischen dem Bildungshintergrund (Prädiktor) sowie der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker (Kriterium). In das anschließend gerechnete Moderationsmodell unter Kontrolle der Kovariaten flossen zusätzlich die Variablen *IntS*, *HZB*, *kKap*, *MAus*, *Kult*, *KultU* und *Abbr* als Prädiktoren sowie als mögliche Moderatoren mit ein.

Bevor diese Analysen durchgeführt werden konnten, mussten vorab einige Kategorien der abhängigen Variable ‚Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ (*Ident*) unter Berücksichtigung der theoretischen Konstruktion dieses Konstrukts (Schendera, 2008) zusammengefasst werden (Tabelle 14). Da sich in der ersten (Kategorie A: $n = 31$) sowie den letzten drei Kategorien (Kategorie F: $n = 22$, Kategorie G: $n = 12$ und Kategorie H: $n = 13$) der Variable *Ident* zu wenige Fälle befanden, um eine ordinal-logistische Regression mit mindestens drei Prädiktoren sowie unter Berücksichtigung von Interaktionszusammenhängen durchzuführen, und auch die Strichprobengröße insgesamt nicht mehr erhöht werden konnte (Schendera, 2008), wurde die Variable *Ident* von ursprünglich acht Kategorien auf fünf Kategorien reduziert.

Tabelle 14. Häufigkeitsverteilung der Variable ‚Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ (*Ident*)

	<i>Ident</i>	Häufigkeit	Prozent	Gültige Prozente	Kumulierte Prozente
	A	31	12	12	12
	B	54	21	21	33
	C	43	16	17	49
	D	40	15	15	65
	E	45	17	17	82
	F	22	8	9	90
	G	12	5	5	95
	H	13	5	5	100
Gültig	Gesamt	260	99	100	
Fehlend	999	2	1		
Gesamt		262	100		

Dabei wurden die Kategorien 1 und 2 zu einer Kategorie (Kategorie A + B: $n = 85$) und die Kategorien 6, 7 und 8 zu einer Kategorie (Kategorie F + G + H: $n = 47$) zusammengefasst (Tabelle 15).

Tabelle 15. *Häufigkeitsverteilung der fünfstufigen Variable ‚Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ (Ident_5)*

<i>Ident_5</i>	<i>Ident_5</i>	<i>Häufigkeit</i>	<i>Prozent</i>	<i>Gültige Prozente</i>	<i>Kumulierte Prozente</i>
	A+B	85	32	33	33
	C	43	16	17	49
	D	40	15	15	65
	E	45	17	17	82
	F+G+H	47	18	18	100
Gültig	Gesamt	260	99	100	
Fehlend	System	2	1		
Gesamt		262	100		

Hieraus entstand die neue abhängige Variabel des Modells *Ident_5*.

Ferner wurde die Anzahl der unabhängigen Variablen/Kovariaten verringert (Schendera, 2008) und umfasste nur noch zwei der sieben Kovariaten. Auch diese Entscheidung wurde sorgfältig und auf Grundlage theoretischer Überlegungen gefällt (Schendera, 2008). Da in den beiden anschließenden Regressionsmodellen (moderierte Moderation und moderierte Mediation) die Kovariate *Abbr*, die das Kriterium bildet, wie die Variable *IntS* eine der Mediationsvariablen und die Variable *HZB* ebenfalls eine der Kovariaten bildet, erschien es aus forschungslogischer Sicht (hinsichtlich methodischer sowie inhaltlicher Aspekte) sinnvoll, auch nur diese in das Modell zu inkludieren und die Kovariaten *kKap*, *MAus*, *Kult* und *KultU* zu exkludieren.

Da sich keine einheitliche Empfehlung zur Berechnung der Anzahl der Fälle pro Prädiktor finden ließ (s. o.), erschien es sinnvoll, die Zusammenfassung der Kategorien aus einem Mix an theoretischen Vorüberlegungen in Bezug auf Konstrukt, Häufigkeitsverteilung der Variable und damit zu vereinbarende theoretisch vorgeschlagene Richtwerte (s. o.) vorzunehmen. Da nach Hosmer und Lemeshow (2000) für eine einigermaßen gleichläufige Verteilung als minimale Häufigkeit der schwächer besetzten Kriteriumskategorie das Zehnfache der Anzahl zu schätzender Parameter berechnet werden kann, also $N = 10 * n$ Kovariaten, und dies in Einklang zu bringen galt mit den theoretischen Vorüberlungen hinsichtlich der Kovariaten, wurde diese

