

FORSCHUNGSBERICHT

4/2018

Validierung eines Instruments zur
Erfassung der Studienabbruchneigung
bei dual Studierenden

Ernst Deuer und Steffen Wild

Ihr Impuls.
Ihr Studium.
Ihr Erfolg.

HERAUSGEBER

© Duale Hochschule Baden-Württemberg, Mai 2018
Reihe „Forschungsberichte zur Hochschulforschung
an der DHBW“

Prof. Dr. Ernst Deuer
Wissenschaftlicher Leiter des Studienverlaufspanels
Duale Hochschule Baden-Württemberg Ravensburg
Marktstraße 28
D-88212 Ravensburg

Prof. Dr. Thomas Meyer
Wissenschaftlicher Leiter des Studienverlaufspanels
Duale Hochschule Baden-Württemberg Stuttgart
Rotebühlstr. 131
D-70197 Stuttgart

FP_2018/4, Mai 2018

Grafik & Produktion
Flaig + Flaig GmbH, Stuttgart

Titelfoto: © Zffoto, fotolia 104622601

ISSN 2511-7114

ABSTRACT

Die aktuelle Version des Instrumentes zur Früherkennung von Studienabbrüchen an der DHBW erfasst, wie stark die Neigung der Studierenden, ihr Studium abzubrechen, ausgeprägt ist. Das Ziel des vorliegenden Beitrags ist es, diese Version des Instruments nach den Kriterien der klassischen Testtheorie zu überprüfen und zusätzlich zu testen, wie gut das Instrument Studienabbrüche vorhersagen kann. Hierfür wurden auf Basis des Studierendenpaneldatensatzes des Forschungsprojekts „Studienverlauf – Weichenstellung, Erfolgskriterien und Hürden im Verlauf des dualen Studiums an der DHBW“ Datenanalysen durchgeführt ($N_{\text{Messungen}} = 11.535$). Die Reliabilitäten wurden anhand Cronbachs α und der Retest-Reliabilität geprüft. Des Weiteren konnte anhand der Überprüfung der Messinvarianz nachgewiesen werden, dass sich die verschiedenen Messungen der Konstrukte in den beiden Erhebungswellen zusammenfassen lassen, da zwischen den zwei Panelwellen Korrekturen im Itemtext und in den Merkmalsausprägungen des Erhebungsinstrumentes vorgenommen wurden. Die Konstruktvalidität konnte anhand einer konfirmatorischen Faktorenanalyse überprüft werden. Unter Verwendung von Receiver-Operating-Characteristic-Kurven (ROC-Kurven) wurde die diagnostische Validität und ein optimaler Schwellenwert (Cut-off Score) berechnet. Die Ergebnisse deuten darauf hin, dass sich die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ als reliables und valides Messinstrument durchsetzen kann und über eine adäquate diagnostische Güte verfügt. Auf Grundlage dieses Instruments können Vorschläge für ein Präventionssystem an Hochschulen abgeleitet werden.

1 HINTERGRUND

Das duale Studium erfreut sich einer ständig zunehmenden Beliebtheit. Mittlerweile sind mehr als 100.000 Studierende in einem dualen Studiengang eingeschrieben (Bundesinstitut für Berufsbildung 2017, S. 9). Der größte Anbieter von dualen Studienplätzen mit praxisintegrierendem Studienformat ist die DHBW mit rund 34.000 dual Studierenden (Statistisches Landesamt Baden-Württemberg 2017). Studienabbrüche treten im dualen Studium generell und insbesondere auch an der DHBW vergleichsweise selten auf. Allerdings scheint sich parallel zum bundesweiten Trend (Heublein et al. 2014, S. 3) die Studienabbruchsquote auch an der DHBW zu erhöhen (DHBW 2015, S. 31ff.). Insbesondere für den Studienbereich Technik und Studierende ohne Abitur zeigt sich ein höheres Studienabbruchsrisiko.

Aktuell fehlt es an einem Messinstrument, welches Studienabbrüche halbwegs zuverlässig vorhersagen könnte. Zwar existieren zahlreiche Messinstrumente, wie beispielsweise von Georg (2008) oder Blüthmann et al. (2011), es fehlt jedoch bei diesen Instrumenten die Überprüfung, ob die empirisch gemessenen „Abbruchtendenzen“ zu einem finalen Abbruch führen oder nicht.

Der vorliegende Beitrag setzt an diesem Punkt an. Ziel ist es, einen Schwellenwert für das Instrument zur Erfassung der Studienabbruchneigung nach Deuer & Wild (2017) zu eruieren, bei dem mit hoher Wahrscheinlichkeit von einem Studienabbruch ausgegangen werden kann. Auf dieser Basis wäre es sodann möglich, Maßnahmen zu ergreifen um Studienabbrüche zu verhindern.

2 FORSCHUNGSSTAND, DEFINITIONEN UND VORARBEITEN

In der öffentlichen Debatte wird die steigende Anzahl von Studienabbrüchen einerseits gerne herangeführt, wenn es darum geht, die als ungenügend wahrgenommene Effizienz des Hochschulsystems zu beschreiben (Pohlenz, Tinsner & Seyfried, 2007; Konegen-Grenier 2017). Allerdings scheint es in der Scientific Community Konsens zu sein, dass Studienverläufe und Abbrüche Resultate komplexer und mehrdimensionaler Interaktionsmuster sind, die sich nicht einfach und deterministisch als Ursache-Wirkungsprinzip darstellen lassen (Meyer-Guckel & Jorzik 2015).

Im Rahmen des dualen Studiums müssen mindestens drei Perspektiven in den Fokus genommen werden, wenn Studienabbrüche thematisiert werden: die dual Studierenden, die Ausbildungsstätten und die Hochschule. Die aktuell häufig rezipierten Theoriemodelle im Hochschulsektor, wie Heublein & Wolter (2011), Tinto (1994) oder Bean & Metzner (1985), beziehen sich dagegen kaum oder gar nicht auf mögliche Praxisphasen und werden somit den Besonderheiten des dualen Studiums nicht hinreichend gerecht. Folglich gilt es diesem Forschungsdesiderat, wie auch Weiß (2016) fordert, entgegenzutreten. Neben den unterschiedlichen Rahmenbedingungen setzen duale Bildungskonzepte teilweise andere Schwerpunkte als traditionelle Hochschulen und sie sprechen auch teilweise andere Gruppen von Studieninteressierten an (Euler 2013; Deuer & Träger 2015, S. 189). Entsprechend unterscheiden sich hier auch Abbruchursachen, Abbruchquoten und die Folgen von derartigen Abbrüchen.

Studienabbrüche entstehen nicht von heute auf morgen, sondern können als Prozess aufgefasst werden (Frey & Terhart 2010). Hierbei gilt es auch, die Perspektiven der drei zentralen Akteure zu eruieren und in diesen Kontext zu integrieren. Aus der Perspektive der Ausbildungsstätten können Studienabbrüche unterschiedlich betrachtet werden. Häufig werden Studienabbrüche als Fehlinvestition angesehen und es entsteht ein Zeitverlust, da neue bzw. weitere Personen rekrutiert und qualifiziert werden müssen (vgl. Thoma & Wedel 2016, S. 33). Darüber hinaus können für die Unternehmen Imageeinbußen entstehen, wenn (zu viele) Studierende im gleichen Unternehmen das Studium abbrechen. Deuer & Wild (2017) führen an, dass ein Studienabbruch für die betroffenen Personen (Studienabbrecher*innen) in vielen Fällen eine folgenschwere Zäsur markiert. Die Folgen eines Studienabbruchs sind allerdings

meist weniger gravierend als bei einem Ausbildungsabbruch im Rahmen der (dualen) Berufsausbildung. Dies liegt einerseits daran, dass ein Teil der Studienabbrecher*innen bereits einen Ausbildungsabschluss besitzt und andererseits werden Studienabbrecher*innen inzwischen verstärkt als Zielgruppe für die Besetzung von Ausbildungsplätzen erkannt und entsprechend umworben (vgl. Gronostaj 2015). Trotzdem verlieren sie in der Regel Zeit, da der Übergang in eine andere Tätigkeit meist nicht fließend möglich ist. So verschiebt sich der Eintritt in das Erwerbsleben zeitlich nach hinten und es entstehen Lücken in der Erwerbsbiographie, welche sich im weiteren Leben negativ auswirken können.

