



# Entwicklung und Überprüfung einer Kurzskaala zur Messung akademischen Betrugsverhaltens im Selbstbericht

Stefan Janke<sup>1</sup>, Tanja Fritz<sup>2</sup>, Hernán González Cruz<sup>1</sup>, Selma C. Rudert<sup>3</sup> und Martin Daumiller<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Lehrstuhl für Pädagogische Psychologie, Fakultät für Sozialwissenschaften, Universität Mannheim, Deutschland

<sup>2</sup>Lehrstuhl für Psychologie, Philosophisch-Sozialwissenschaftliche Fakultät, Universität Augsburg, Deutschland

<sup>3</sup>Fachbereich für Sozial-, Umwelt-, und Wirtschaftspsychologie, Arbeitsgruppe Sozialpsychologie, RPTU Kaiserslautern-Landau, Deutschland

**Zusammenfassung:** Akademisches Betrugsverhalten ist ein bedeutsames Phänomen, zu dessen Prävalenz und Randbedingungen im Hochschulsektor deutliche Forschungslücken bestehen, insbesondere aufgrund Ermangelung valider und ökonomischer Selbstberichtsmaße. Die vorliegende Kurzskaala zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens soll unter Bedingung hoher Testökonomie eine verhaltensbezogene Erfassung von akademischen Betrugsverhalten im Selbstbericht ermöglichen. Die Itemgenese orientierte sich an umfassenden englischsprachigen Verhaltensinventaren. Insgesamt werden mit jeweils einem Item die zentralen Komponenten „Nutzung unerlaubter Hilfsmittel und Hilfestellungen“, „Plagiarismus“ und „Täuschung zur eigenen Vorteilnahme“ erfasst. Analysen zur Testgüte des 3-Item-Maßes in einer Stichprobe von  $N = 1\,994$  Studierenden zeigen eine akzeptable interne Konsistenz und ein deutliches Muster konvergenter Validität (Assoziationen mit umfassenderen Verhaltensinventaren und der Persönlichkeitseigenschaft Ehrlichkeit/Bescheidenheit). Konfirmatorische Faktoranalysen verdeutlichen, dass sich die Skala für die latente Modellierung des Konstruktes eignet und sie messinvariant für verschiedene Fachgruppen sowie Geschlechter ist. In der Summe bietet die vorgestellte Kurzskaala eine verhaltensbezogene, ökonomische und reliable Messung akademischen Betrugsverhaltens.

**Schlüsselwörter:** Akademisches Betrugsverhalten, Plagiarismus, Täuschung, Selbstberichtsmaß, Kurzskaala

## Development of a Short Scale for Assessing Academic Dishonesty

**Abstract:** While academic dishonesty is an important phenomenon within the higher education sector, previous literature is characterized by significant research gaps regarding the prevalence and antecedents of dishonest behavior. This lies partly in a lack of reliable and economic self-report measures. The Short Scale for Assessing Academic Dishonesty presented here serves as a behavior-based self-report measure to cover meaningful dimensions of dishonesty with a minimal number of items. The scale is based on comprehensive inventories of dishonest behaviors and assesses the central behavioral clusters “unauthorized aid,” “plagiarism,” and “deception” with one item each. We investigated the validity and reliability of the short scale in a sample of  $N = 1,994$  students. Our analysis indicates acceptable internal consistency and a clear pattern of convergent validity (theory-consistent associations with broader behavioral inventories and the personality trait honesty/humility). Confirmatory factor analyses illustrate that the scale is suitable for latent modeling, and that such latent models are characterized by scalar invariance for different classes of majors and genders. Overall, the short scale presented here provides a behavior-based, economic, and reliable self-report measure of academic dishonesty.