Formel zur Berechnung herangezogen. Damit ergab sich eine minimale Häufigkeit von $N = 40$ ($10 * 4$ Kovariaten; *BiHi*, *Mig*, *IntS* und *HZB*). Diese Entscheidung ließ ebenfalls mit den Empfehlungen Schenderas (2008) vereinbaren, der die Formel $N = 5 * n$ Kategorienstufen vorschlägt. Hiernach ergab sich eine nur leicht höhere minimale Häufigkeit von $N = 45$ ($5 * 9$ Kategorienstufen, *Ident*, *BiHi*, *Mig*, *IntS* und *HZB*), wobei *BiHi* und *Mig* als Kovariaten ohne Kategorienstufen in das Modell integriert wurden. Weiter entsprach diese Entscheidung auch den aktuellen Studiendaten von Ali et al. (2016) zu Stichprobengrößen sowie minimalen Häufigkeiten pro Prädiktor im Spezialfall ordinal-logistischer Regressionsmodelle. Sie empfehlen eine etwas geringere minimale Fallzahl pro Prädiktor von $N = 30$.

9.3.3 Multiple Regressionsanalysen – moderierte Moderations- und Mediationsanalyse zur Prüfung von Hypothese 2 und 3

Zur Durchführung der moderierten Moderationsanalyse sowie der moderierten Mediationsanalyse wurde das Programm IBM SPSS Statistics 27 (Version 27, IBM Corp, 2020) mit dem Makro process von Hayes (2012) verwendet. Die Benutzung dieses Makros hat insgesamt für alle Verfahren den Vorteil, dass den Analysen eine höhere statistische Power verschafft werden kann als über das klassische Verfahren zur Analyse der Mediation und Moderation nach Baron & Kenny (Hayes, 2009, 2013; Rucker, Preacher, Tormala & Petty, 2011). In Bezug auf die (moderierte) Moderationsanalyse ist es so möglich, auch die bedingten Effekte zu visualisieren, *simple slopes* zu testen und unmittelbar die Signifikanzregionen nach Johnson & Neyman zu bestimmen (Baltes-Götz, 2020; Prado, Korelo & Da Silva, 2014). In Bezug auf die (moderierte) Mediationsanalyse wird es mittels process möglich, den Mediationseffekt über *Bootstrapping* auf Signifikanz zu testen (Baltes-Götz, 2020; Hayes & Preacher, 2014). Gegenüber der klassischen Methode nach Baron und Kenny (1986) hat dies den Vorteil, dass die direkten sowie indirekten Effekte simultan und nicht mehr schrittweise überprüft werden können. Beide Analyseverfahren setzen – wie alle Verfahren der multiplen Regression – gleichermaßen voraus, dass die Daten normalverteilt sind, *Homoskedastizität* vorliegt, *Linearität* der Parameter vorherrscht, keine starke *Multikollinearität* der Prädiktoren erkennbar ist, Unkorreliertheit der Fehler bzw. der Residuen nachweisbar ist, geeignete Skalenkriterien für die Prädiktoren sowie für die abhängige Variable vorliegen und keine zu starken Ausreißer bei den Daten existieren (Baltes-Götz, 2019). Hinsichtlich der Aspekte der Normalverteilung der Daten sowie der Homoskedastizität bietet der Einsatz der *HC-Standardfehler* Vorteile, insbesondere bei Nichtvorliegen beider Aspekte. Dabei kommen vor allem die beiden Standardfehler

HC3 und HC4 infrage (Hayes & Cai, 2007). Vor allem HC4 eignet sich in Situationen, in denen die Normalverteilungsannahme verletzt wird, oder mit Punkten mit großer Hebelwirkung (Hayes & Cai, 2007).

9.3.4 *Moderierte Moderationsanalyse zur Prüfung von Hypothese 2*

Anders als in einem einfachen Moderationsmodell basiert eine moderierte Moderation nicht auf der Moderation des Effekts eines einzelnen Prädiktors auf ein Kriterium durch einen einzelnen Moderator. Innerhalb der moderierten Moderation moderiert ein Moderator den Moderationseffekt eines anderen Moderators auf die Interaktion zwischen dem Prädiktor sowie dem Kriterium (Hayes & Preacher, 2014). Moderierte Moderationshypothesen, auch als Drei-Wege-Interaktion bekannt, können unter Verwendung von Hayes process-Makros (Modell 3, Hayes, 2017) mittels SPSS getestet werden. In der hier vorliegenden Studie wurde zur Überprüfung des Vorliegens einer moderierten Moderation ein konzeptionelles Modell mit zwei Moderatoren getestet. In einem Drei-Wege-Moderationsmodell bildete dabei der Bildungshintergrund den Hauptmoderator und der Migrationshintergrund den sekundären Moderator der Interaktion zwischen der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker (Prädiktor) sowie der Studienabbruchintention (Kriterium). Mithin wurde geprüft, ob der Bildungshintergrund den Zusammenhang zwischen der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker sowie der Studienabbruchintention moderiert (H2.1). Darüber hinaus wurde analysiert, ob der Migrationshintergrund diesen Moderationseffekt moderiert (H2.2). Hierbei wurde ferner geprüft, ob sich Unterschiede hinsichtlich der einzelnen ethnischen Gruppen sowie ein besonders nachteiliges Muster für die Gruppe der Bildungsaufsteigerinnen und Bildungsaufsteiger mit türkischem Migrationshintergrund zeigen (H 2.3).