Auf Seiten der Hochschule kommt Studienabbrüchen ebenfalls eine bedeutende Rolle zu, schließlich können Studienabbruchquoten als ein Kriterium der Effizienz von Hochschulen angesehen werden. So wird oftmals die Mittelvergabe im Rahmen der Hochschulsteuerung daran gekoppelt. Das Land Nordrhein-Westfalen zahlt den Hochschulen beispielsweise für jede Absolventin bzw. jeden Absolventen 4.000 Euro (Landesregierung Nordrhein-Westfalen 2015). Ebenso wäre ein Absolventenbonus als Anreiz zur Reduzierung der Studienabbruchquoten denkbar (Konegen-Grenier 2017, S. 42), wobei eine qualitative Absenkung der Prüfungsanforderungen damit nicht einhergehen sollte. Des Weiteren finden Studienabbruchquoten auch in Akkreditierungsverfahren Berücksichtigung (Klein & Stocké 2016).

Studienabbrüche und Studienabbruchquoten werden von unterschiedlichen Organisationen, wie bspw. dem DZHW oder dem Statistischen Bundesamt, keineswegs einheitlich definiert (Klein & Stocké 2016). Hierbei geht es bspw. darum, ob der Wechsel des Studienfachs oder des Standorts bereits als Abbruch zu interpretieren sind. Studienabbruch wird in der hier vorliegenden Studie in Anlehnung an den Bereich der dualen Berufsbildung (Uhly 2015) anhand eines kohortenspezifischen Zugriffs „als jegliche Exmatrikulation an der DHBW ohne erfolgreichen Abschluss, d.h. unabhängig von einem ggf. weiteren Studium (...)“ definiert (Deuer et al. 2017, S. 9). Folglich werden auch Hochschulwechsler*innen als Studienabbrecher*innen gezählt, jedoch nicht die hochschulinternen Kurswechsel. Bei der Berechnung der Studienabbruchquoten sind die Studienabbrüche auf die jeweiligen Ausgangskohorten zu beziehen.

Ein valides Instrument zur Identifikation drohender Studienabbrüche könnte präventive Maßnahmen ermöglichen und dazu beitragen, die Zahl der Studienabbrüche zu reduzieren. Die aktuell vorliegenden Erhebungsinstrumente können zum Teil akzeptable Gütekriterien vorweisen, allerdings wurden diese Instrumente nach unserem Wissen noch nicht mit tatsächlichen Studienabbrechern in Beziehung gesetzt. Das von Georg (2008, S. 196) verwendete Item lautet beispielsweise „Denken Sie zur Zeit ernsthaft daran, das Studium ganz aufzugeben?“ und es gab die Antwortvorgaben von „0 = gar nicht“ bis „6 = sehr ernsthaft“. Blüthmann et al. (2011, S. 116) wählten dagegen die folgende Formulierung in ihrem Erhebungsinstrument: „Wenn ich eine gute Alternative hätte, würde ich das Studium abbrechen.“, die Antwortvorgaben reichten von „1 = trifft gar nicht zu“ bis „8 = trifft zu“. Burger & Groß (2016) erfassten die „Abbruchsintention“ basierend auf der National Educational Panel Study (NEPS, vgl. Wenzig 2013) mit einer siebenstufigen Skala, von 1 (= trifft überhaupt nicht zu) bis 7 (= trifft voll und ganz zu) und 4 Items (Cronbachs $\alpha = 0.77$): "Ich habe schon öfter daran gedacht, das Studium abzubrechen.", "Ich denke ernsthaft daran, das Studium ganz aufzugeben.", "Ich denke ernsthaft daran, mein Hauptfach zu wechseln." und "Ich werde mein Studium auf jeden Fall bis zum Abschluss weiterführen.“.

Deuer (2006) entwickelte ein Erhebungsinstrument für die Vorhersage von dualen Ausbildungsabbrüchen. Hierfür verwendete er einen additiven Index aus sechs Einzelitems. Das Erhebungsinstrument wurde auf das duale Studium adaptiert. Basierend auf nun jeweils 4 Items wurden die Dimensionen „studiengangbezogene Abbruchneigung“ und „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ als additive Scores gebildet sowie ein Gesamtscore „Studienabbruchneigung“ mit allen 8 Items der zwei zuvor genannten Skalen (Deuer & Wild 2017). Allerdings konnten die Autoren aufgrund der fehlenden Längsschnitteigenschaft einer ersten Panelwelle noch keinen Zusammenhang zwischen dem gemessenen Abbruchscore und tatsächlichen Abbrüchen der Studierenden nachvollziehen, um die Aussagekraft und die Qualität des Instruments zu überprüfen. Derartige Daten liegen nun erstmals vor und es ist das Ziel dieses Beitrags, dieses Instrument weiter zu validieren, um es für diagnostische Anwendungen verfügbar zu machen. Hierfür überprüften wir die psychometrische Güte des Instruments, d. h. Reliabilitäten und die faktorielle Validität, und eruierten

Anhaltspunkte für die Interpretation des ermittelten Summenscores. Hierfür versuchen wir unter Berücksichtigung der Sensitivität und Spezifität einen Cut-Off-Wert als diagnostischen Schwellenwert zu ermitteln, der Studienabbrecher*innen und Nicht-Studienabbrecher*innen trennt.

3 METHODEN

3.1 Stichprobe

Zur Überprüfung der Gütekriterien griffen wir auf den Datensatz des Forschungsprojekts „Studienverlauf – Weichenstellungen, Erfolgskriterien und Hürden im Verlauf des dualen Studiums an der DHBW“ zurück (Deuer et al. 2017). Bislang wurden zwei Panelwellen durchgeführt und es liegen insgesamt 11.535 Messungen vor, die sich auf 5838 duale Studierende in Welle 1 (Rücklauf 19.6%) und 5697 duale Studierende in Welle 2 (Rücklauf 18%) verteilen. Alle Bachelorstudierenden der DHBW wurden bei diesen Erhebungen jeweils per E-Mail angeschrieben und gebeten, an der Datenerhebung teilzunehmen. Die Feldphase fand im August 2016 (Welle 1) und März/April 2017 (Welle 2) statt. Der Anteil der weiblichen Studierenden lag in Welle 1 bei 50% und in Welle 2 bei 54%. Das Durchschnittsalter der dual Studierenden wies in der ersten Welle $M = 22.4$ Jahre ($SD = 2.95$) und in der zweiten Welle $M = 21.4$ Jahre ($SD = 2.98$) auf. Die Teilnahme an der Befragung war freiwillig. Nach der Feldphase wurde jeweils jedem fünfzigsten Studierenden ein Incentive in Form eines Einkaufsgutscheins ausgehändigt.

3.2 Instrument

Das Instrument zur Abbruchneigung umfasst insgesamt 8 Items (Deuer & Wild 2017). Anhand von vier Items ist die studiengangbezogene Abbruchneigung operationalisiert, vier weitere Fragen beziehen sich auf die ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung. Die Studierenden waren aufgefordert sich auf einer 4 bzw. 5-Punkte Skala einzuordnen (vgl. Anhang A). Der standardisierte Gesamtscore der Skalen besitzt Merkmalsausprägungen zwischen 1 ($\hat{=}$ günstige Aussage, die nicht auf eine Abbruchneigung hindeutet) und 4 ($\hat{=}$ kritische Aussage im Sinne einer vorliegenden Abbruchneigung).