**Keywords:** academic dishonesty, plagiarism, deception, self-report, short scale

Akademisches Betrugsverhalten – definiert als persönliche Vorteilnahme durch den Bruch akademischer Regeln – hat umfassende Konsequenzen für den Ertrag und die Fairness von Hochschulsystemen. In Zeiten, in denen Betrugsverhalten in Politik und Gesellschaft stark in der

öffentlichen Betrachtung steht (bspw. Plagiate in Doktorarbeiten, Volkswagen-Abgasaffäre) und sich aufgrund der zunehmenden Digitalisierung und Online-Lehre neue Möglichkeiten für Betrug auftun (Janke et al., 2021; Peterson, 2019), ist es wichtig zu verstehen, unter welchen

Bedingungen sich Betrugsverhalten ausbreitet und wie es sich eindämmen lässt. Jedoch mangelt es an etablierten Kurzsкаlen zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens. Während etablierte Langskalen (u. a. Akbulut et al., 2008; Bashir & Bala, 2018; Royal & Flammer, 2015) eine grundsätzliche Untersuchung des Phänomens erlauben, sind Inventare mit einer hohen Anzahl an Items eher ungeeignet für die Einbindung in umfangreichere bildungswissenschaftliche (Panel-)studien. Aufgrund des Fehlens entsprechender testökonomischer Messinstrumente mangelt es an systematischen und repräsentativen Untersuchung akademischen Betrugsverhaltens, sowohl im deutschen als auch im internationalen Raum. Daher ist die Entwicklung testökonomischer Kurzsкаlen zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens unbedingt erforderlich. Wir stellen in diesem Artikel eine entsprechende Kurzsкаla vor und überprüfen diese hinsichtlich ihrer internen Konsistenz, Faktorstruktur, Inhalts- und Konstruktvalidität.

## Theoretischer Hintergrund

Akademisches Betrugsverhalten ist ein verbreitetes Phänomen in tertiären Bildungseinrichtungen. Zwischen der Hälfte und zwei Dritteln der Studierenden an US-amerikanischen Bildungsinstitutionen berichten, schon einmal betrogen zu haben oder regelmäßig zu betrügen (Teixeira & Rocha, 2010). Obwohl vergleichbare Daten für deutsche Bildungsinstitutionen fehlen, ist davon auszugehen, dass akademisches Betrugsverhalten auch in deutschen Hochschulen kein seltenes Phänomen ist. Dies gilt insbesondere, da Gelegenheiten zu Betrugsverhalten durch die zunehmende Digitalisierung von Bildungsprozessen vielfältiger denn je sind: So erleichtern mobile Endgeräte den Zugang zu und die Replikation von Informationen. Außerdem kommt es vermehrt zum Einsatz von E-Klausuren, oft ohne (hinreichende) Beaufsichtigung, wodurch Betrugsverhalten weiter erleichtert wird (Bilen & Matros, 2020; Janke et al., 2021).

Akademisches Betrugsverhalten ist dabei ein kritisches Verhaltensphänomen mit schwerwiegenden Konsequenzen für Individuum und Gesellschaft. Durch Betrugsverhalten werden Lerngelegenheiten verpasst und der eigene Wissenszugewinn vermindert. Zudem sinkt die Fairness akademischer Leistungsnachweise und das Vertrauen in Bildungseinrichtungen (Whitley & Keith-Spiegel, 2001). Da sich letztlich durch akademisches Betrugsverhalten Individuen ohne hinreichende Qualifikation Zugang zu Berufsfeldern mit hoher Verantwortung für die Gesellschaft erschleichen können (z. B. Ärzte, Lehrer\_innen, Psychotherapeut\_innen) und Betrugsverhalten in Bildungskontexten ein wichtiger Prädiktor für unlauteres Verhalten im Be-

ruf ist (Nonis & Swift, 2001), können bei unzureichender Sanktion entsprechenden Verhaltens weitreichende Folgen für die Allgemeinheit entstehen.

Gerade diese weitreichenden Konsequenzen unterstreichen die Notwendigkeit einer systematischen und umfassenden Untersuchung der Prävalenz und von Bedingungsfaktoren akademischen Betrugsverhaltens. Diesbezüglich stellt sich die Frage, wie akademisches Betrugsverhalten optimalerweise erfasst werden kann und wie geeignet Selbstberichtmaße zu diesem Zweck sind.