9.3.5 *Moderierte Mediationsanalyse zur Prüfung von Hypothese 3*

Im Vergleich zu einem Moderatoreffekt ist die Rede von einem Mediatoreffekt (auch intervenierender Effekt genannt), wenn ein direkter Effekt zwischen der Prädiktor- und Kriteriumsvariable durch den Einfluss einer weiteren Variablen (Mediator) erklärt werden kann (Urban & Mayerl, 2018). Die Mediatorvariable fungiert hier also als Vermittler und bestimmt den Mechanismus, der den Einfluss des Prädiktors auf das Kriterium bewirkt (Urban & Mayerl, 2018). Möchte man nun beide Konzepte – Moderation und Mediation – in einem Modell miteinander verbinden, wird in der einschlägigen Literatur und in den Forschungsbereichen zu dieser Analyseme-

thode von einer moderierten Mediation (oder auch mediierten Moderation; Muller, Judd & Yzerbyt, 2005) oder von *conditional indirect effects* (Preacher, Rucker & Hayes, 2007) gesprochen. Der hier vorliegenden Arbeit liegt die letzte Bezeichnung nach Preacher et al. (2007) zugrunde. Sie verwenden durchgängig den Terminus *conditionale indirect effects* (bedingte indirekte Effekte) (Preacher et al., 2007). Ihrer Auffassung nach stellen alle Effekte Mediationseffekte dar, deren Stärke abhängig vom Wert mindestens einer Moderatorvariable variiert. Eine moderierte Mediation liegt folglich dann vor, wenn der Effekt der Prädiktorvariable auf eine Kriteriumsvariable über eine Mediatorvariable in Abhängigkeit einer Moderatorvariable variiert. In der vorliegenden Studie wurde zur Überprüfung von Hypothese 3 eine moderierte Mediationsanalyse durchgeführt. Es wurde untersucht, inwiefern der Effekt des Prädiktors (Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker) auf die Mediatoren (soziale und akademische Integration) vom jeweiligen Moderator (Bildungshintergrund) abhängt. Es wurde also geprüft, ob sich indirekte Effekte der Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker auf die Studienabbruchintention, mediiert über soziale Integration durch Mitstudierende (H3.1) sowie durch Dozierende (H3.2), zeigen und ob der Bildungshintergrund diese Mediationseffekte moderiert (H3.3). Dabei wurde das Vorliegen der moderierten Mediationen methodisch durch den *Index of moderated mediation* (Hayes, 2015) überprüft. Mit dem Zusatzpaket process (Modell 7) konnten diese Berechnungen mittels der Software IBM SPSS Statistics 27 (Version 27, IBM Corp, 2020) durchgeführt werden (Hayes, 2017). Die Verwendung von process besaß hier den Vorteil, dass der Mediationseffekt so über *Bootstrapping* auf Signifikanz getestet werden konnte (Preacher & Hayes, 2004) und nicht mehr schrittweise auf direkte und indirekte Effekte überprüft werden musste wie nach Baron und Kenny (1986). So kann, wie oben bereits erwähnt, auch bei diesem Verfahren eine höhere statistische Power erreicht werden (Hayes, 2009, 2013). Dessen ungeachtet wird hier der direkte Effekt des Prädiktors auf das Kriterium nicht mehr als Voraussetzung für eine Mediation gesehen (Hayes, 2013) und die Verwendung von Konfidenzintervallen, um indirekte Effekte zu identifizieren, setzt keine Normalverteilung des indirekten Effekts voraus (Hayes, 2013).