3.3 Statistische Analyse

In dieser Studie wurden Analysestrategien gewählt, die der Datenstruktur gerecht wurden. Abgesehen von den grundlegenden Item- und Skalenanalysen anhand des Statistikprogramms SPSS wurden zur Überprüfung der faktoriellen Validität eine konfirmatorische Faktorenanalyse

(CFA) sowie Messinvarianzprüfungen mit dem Paket „lavaan“ aus der Software R durchgeführt.

Um zu vergleichen, ob die Qualität der Messinstrumente zwischen den beiden Panelwellen einheitlich ist, wurden Messinvarianzprüfungen auf der Basis von „Multiple Group Confirmatory Factor Analyses“ vorgenommen (Weiber & Mühlhaus 2014, S. 285). Hierbei stellt sich beispielsweise die Frage, ob die Items „Wie zufrieden sind Sie alles in allem mit Ihrem jetzigen Studiengang?“ bzw. „Wie zufrieden sind Sie alles in allem mit Ihrer Ausbildungsstätte?“ in Welle 1 mit den Items „Waren Sie alles in allem mit Ihrem jetzigen Studiengang zufrieden?“ bzw. „Waren Sie alles in allem mit Ihrer Ausbildungsstätte zufrieden?“ in Welle 2 als qualitativ gleichwertige Messungen anzusehen sind. Wir überprüften in diesem Kontext die metrische Invarianz (Gleichheit der Faktorladungen) und die skalare Invarianz (Gleichheit der Intercepts) zwischen den beiden Panelwellen basierend auf der konfigurationalen Invarianz (Gleichheit über die Struktur der Faktorladungsmatrizen). Da dieses Verfahren eine unabhängige Stichprobe voraussetzt (Deng & Yuan 2015) wiesen wir den zweifachen Befragungsteilnehmer*innen einen Erhebungszeitpunkt per Zufall zu. Als Schätzmethode wurde das Maximum-Likelihood-Verfahren gewählt. Zur Beurteilung von äquivalenten Faktorstrukturen, Itemladungen sowie der Itemintercepts zwischen den zwei Panelwellen wurden die Veränderungen des CFI (Comparative Fit Index) als Kriterium herangezogen (Vandenberg & Lance, 2000). Basierend auf den Richtlinien von Chen (2007) gelten Veränderungen des CFIs von $\leq .01$ zum vorher berechneten Modell als Anhaltspunkt, die Invarianzhypothese nicht zurückzuweisen. Hierbei gilt es zu beachten, dass es bei ungleichen Stichprobengrößen zwischen den Gruppen dazu kommen kann, dass die Invarianzhypothese aufrechterhalten wird, obwohl in der Realität keine Messäquivalenz vorliegt (Chen 2007). In Anlehnung an Weiber & Mühlhaus (2014, S. 222) können die nachstehenden Gütekriterien für den Modellfit herangezogen werden: Root Mean Square Error of Approximation (RMSE; zufriedenstellender Fit $\leq .08$), Standardized Root Mean Square Residual (SRMSE; zufriedenstellender Fit $\leq .10$), Comparative Fit Index (CFI; zufriedenstellender Fit $> .90$) und Tucker-Lewis-Index (TLI; zufriedenstellender Fit $> .90$).

Die faktorielle Validität überprüften wir anhand einer Konfirmatorischen Faktorenanalyse (CFA). Hierbei wird den

Daten bereits eine Datenstruktur unterstellt und das Ziel der Analyse ist es, diese vorgegebene Struktur zu überprüfen. Somit ist die Anzahl als auch die Zuordnung der einzelnen Variablen zu den Faktoren bereits im Vorfeld vorzunehmen (Weiber & Mühlhaus 2014, S. 143 ff.).

Die diagnostische Validität überprüften wir anhand einer ROC (receiver-operating characteristic)-Analyse (Goldhammer & Hartig 2012, S. 183) mit SPSS und dem Paket „pROC“ in R. Diese Verfahren ermöglichen es, für einzelne Schwellenwerte die Gütekriterien Sensitivität und Spezifität zu berechnen. Hierbei wird auf Basis jeden möglichen Schwellenwerts der jeweilige Anteil „richtig positiver Ergebnisse“ (Sensitivität, also die korrekte Prognose eines Studienabbruchs) gegen den Anteil falsch positiver Ergebnisse (1-Spezifität, also die fälschliche Prognose eines Studienabbruchs) in einer Grafik aufgetragen (vgl. Tabelle 1).¹ Der optimale Schwellenwert ist der Cut-Off-Score mit dem größten Normalabstand zur Diagonale des Diagramms. Die Fläche unterhalb der ROC-Kurve wird als ein Maß für die diagnostische Güte eines Testinstrumentes herangezogen (AUC = „area under the ROC curve“). Dieser Wert liegt zwischen 0 und 1. Wenn die ROC-Kurve einen AUC von 1 annimmt, dann gilt das diagnostische Verfahren als optimal. Das bedeutet, dass es nur richtig negative oder richtig positive Beobachtungen gibt. Die ROC-Kurve geht in diesem Fall durch die linke obere Ecke des ROC-Diagramms. Ein Testverfahren oder Erhebungsinstrument ohne diagnostischen Wert würde dagegen einer 45°-Diagonale als ROC-Kurve mit einer Fläche unter der ROC-Kurve von 0.5 entsprechen.

Testergebnis	Zustand in der Realität	
	kein Studienabbruch	Studienabbruch
Instrument zeigt keinen Studienabbruch an (negativ)	Spezifität (richtig negativ)	(falsch negativ)
Instrument zeigt einen Studienabbruch an (positiv)	(falsch positiv)	Sensitivität (richtig positiv)

Tabelle 1: Diagnostische Testergebnisse und Realität

¹ Spezifität ist die korrekte Prognose keines Studienabbruchs.

4 ERGEBNISSE

4.1 Itemstatistiken

In Tabelle 2 sind die Itemstatistiken der erprobten Erhebungsinstrumente aufgeführt. Die Skala Abbruchneigung umfasst die Items S1_t1 bis A4_t1 (8 Items) für Panelwelle 1 und die Items S1_t2 bis A4_t2 (8 Items) für Panelwelle 2. Die studiengangbezogene Abbruchneigung integriert die Items S1_t1 bis S4_t1 für Panelwelle 1 bzw. S1_t2 bis S4_t2 für Panelwelle 2. Die Skala ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung umfasst die Items A1_t1 bis A4_t1 für Panel-

welle 1 bzw. A1_t2 bis A4_t2 für Panelwelle 2. Die Items der Skalen weisen mittelmäßige bis hohe Trennschärfen von $r_{it} > .39$ auf. Nach Bortz & Döring 2006 (S. 220) ist dies als mittelmäßig zu bewerten. Um mögliche Abweichungen von der Normalverteilung zu überprüfen, wurde die Schiefe und Kurtosis berechnet. Die Ergebnisse zeigen, dass die Items zur akuten Wechselabsicht (S4 und A4) substantiell verteilungsauffällig sind. Dies kann beispielsweise an der hohen Schiefe über 12.39 bzw. einer Kurtosis über 4.75 dieser Items festgemacht werden. Ebenfalls zeigt sich dies an den

Item		<i>M</i>	<i>SD</i>	<i>Schiefe</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>r_{it}</i> Subskala	<i>r_{it}</i> Abbruchneigung
studiengangbezogene Abbruchneigung Subskala / Abbruchneigung							
S1_t1*	Zufriedenheit	2.04	.70	.81	.68	.62	.39
S2_t1**	Wiederwahlabsicht	1.80	.91	.98	.09	.71	.47
S3_t1	latente Wechselabsicht	1.74	1.01	1.13	-.05	.70	.49
S4_t1	akute Wechselabsicht	1.25	.62	2.86	8.39	.54	.56
ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung Subskala / Abbruchneigung							
A1_t1*	Zufriedenheit	1.89	.84	.87	.05	.74	.56
A2_t1**	Wiederwahlabsicht	1.83	1.00	.93	-.33	.75	.47
A3_t1	latente Wechselabsicht	1.78	1.07	1.09	-.27	.70	.55
A4_t1	akute Wechselabsicht	1.34	.78	2.39	4.75	.58	.49
studiengangbezogene Abbruchneigung Subskala / Abbruchneigung							
S1_t2**	Zufriedenheit	1.78	.75	.81	.45	.60	.49
S2_t2**	Wiederwahlabsicht	1.75	.88	1.04	.29	.70	.49
S3_t2	latente Wechselabsicht	1.70	.98	1.21	.21	.71	.50
S4_t2	akute Wechselabsicht	1.24	.60	2.86	8.54	.58	.47
ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung Subskala / Abbruchneigung							
A1_t2**	Zufriedenheit	1.66	.83	1.14	.59	.75	.59
A2_t2**	Wiederwahlabsicht	1.79	.97	.99	-.16	.74	.59
A3_t2	latente Wechselabsicht	1.72	1.06	1.18	-.06	.71	.56
A4_t2	akute Wechselabsicht	1.30	.73	2.58	5.93	.60	.52

Anmerkung: * = Item recodiert und auf eine 4er Skala transformiert; ** = Item recodiert; Merkmalsausprägungen befinden sich zwischen den Ausprägungen 1 (≙ günstige Aussage, die nicht auf eine Abbruchneigung hindeutet) und 4 (≙ kritische Aussage im Sinne einer vorliegenden Abbruchneigung); Originalitems siehe Anhang A; N pro Item zwischen 3934 und 4363

Tabelle 2: Itemformulierung und Itemkennwerte in den beiden Panelwellen

Mittelwerten ($M < 1.24$) dieser Items, die für die psychometrische Itemschwierigkeit herangezogen werden können. Auf Grundlage dieser Befunde scheinen für diese Items Boden-/Deckeneffekte vorzuliegen. Folglich sollten diese Items für zukünftige Einsätze hinterfragt werden.

4.2 Reliabilitäten

Die Reliabilitätschätzung wurde aufgrund der nicht identischen Items in beiden Stichproben sowohl separat als auch gemeinsam für die Skalen durchgeführt. Hierfür verwendeten wir für die Homogenitätsanalyse das Maß der internen Konsistenz (Cronbachs α). Zusätzlich berechneten wir die Retestreliabilität (r_{tt}), d. h. den Aspekt der Zuverlässigkeit der Messung über die Zeit.

Tabelle 3 zeigt die berechneten Koeffizienten. In Anlehnung an Rammstedt (2010, S. 249) gelten Reliabilitätswerte ab .80 als gut und bis .70 als befriedigend. Die Reliabilitätswerte für den Koeffizient Cronbachs α liegen für alle 3 Skalen zwischen $\alpha = .79$ und $\alpha = .85$. Die berechnete Retest-Reliabilität zwischen Panelwelle 1 und Panelwelle 2 weist Werte zwischen $r_{tt} = .70$ und $r_{tt} = .72$ auf. Die aufgeführten Ergebnisse können dahingehend interpretiert werden, dass die Reliabilität als ordentlich eingestuft werden kann.

Skala	Cronbachs α			r_{tt}
	Welle 1	Welle 2	Gesamt	
studiengangbezogene Abbruchneigung	.81	.82	.81	.70
ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung	.85	.85	.85	.71
Abbruchneigung (Gesamtscore)	.79	.81	.80	.72

Tabelle 3: Reliabilitätswerte

4.3 Messinvarianzprüfung

Die Messinvarianzprüfung basiert auf den in Kapitel 4.1 dargelegten Faktorstrukturen. Es wurden keine Modellspezifikationen, wie das Freisetzen bzw. Fixieren von Parametern, verwendet.

Insgesamt wurden Messinvarianzprüfungen für zwei Faktormodelle (Ein- und Zweifaktoralösungen) durchgeführt. Getestet wurde die Äquivalenz der Messmodelle zu den beiden Messzeitpunkten der Panelwellen. Dies war nötig, da die Items und Merkmalsausprägungen verändert wurden. Die Ergebnisse der Messinvarianzprüfungen sind in Tabelle 4 aufgeführt.

Das Einfaktorenmodell Studienabbruchneigung (8 Items) zeigt inakzeptable Passungen der empirischen Daten auf das Modell (CFI zwischen .43 und .54 bzw. TLI zwischen .34 und .41 sowie RMSEA um .30). Die Veränderungen der CFIs zwischen konfigurationaler Invarianz, metrischer Invarianz und skalarer Invarianz erreichten die Werte Δ CFI = .02 und Δ CFI = .09. Die geforderten Differenzen für eine Invarianz fielen somit größer als der Richtwert von CFI $\leq .01$ aus (vgl. Kapitel 3.3). Offensichtlich ist hier die metrische (gleiche Faktorladungen zwischen den zwei Messzeitpunkten) und skalare Invarianz (gleiche Intercepts zwischen den zwei Messzeitpunkten) nicht gegeben.

Die Überprüfung des Zweifaktorenmodells mit den Skalen studiengangbezogene Abbruchneigung und ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung (mit jeweils 4 Items) zeigt im Vergleich zu dem im vorherigen Absatz diskutierten Modell eine adäquatere Modellgüte (CFI zwischen .85 und .88 bzw. TLI zwischen .82 und .84 sowie RMSEA zwischen .15 und .16). Die Veränderung des CFIs zwischen konfigurationaler Invarianz und metrischer Invarianz war CFI = $<.001$. Metrische Invarianz (gleiche Faktorladungen zwischen Panelwelle 1 und Panelwelle 2) scheint hier zu bestehen. Dagegen scheint die skalare Invarianz aufgrund der Veränderung des CFIs von .03 zwischen metrischer Invarianz und skalarer Invarianz nicht gegeben zu sein. Die Intercepts zeigen zwischen den beiden Panelwellen zu große Differenzen auf.

Die Messinvarianzprüfung zeigt auf, dass das Zweifaktorenmodell eine diskutabile Modellgüte aufweist und eine metrische Invarianz vorliegt. Auf Grundlage dieser Befunde verwenden wir in den weiteren Analysen das Zweifaktorenmodell und fassen die beiden Messzeitpunkte zusammen. Im nächsten Schritt überprüfen wir die faktorielle Validität.

4.4 Faktorielle Validität

In Abbildung 1 ist das Ergebnis des berechneten konfir-

		<i>df</i>	CFI	TLI	RMSEA	Δ CFI
Studienabbruchneigung (Einfaktorenmodell der 8 Items)						
Konfigurale Invarianz	11716	40	.54	.36	.29	-
Metrische Invarianz	14221	47	.45	.34	.30	.09
Skalare Invarianz	14632	54	.43	.41	.28	.02
Studiengangbezogene Abbruchneigung und ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung (Zweifaktorenmodell mit jeweils 4 Items)						
Konfigurale Invarianz	3202	38	.88	.82	.16	-
Metrische Invarianz	3244	44	.88	.84	.15	<.001
Skalare Invarianz	3830	50	.85	.83	.15	.03

Anmerkung: CFI = Comparative Fit Index; TLI = Tucker-Lewis-Index; RMSEA = Root Mean Square Error of Approximation

Tabelle 4: Ergebnisse der Prüfung zweier Invarianzmodelle für die Studienabbruchneigung zwischen den zwei Panelwellen ($N_{\text{Panelwelle 1}} = 3608$; $N_{\text{Panelwelle 2}} = 3295$; $N_{\text{Gesamt}} = 6903$)