9.3.6 Tests zur Prüfung von Unterschieden hinsichtlich der sozialen Identifikation, der Bildungsherkunft sowie der ethnischen Herkunft – Pearson- χ^2 -Tests und Mann-Whitney-U-Tests

Die Betrachtung der Interkorrelationen der zentralen Variablen bezüglich der drei Modelle zu den Hauptforschungsfragen warf die Frage auf, ob sich die Gruppe Studierender, die sich als Akademikerinnen und Akademiker identifizierten, und die Gruppe, die sich als Nichtakademikerinnen und -akademiker identifizierten, hinsichtlich dieser Variablen unterscheiden. Eine Dichotomisierung der Gruppenvariable ‚Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ (*Ident_2*; 0 = akademisch: Kategorie E, F, G und H, 1 = nicht-akademisch: A, B, C und D) erschien hier aus forschungslogischen Gründen sinnvoll. Die Skala ‚Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker‘ misst zwar den Grad dessen, wie stark die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker in das eigene Selbst einbezogen wird. In einem aufsteigenden Prozess (*gar nicht bis voll und ganz*) weist sie allerdings auch einen eindeutigen Scheitelpunkt zwischen Kategorie D und E auf. Ab Kategorie E wird die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker stark bis voll und ganz in das eigene Selbst einbezogen. Visuell deckt die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker hier einen mindestens gleich großen, wenn nicht größeren Anteil (also über die Hälfte) des Selbst ab. Unterhalb der Kategorie E wird die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker dagegen absteigend wenig bis gar nicht in das eigene Selbst integriert. Visuell deckt die *in-group* der Akademikerinnen und Akademiker hier einen geringeren Anteil ab, also weniger als die Hälfte des Selbst. Demnach kann davon ausgegangen werden, dass sich Studierende, die Kategorie A, B, C oder D gewählt haben, sich folglich eher wenig bis gar nicht mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker identifizieren. Im Vergleich dazu müssten Studierende, die die Kategorie E, F, G oder H gewählt haben, sich also stark bis voll und ganz mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker identifizieren.

Aus diesem Grund wurden zusätzlich zur allgemeinen Analyse der Daten sowie zur besseren Beschreibung der Gesamtstichprobe die Unterschiede zwischen der Gruppe Studierender, die sich als Akademikerinnen und Akademiker identifizieren, sowie der Gruppe Studierender, die sich als Nicht-Akademikerinnen und Nicht-Akademiker identifizieren, vor dem Hintergrund signifikanter Interkorrelationen zwischen *Ident* und einigen der Kontrollvariablen untersucht (Abbildung 25).

Zur Überprüfung vorliegender Unterschiede wurden aufgrund der unterschiedlichen Skalenniveaus und der Verteilungsfreiheit einzelner Va-

riablen Pearson-Chi²-Tests sowie Mann-Whitney-U-Tests bei unabhängigen Stichproben vorgenommen. Hierzu wurde ebenfalls die Software IBM SPSS Statistics 27 (IBM Corp, 2020) verwendet. Die Auswahl dieser Tests fußt darauf, dass es sich um zwei unabhängige Stichproben handelte. Der Pearson-Chi²-Test, auch Kontingenzanalyse genannt, wurde genutzt, um zu untersuchen, ob zwischen zwei kategorialen Variablen ein Zusammenhang besteht (Studierende, die sich als Akademikerinnen und Akademiker oder als Nicht-Akademikerinnen und Nicht-Akademiker identifizieren, sowie Bildungshintergrund und/oder Migrationshintergrund). Dies geschieht über den Vergleich der beobachteten mit den erwarteten Häufigkeiten. Auf dieser Basis werden daraufhin die Stärke sowie die Richtung des Zusammenhangs ermittelt. Die Voraussetzungen für diesen Test bestehen darin, dass es sich um kategoriale Variablen handelt, die Stichprobe größer als $N = 50$ ist, die erwarteten Zelhäufigkeiten größer 5 und die Freiheitsgrade größer als 1 sind (Schnell, Hill & Esser, 2013).

Der Großteil der abhängigen Variablen, die als Unterscheidungskriterien untersucht wurden, erfüllte die Voraussetzungen des Vorliegens einer Normalverteilung der Daten, einer Intervallskalierung der abhängigen Variablen, Homogenität der Varianzen sowie Unabhängigkeit der einzelnen Messwerte voneinander nicht. Um auch sie auf Unterschiede zu prüfen, erfolgt ein Mann-Whitney-U-Test (auch Wilcoxon Rangsummen-Test genannt). Er testet, ob die zentralen Tendenzen zweier unabhängiger Stichproben voneinander verschieden sind, und besitzt insgesamt geringere Anforderung an die Verteilung der Messwerte in der Grundgesamtheit (Schnell et al., 2013). Er setzt weder eine Normalverteilung noch eine Intervallskalierung der abhängigen Variablen voraus – eine Ordinalskalierung der abhängigen Variablen ist ausreichend. Der Mann-Whitney-U-Test verkörpert damit ein Äquivalent zum t-Test für unabhängige Stichproben (Schnell et al., 2013).