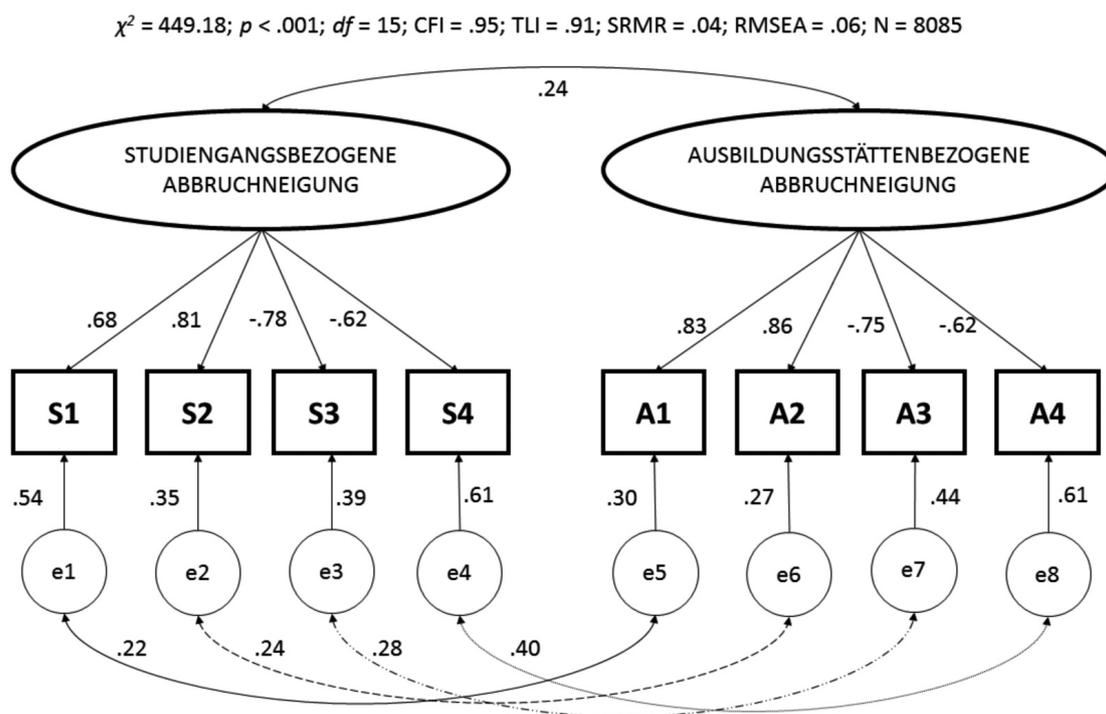


Abbildung 1: Konfirmatorische Faktorenanalyse der Studienabbruchsneigung (standardisierte Zweifaktorenlösung)

matorischen Faktorenmodells dargestellt. In dem geschätzten Modell (WLSMV-Methode) ließen wir vier Fehlerkorrelationen zu, da der Itemtext fast äquivalent war. Das theoretisch spezifizierte Modell zeigt, dass die empirischen Daten angemessen beschrieben werden konnten. Die Modellfits sind als gut zu interpretieren ($\chi^2 = 449.18$; $p < .001$; $df = 15$; CFI = .95; TLI = .91; SRME = .04; RMSEA = .06). Die Höhe der standardisierten Faktorladungen kann als ordentlich interpretiert werden, da die Werte zwischen $\lambda = .62$ und $\lambda = .86$ lagen. Die Interkorrelation der latenten Variablen zeigte einen Wert von $\Psi = .24$ auf. Da die geforderte Grenze von .80 nach Brown (2006, S. 32) nicht überschritten wird, weist das Modell auf keine mangelnde diskriminante Validität hin. Als problematisch erweisen sich auch hier die Items zur akuten Abbruchneigung (S4 und A4). Dies zeigen die Residuen von $\varepsilon = .61$, die bereits aufgrund ihres vermuteten Decken- bzw. Bodeneffekts in Kapitel 4.1 auffielen.

4.5 Diagnostische Güte und Validität

Im nächsten Schritt ging es darum, wie die zwei Skalen „studiengangbezogene Abbruchneigung“ und „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ einen tatsächlichen Studienabbruch vorhersagen können. Die nachstehenden Daten zum tatsächlichen Studienabbruch basieren auf der hochschulinternen Verwaltungsdatenbank DUALIS (Stand: 20.02.2018). Der verwendete Datensatz enthielt 341 Messungen von Studienabbrecher*innen und 11194 von Nicht-Abbrecher*innen. Die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ zeigt hierbei zwischen tatsächlichen Studienabbrecher*innen ($M = 2.44$; $SD = .96$) und Nicht-Abbrecher*innen ($M = 1.64$; $SD = .64$) einen signifikanten Unterschied mit starkem Effekt [$t(8360) = 18.02$, $p < .001$, $d = 0.98$]. Die Analyse der Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ weist zwischen tatsächlichen Studienabbrecher*innen ($M = 1.94$; $SD = 1.01$) und Nicht-Abbrecher*innen ($M = 1.66$; $SD = .75$) ebenfalls einen signifikanten Unterschied mit kleinem Effekt auf [$t(8353) = 5.48$, $p < .001$, $d = .31$]. Die Ergebnisse scheinen bereits anzudeuten, dass die Messungen der Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ zwischen tatsächlichen Studienabbrecher*innen und Nicht-Abbrecher*innen gut separierten.

Die Dichteplots (Anhang B) zeigen ebenfalls auf, dass sich die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ zur Vor-

hersage von Studienabbrüchen besser eignet als die Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“. Dies kann daran festgemacht werden, dass sich die Datenpunkte für die Gruppe der tatsächlichen Studienabbrecher*innen in Abbildung B-1 auf dem Pol „kritische Aussage im Sinne einer Abbruchneigung“ (Merkmalsausprägung 4) verdichten. Auf dem Pol „günstige Aussage, die nicht auf eine Abbruchneigung hindeutet“ (Merkmalsausprägung 1) verdichten sich dagegen die Datenpunkte der Nicht-Abbrecher*innen. Die Dichtekurven der Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ zeigen dagegen andere Verläufe. Abbildung B-2 zeigt, dass sich die Datenpunkte der Kurven der tatsächlichen Studienabbrecher*innen und der Nicht-Abbrecher*innen im Pol „günstige Aussage, die nicht auf eine Abbruchneigung hindeutet“ am dichtesten verteilen.

Die durchgeführte ROC-Analyse (Abbildung 2) weist eine geringe Fläche für die „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ (ockerfarbige Linie) von $AUC = .55$ auf. Die Diagonale bzw. Bezugslinie (rote Linie) wird von dieser Skala sogar teilweise unterschritten. Dagegen weist die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ (blaue Linie) eine

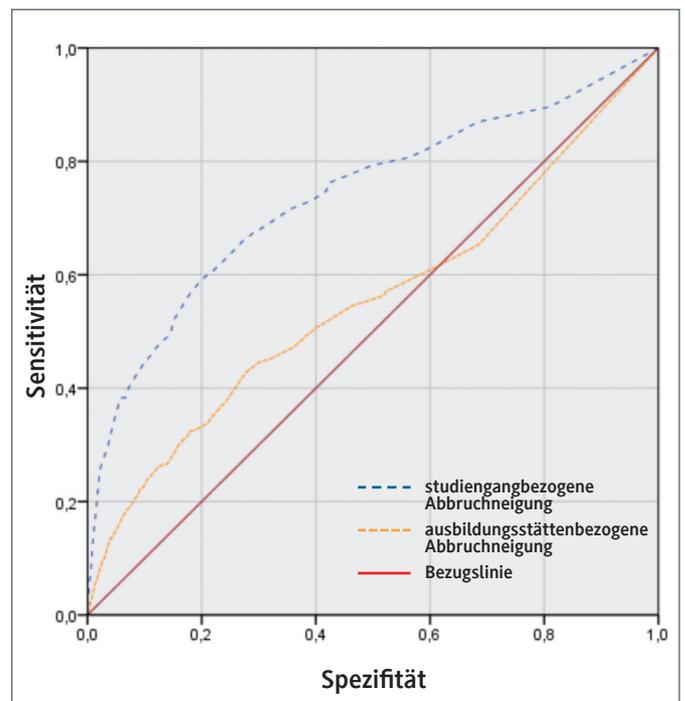


Abbildung 2: Diagnostische Güte der Skalen „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ und „studiengangbezogene Abbruchneigung“ basierend auf einer ROC-Analyse ($n = 8353$)

große Fläche von AUC = .74 auf. Der optimal berechnete Schwellenwert (Cut-off Score) für die Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ lag bei 1.96. Die Sensitivität lag hier bei .43 und die Spezifität besitzt den Wert .72. Der Schwellenwert (Cut-off Score) der studien-gangbezogenen Abbruchneigung liegt bei 2.10 und weist eine Sensitivität von .60 sowie eine Spezifität von .79 auf. Dieses Ergebnis deutet weiter darauf hin, dass die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ gegenüber der Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ eine bessere Aussagekraft aufweist.