9.4 Fehlende Werte

Innerhalb der Studie wurden zur Beantwortung der drei Hauptforschungsfragen drei Analysemodelle aus dem theoretischen Hauptmodell abgeleitet und analysiert. Der Umgang mit fehlenden Werten fand für die in allen drei Modellen verwendeten Variablen mittels der *full information maximum likelihood* (FIML) *estimation*-Methode sowie des *Little's MCAR-Tests* (Enders, 2010) statt.

Hinsichtlich des ersten Modells zu Forschungsfrage 1 (Moderationsanalyse über ein ordinal-logistisches Regressionsmodell mit Interaktion, siehe

Abschnitt 10.2.1) und der darin verwendeten Variablen lag der durchschnittliche Prozentsatz für fehlende Werte bei 6,1 % (Abschnitt 10.2.1, Tabelle 27 für die exakten Daten der fehlenden Werte für jede Variable). Bezüglich des Modells bestätigt der Little’s-MCAR-Test (Enders, 2010) zusätzlich, dass fehlende Werte ($\chi^2 = 47,10, df = 42, p >.05$) gänzlich zufällig zustande gekommen sind.

Beim zweiten Modell zu Forschungsfrage 2 (moderierte Moderationsanalyse über multiple Regression, siehe Abschnitt 10.2.2) und den darin verwendeten Variablen belief sich der durchschnittliche Prozentsatz für fehlende Werte auf 10.05 % (Abschnitt 10.2.2, Tabelle 33 für die exakten Daten der fehlenden Werte für jede Variable). Hinsichtlich des Modells bestätigt auch hier der Little’s-MCAR-Test (Enders, 2010) zusätzlich, dass fehlende Werte ($\chi^2 = 0,274, df = 2, p.05$) gänzlich zufällig zustande gekommen sind.

Für Modell 3, das sich auf Forschungsfrage 3 bezieht (moderierte Mediationsanalyse über multiple Regression, siehe Abschnitt 10.2.3), lag der durchschnittliche Prozentsatz für fehlende Werte bei 12,4 % (Abschnitt 10.2.3, Tabelle 37 für die exakten Daten der fehlenden Werte für jede Variable). Für dieses Modell bestätigte der Little’s-MCAR-Test (Enders, 2010) ebenfalls zusätzlich, dass fehlende Werte ($\chi^2 = 5,825, df = 6, p >.05$) gänzlich zufällig zustande gekommen sind.

9.5 Abkürzungsverzeichnis Variablen

Tabelle 16. *Abkürzungsverzeichnis Variablen*

Variable	Abkürzung
<i>Ident</i>	Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker (8 Kategorien: A, B, C, D, E, F, G, H)
<i>Ident_5</i>	Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker (5 Kategorien: A + B, C, D, E, F + G + H)
<i>Ident_5_1</i>	Dummy-Variable Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker A + B
<i>Ident_5_2</i>	Dummy-Variable Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker C

Variable	Abkürzung
<i>Ident_5_3</i>	Dummy-Variable Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker D
<i>Ident_5_4</i>	Dummy-Variable Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker E
<i>Ident_5_5</i>	Dummy-Variable Identifikation mit der Gruppe der Akademikerinnen und Akademiker F, G + H
<i>BiHi</i>	Bildungshintergrund
<i>Mig</i>	Migrationshintergrund
<i>Mig_tk</i>	Migrationshintergrund türkisch
<i>Mig_ch</i>	Migrationshintergrund chinesisch
<i>Mig_pl</i>	Migrationshintergrund polnisch
<i>Mig_rus</i>	Migrationshintergrund russisch
<i>Mig_an</i>	Migrationshintergrund anderer
<i>IntS</i>	Integration in den Hochschulalltag durch Mitstudierende
<i>IntD</i>	Integration in den Hochschulalltag durch Dozierende
<i>Abbr</i>	Studienabbruchintention
<i>MAus</i>	Mündliche Ausdrucksfähigkeit (Selbsteinschätzung)
<i>kKap</i>	Kulturelles Kapital (Bücherfrage)
<i>HZB</i>	Durchschnittsnote der Hochschulzugangsberechtigung
<i>Kult</i>	Kulturelle Aktivitäten neben der Universität
<i>KultU</i>	Kulturelle Aktivitäten an der UDE