Im Hinblick auf die Aussagekraft des berechneten optimalen Schwellenwertes der Skalen setzten wir diesen in Beziehung zu den tatsächlichen Studienabbrüchen. Die Tabellen 5 und 6 zeigen die Ergebnisse der Analyse. Durch die Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ konnten 72% der Nicht-Abbrecher*innen sowie 43% der Abbrecher*innen korrekt identifiziert werden. Die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ weist demgegenüber eine verbesserte diagnostische Güte auf, hier konnten 79% der Nicht-Abbrecher*innen sowie 59% der Abbrecher*innen korrekt identifiziert werden.

Testergebnis	Zustand in der Realität	
	kein Studienabbruch	Studienabbruch
Instrument zeigt keinen Studienabbruch an (Skalenwert < 1.96)	5875	127
Instrument zeigt einen Studienabbruch an (Skalenwert ≥ 1.96)	2256	95

Anmerkung: Insgesamt wurden 8353 Messungen durchgeführt. Der Schwellenwert beträgt 1.96. In der Tabelle sind absolute Häufigkeiten abgebildet.

Tabelle 5: Diagnostisches Testergebnis für die Skala „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“

Testergebnis	Zustand in der Realität	
	kein Studienabbruch	Studienabbruch
Instrument zeigt keinen Studienabbruch an (Skalenwert < 2.10)	6436	89
Instrument zeigt einen Studienabbruch an (Skalenwert ≥ 2.10)	1695	133

Anmerkung: Insgesamt wurden 8353 Messungen durchgeführt. Der Schwellenwert beträgt 2.10. In der Tabelle sind absolute Häufigkeiten abgebildet.

Tabelle 6: Diagnostisches Testergebnis für die „studiengangbezogene Abbruchneigung“

5 DISKUSSION

Ziel des vorliegenden Beitrags war es, das Messinstrument von Deuer & Wild (2017) weiterzuentwickeln, indem eine Instrumentenvalidierung vorgenommen wurde. Zentrale Stärke des hier vorgelegten Instruments ist es, dass die entwickelten Skalen den tatsächlichen Studienabbrüchen gegenübergestellt werden konnten.

Die Auswertungen zeigen, dass Messungen auf Grundlage des Zweifaktorenmodells auf einer statistisch abgesicherten Grundlage stehen. Die zwei Skalen „ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung“ und „studiengangbezogene Abbruchneigung“ weisen akzeptable Reliabilitäten und eine faktorielle Validität auf. Des Weiteren kann aufgrund der passablen Messinvarianzprüfung davon ausgegangen werden, dass die auf unterschiedliche Weise erhobenen Items zu beiden Messzeitpunkten nahezu äquivalente Messungen im Zweifaktorenmodell hervorbringen. Die durchgeführten ROC-Analysen zeigen zudem auf, dass sich die Skala „studiengangbezogene Abbruchneigung“ relativ gut für eine Vorhersage von Studienabbrüchen heranziehen lässt. Der in diesem Kontext berechnete Schwellenwert (Cut-off Score) von 2.10 kann so interpretiert werden, dass dieser Wert Studienabbrecher*innen und Nicht-Studienabbrecher*innen am besten trennt.

Gleichwohl offenbart diese Studie auch einige Limitationen. So weisen die Items zur akuten Wechselabsicht (sowohl bezogen auf den Studiengang als auch die Ausbildungsstätte) Boden-/Deckeneffekte auf und zukünftige Studien sollten dies berücksichtigen. Leider konnten in die von uns getätigten Berechnungen lediglich 341 Messungen von tatsächlichen Studienabbrecher*innen integriert werden. Dies liegt einerseits daran, dass die Teilnahme an der Panelstudie freiwillig ist und davon ausgegangen werden kann, dass insbesondere Studierende, die bereits zu einem Abbruch tendieren, an derartigen Befragungen an der eigenen Hochschule unterproportional partizipieren. Hinzu kommt, dass selbst Befragungen im ersten Studienjahr für viele Studienabbrüche zu spät kommen, da diese Abbrüche bereits erfolgt sind. Da in beiden Wellen jeweils Vollerhebungen aller Studienjahrgänge und nicht nur Studierende des ersten Studienjahres zugrunde lagen, waren die meisten Abbrüche bereits erfolgt. Künftige Studien und Auswertungen müssen sich daher verstärkt auf solche Kohorten beziehen, die bereits in einer frühen Studienphase erreicht werden konnten. Andererseits haben viele der hier betrach-

teten Studierenden ihr Studium noch nicht beendet. Es können demnach noch weitere Abbrüche erfolgen, was die Datenbasis der tatsächlich realisierten Abbrüche vergrößern und belastbarere Aussagen ermöglichen wird.

Auch wenn die genannten Limitationen auf offene Fragestellungen verweisen, belegen die Ergebnisse, dass hier ein Erhebungsinstrument kreiert werden konnte, welches dem relativ hohen Anspruch gerecht werden konnte, drohende Studienabbrüche zu identifizieren. Zukünftige Längsschnittuntersuchungen können auf das hier kreierte Instrument zurückgreifen, da trotz der veränderten Items und Merkmalsausprägungen von Welle 1 zu Welle 2 nahezu identische Messungen durchgeführt werden konnten.

QUELLENANGABE

- Bean, J. P., & Metzner, B. S. (1985). A Conceptual Model of Nontraditional Undergraduate Student Attrition. *Review of Educational Research*, 55 (4), S. 485 – 540.
- Blüthmann, I., Thiel, F., & Wolfgram, C. (2011). Abbruchtendenzen in den Bachelorstudiengängen. Individuelle Schwierigkeiten oder mangelnde Studienbedingungen. *Die Hochschule*, 20 (1), S. 110 – 126.
- Bortz, J., & Döring, N. (2006). *Forschungsmethoden und Evaluation für Human- und Sozialwissenschaftler* (4. Auflage). Heidelberg: Springer.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.
- Bundesinstitut für Berufsbildung (2017). *AusbildungPlus. Duales Studium in Zahlen 2016. Trends und Analysen*. Bielefeld: W. Bertelsmann Verlag.
- Burger, R., & Groß, M. (2016). Gerechtigkeit und Studienabbruch. Die Rolle der wahrgenommenen Fairness von Benotungsverfahren bei der Entstehung von Abbruchintentionen. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 19 (3), S. 625 – 647.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indices to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), S. 464 – 504.
- Deng, L., & Yuan, K.-H. (2015). Multiple-Group Analysis for Structural Equation Modeling With Dependent Samples. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22 (4), S. 552 – 567.
- Deuer, E., & Wild, S. (2017). *Die Messung der Abbruchneigung im Rahmen der ersten Erhebungswelle des DHBW-Studierendenpanels – Begründung und Entwicklung eines Instruments zur Früherkennung von Studienabbrüchen*. Forschungsbericht 2/2017. Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.
- Deuer, E. (2006). *Früherkennung von Ausbildungsabbrüchen: Ergebnisse einer empirischen Untersuchung im baden-württembergischen Einzelhandel*. Dissertation, Universität Mannheim.
- Deuer, E., & Träger, M. (2015). Duale Studiengänge eröffnen neue Potenziale für die betriebliche Personalarbeit. In T. Brüggemann & E. Deuer (Hrsg.), *Berufsorientierung aus Unternehmenssicht. Fachkräfterekrutierung am Übergang Schule – Beruf* (S. 187 – 198). Bielefeld: wbv.
- Deuer, E., Wild, S., Schäfer-Walkmann, S., Heide, K., & Walkmann, R. (2017). *Die Panelstudie „Studienverlauf – Weichenstellungen, Erfolgskriterien und Hürden im Verlauf des Studiums an der DHBW“*. Gesamtbetrachtung, Notwendigkeit und Potenziale. Forschungsbericht 1/2017. Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.
- DHBW (2015). *Qualitätsbericht der DHBW. Qualität in Studium & Lehre 2015. Ergebnisse aus der Evaluation 2015 für die Bachelor-Studiengänge der DHBW*. Duale Hochschule Baden-Württemberg: Stuttgart.
- Euler, D. (2013). *Das duale System in Deutschland – Vorbild für einen Transfer ins Ausland?* Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
- Frey, A., & Terhart, P. (2010). Wie man Ausbildungsabbrüche vermeiden kann. Problembeschreibung und Möglichkeiten der Prävention. *Blätter der Wohlfahrtspflege*, 157 (3), S. 109 – 112.
- Georg, W. (2008). Individuelle und institutionelle Faktoren der Bereitschaft zum Studienabbruch: eine Mehrebenenanalyse mit Daten des Konstanzer Studierendensurveys. *Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation*; 28 (2), S. 191 – 206.
- Goldhammer, F., & Hartig, J. (2012). Interpretation von Testresultaten und Testeichung. In H. Moosbrugger & A. Kelava (Hrsg.), *Testtheorie und Fragebogenkonstruktion* (2. Auflage, S. 172 – 201). Berlin und Heidelberg: Springer.
- Gronostaj, P. (2015). Karriere im zweiten Anlauf. SWITCH – Die Full-Service-Agentur für Studienabbrecher*innen. *Qualität in der Wissenschaft*, 9 (3/4), 124–III.
- Heublein, U., & Wolter, A. (2011). Studienabbruch in Deutschland - Definition, Häufigkeit, Ursachen, Maßnahmen. *Zeitschrift für Pädagogik*, 57 (2), S. 214 – 236.

Heublein, U., Richter, J., Schmelzer, R., & Sommer, D. (2014). *Die Entwicklung der Studienabbruchquoten an den deutschen Hochschulen Statistische Berechnungen auf der Basis des Absolventenjahrgangs 2012*. Forum Hochschule 4 | 2014. http://www.dzhw.eu/pdf/pub_fh-201404.pdf. Zugegriffen: 26.07.2017.

Klein, D. & Stocké, V. (2016). Studienabbruch als Evaluationskriterium und Steuerungsinstrument der Qualitätssicherung im Hochschulbereich. Großmann, D. & Wolbring, T. (Hrsg.), *Evaluation von Studium und Lehre* (S. 323 – 366). Wiesbaden: Springer.

Konegen-Grenier, C. (2017). Handlungsempfehlungen für die Hochschule der Zukunft. *IW-Report 26/2017*. Köln: Institut der deutschen Wirtschaft.

Landesregierung Nordrhein-Westfalen (2015). Ministerin Schulze: NRW belohnt Hochschulen für erfolgreichen Abschluss. Studienerfolg im Fokus: 80-Millionen-Sonderprogramm und ein neues Prämienmodell für Hochschulen. Online unter: <https://www.land.nrw/de/pressemitteilung/ministerin-schulze-nrw-belohnt-hochschulen-fuer-erfolgreichen-abschluss>, zuletzt abgerufen am 27.11.2017

Meyer-Guckel, V., & Jorzik, B. (2015). Studienerfolg – Schlaglichter auf einen blinden Fleck der Exzellenzdebatte. In C. Berthold, B. Jorzik, & V. Meyer-Guckel (Hrsg.), *Handbuch Studienerfolg. Strategien und Maßnahmen: Wie Hochschulen Studierende erfolgreich zum Abschluss führen* (S. 6 – 12). Essen: Stifterverband.

Pohlentz, P., Tinsner, K., & Seyfried, M. (2007). *Studienabbruch: Ursachen, Probleme, Begründungen*. Saarbrücken: Verlag Dr. Müller.

Rammsedt, B. (2010). Reliabilität, Validität, Objektivität. Wolf, C., & Best, H. (Hrsg.). *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse* (S. 239 – 258). Wiesbaden: VS Verlag

Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (2017). *Studierende an baden-württembergischen Hochschulen im Wintersemester 2016/17. Artikel-Nr. 3234 17001*. Stuttgart: Statistisches Landesamt Baden-Württemberg.

Thoma, O., & Wedel, K. (2016). *Vorzeitig gelöste Ausbildungsverträge in der dualen Ausbildung in Baden-Württemberg im Jahr 2014*. Nürnberg: IAB-Regional. Berichte und Analysen aus dem Regionalen Forschungsnetz.

Tinto, V. (1994). *Leaving College: Rethinking the Causes and Cures of Student Attrition* (2. Auflage). University of Chicago Press: Chicago.

Uhly, A. (2015). *Vorzeitige Vertragslösungen und Ausbildungsverlauf in der dualen Berufsausbildung. Forschungsstand, Datenlage und Analysemöglichkeiten auf Basis der Berufsbildungsstatistik*. Bonn: Bundesinstitut für Berufsbildung.

Vandenberg, R. J. & Lance, C. E. (2000). A Review and synthesis of the measurement invariance literature: Suggestions, practices and recommendations for organizational research. *Organizational Research Methods* 3 (1), S. 4 – 69.

Weiber, R., & Mühlhaus, D. (2014). *Strukturgleichungsmodellierung* (2. Auflage). Berlin und Heidelberg: Springer.

Weiß, R. (2016). Duale Studiengänge – Verzahnung beruflicher und akademischer Bildung. In U. Faßhauer & E. Severing (Hrsg.). *Verzahnung beruflicher und akademischer Bildung* (S. 21 – 38). Bielefeld: Bertelsmann Verlag.

Wenzig, K. (2013). *Startkohorte 5: Studierende (SC5) SUF-Version 3.0.0 Data Manual [Supplement]: Codebook(de), National Educational Panel Study (NEPS)*. Bamberg: Universität Bamberg, Nationales Bildungspanel (NEPS).

ANHANG A – ITEMS DES ERHEBUNGSINSTRUMENTS ABRUCHNEIGUNG

Tabelle A-1: studiengangbezogene Abbruchneigung I (Panelwelle 1)

	N	sehr unzufrieden			sehr zufrieden	
Wie zufrieden sind Sie alles in allem mit Ihrem jetzigen Studiengang?	4377	169	314	1150	2174	570

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

Tabelle A-2: studiengangbezogene Abbruchneigung II (Panelwelle 1)

	N	ja	eher ja	eher nein	nein
Würden Sie Ihren jetzigen Studiengang wiederwählen?	4347	2021	1496	526	304
Haben Sie schon einmal daran gedacht, Ihren Studiengang zu wechseln?	4368	438	498	916	2516
Denken Sie aktuell daran, Ihren Studiengang zu wechseln?	4350	104	106	562	3578

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

Tabelle A-3: ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung I (Panelwelle 1)

	N	sehr unzufrieden			sehr zufrieden	
Wie zufrieden sind Sie alles in allem mit Ihrer Ausbildungsstätte?	4366	225	390	732	1651	1368

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

Tabelle A-4: ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung II (Panelwelle 1)

	N	ja	eher ja	eher nein	nein
Würden Sie Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle wiederwählen?	4343	2171	1160	589	423
Haben Sie schon einmal daran gedacht, Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle zu wechseln?	4370	584	414	817	2555
Denken Sie aktuell daran, Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle zu wechseln?	4352	215	177	486	3474

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

Tabelle A-5: studiengangbezogene Abbruchneigung (Panelwelle 2)

	N	ja	eher ja	eher nein	nein
Waren Sie alles in allem mit Ihrem jetzigen Studiengang zufrieden?	3957	1541	1872	427	117
Würden Sie Ihren jetzigen Studiengang wiederwählen?	3935	1903	1351	443	238
Haben Sie schon einmal daran gedacht, Ihren Studiengang zu wechseln?	3956	357	421	844	2334
Denken Sie aktuell daran, Ihren Studiengang zu wechseln?	3940	84	95	523	3238

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

Tabelle A-6: ausbildungsstättenbezogene Abbruchneigung (Panelwelle 2)

	N	ja	eher ja	eher nein	nein
Waren Sie alles in allem mit Ihrer Ausbildungsstätte zufrieden?	3950	2092	1270	421	167
Würden Sie Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle wiederwählen?	3934	2017	1061	523	333
Haben Sie schon einmal daran gedacht, Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle zu wechseln?	3954	492	355	697	2410
Denken Sie aktuell daran, Ihre Ausbildungsstätte/Praxisstelle zu wechseln?	3938	162	138	437	3201

Anmerkung: Tabelle zeigt absolute Häufigkeiten

ANHANG B – DICHTEPLIT DER SKALEN NACH STUDIENABBRECHERTYPEN

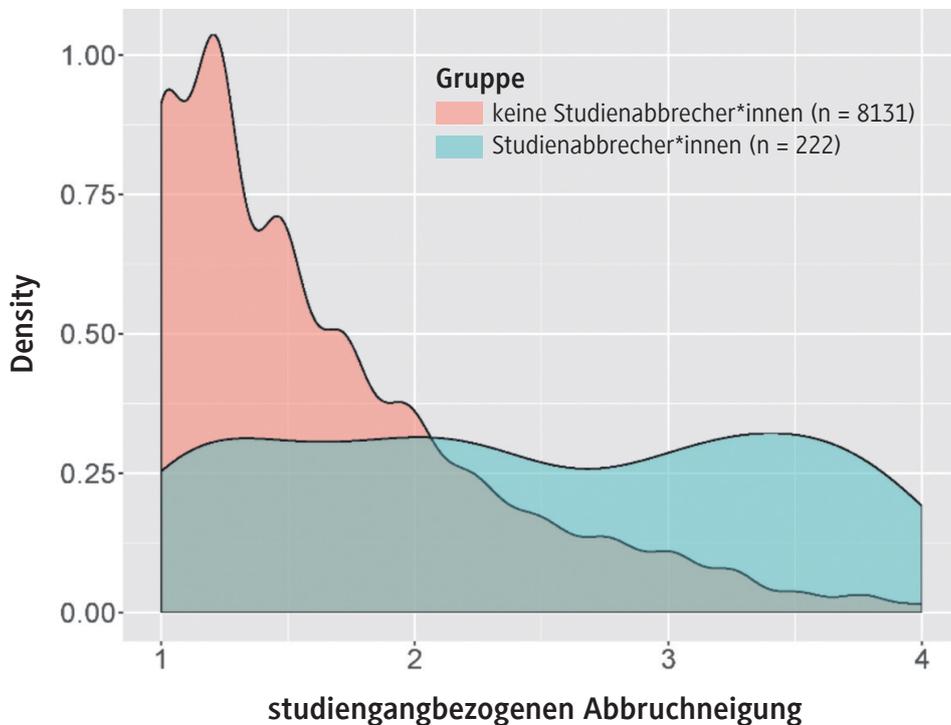


Abbildung B-1:
Dichteplot der studiengang-
bezogenen Abbruchneigung
(1 = „günstige Aussage, die nicht
auf eine Abbruchneigung hindeu-
tet“ bis 4 = „kritische Aussage im
Sinne einer Abbruchneigung“)
differenziert nach tatsächlichen
Studienabbrechern und Nicht-
Abbrechern.

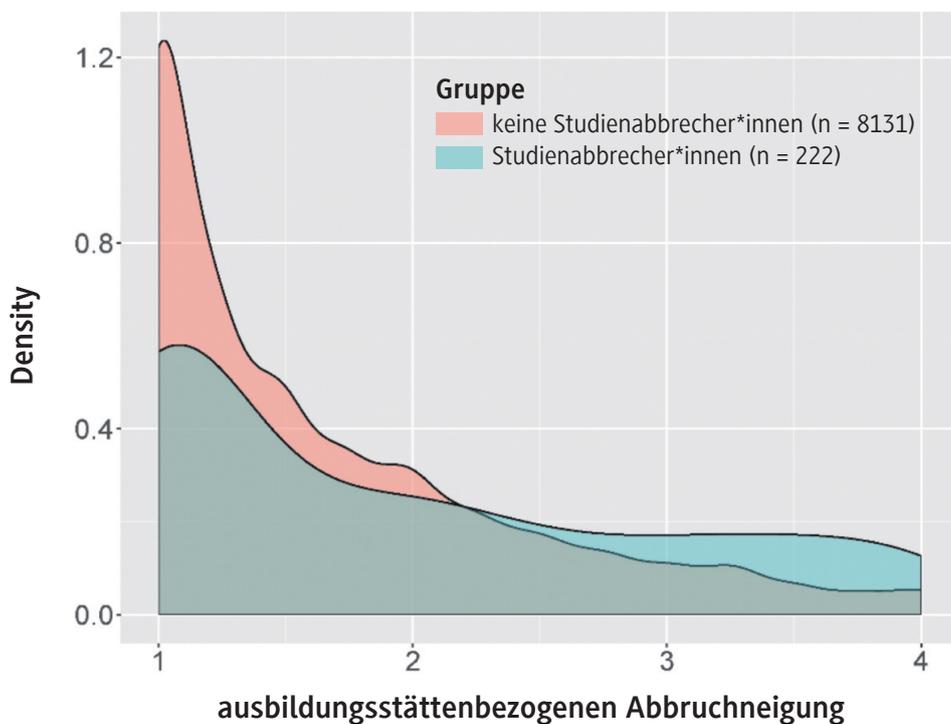


Abbildung B-2:
Dichteplot der ausbildungsstät-
tenbezogenen Abbruchneigung
(1 = „günstige Aussage, die nicht
auf eine Abbruchneigung hindeu-
tet“ bis 4 = „kritische Aussage im
Sinne einer Abbruchneigung“)
differenziert nach tatsächlichen
Studienabbrechern und Nicht-
Abbrechern.

STUDIENVERLAUFSPANEL AN DER DHBW: FORSCHUNGSBERICHTE <http://www.dhbw.de/studie>

Bisher erschienen:

Deuer, E., & Wild, S. (2018).
Studienbedingungen und Studien-
abbruchneigung – ein Erklärungsmodell.
Forschungsbericht 5/2018.
Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.

Deuer, E., & Wild, S. (2018).
Validierung eines Instruments zur Erfassung
der Studienabbruchneigung bei dual Studierenden.
Forschungsbericht 4/2018.
Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.

Deuer, E., & Wild, S. (2017).
Studienerfolgskriterien und wahrgenommene
Kompetenzen von Studienanfänger*innen aus der
Perspektive von Professor*innen an der Dualen Hoch-
schule Baden-Württemberg (DHBW).
Forschungsbericht 3/2017.
Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.

Deuer, E., & Wild, S. (2017).
Die Messung der Abbruchneigung im Rahmen der
ersten Erhebungswelle des DHBW-Studierendenpanels –
Begründung und Entwicklung eines Instruments zur
Früherkennung von Studienabbrüchen.
Forschungsbericht 2/2017.
Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.

Deuer, E., Wild, S., Schäfer-Walkmann, S., Heide, K.,
& Walkmann, R. (2017).
Die Panelstudie „Studienverlauf – Weichenstellungen,
Erfolgskriterien und Hürden im Verlauf des Studiums
an der DHBW“ – Gesamtbetrachtung, Notwendigkeit
und Potenziale.
Forschungsbericht 1/2017.
Stuttgart: Duale Hochschule Baden-Württemberg.