## Grenzen und Chancen des Selbstberichts zur Messung akademischen Betrugsverhaltens

Es mag zunächst paradox scheinen, ehrliche Selbstangaben über unehrliches Verhalten von Seiten der betrüglichen Person zu erhalten. So lässt sich annehmen, dass Menschen, die im Allgemeinen mehr lügen und betrügen, dies auch in wissenschaftlichen (Befragungs-)studien tun. Hinter dieser Fundamentalkritik steht zumindest anteilig die Annahme, dass Betrugsverhalten als Folge stabiler Persönlichkeitsfaktoren aufzufassen ist, welche sich gleichermaßen in der Betrugssituation, wie auch in der Befragungssituation auswirken. Während bestimmte Persönlichkeitsmerkmale mit hoher Wahrscheinlichkeit die Neigung zu Betrug beeinflussen (z. B. Dunkle Triade, Ehrlichkeit/Bescheidenheit, für einen Überblick, siehe Hilbig, 2022), weisen die hohen beobachteten Grundraten allerdings daraufhin, dass unredliches Verhalten nicht nur von extremen Ausprägungen der Persönlichkeit, sondern auch von situativen Variablen beeinflusst wird (siehe auch McCabe & Trevino, 1997).

Entsprechende situative Faktoren sollten auch dazu führen, dass Menschen bei der Teilnahme an Befragungsstudien weniger lügen und betrügen als in akademischen Leistungssituationen. Diese Annahme steht in Einklang mit der Erwartungs-Wert-Theorie der Verhaltenswahl (Wigfield & Eccles, 2000; siehe auch Murdock & Anderman, 2006 bzgl. Betrugsverhalten), die postuliert, dass es zunächst eines Anreizes bedarf, damit Menschen überhaupt Verhalten zeigen, welches sozial sanktioniert wird. Entsprechende Anreize sind in Leistungssituationen klar gegeben (gute Note, Anerkennung). In Befragungssituationen ist dies jedoch in der Regel nicht der Fall. Ohne Anreiz zum Betrug ist es fraglich, dass selbst Menschen, die häufig zu unredlichen Verhaltensweisen greifen, motiviert sind zu betrügen. Dies gilt allerdings nur, wenn durch ehrliche Angaben zu Betrug keine Kosten entstehen (z. B. Entzug des Prüfungsanspruches oder Aberkennung von Meriten). Entsprechende Kosten könnten erwartet werden, wenn die Befragungsstudie

durch pädagogisches Personal durchgeführt wird, welches in direkter Beziehung zu der betrügenden Person steht (z.B. Dozierende, Administration der jeweiligen Hochschule).

Diese Problemstellung hat Konsequenzen für die Befragungstechnik bei der Erfassung akademischen Betrugsverhaltens. So ist in besonderem Ausmaß sicherzustellen, dass Studienteilnehmer\_innen vollständige Anonymität zugesichert wird. Besondere Fragetechniken (hier insbesondere die sogenannte Randomized-Response-Technique; Scheers & Dayton, 1987) ermöglichen, dass sich (klar ersichtlich) nicht mehr nachvollziehen lässt, ob teilnehmende Einzelindividuen betrogen haben oder nicht. Aber auch zu betonen, dass keine personalisierten Informationen erfasst werden, kann für befragte Personen schon die notwendige Sicherheit bieten. So zeigt sich, dass Teilnehmende insbesondere in anonymen computerisierten Befragungen eher bereit sind unerwünschtes Verhalten zu berichten als in papier-gestützten Befragungen (Gnambs & Kaspar, 2015).

Ein schwierig zu entkräftendes Argument gegen Selbstberichtsmaße zur Erfassung von Betrugsverhalten ist die der sozialpsychologischen Forschung entlehnte Annahme, dass Menschen sich ein positives Selbstbild erhalten wollen (Mazar et al., 2008; Shalvi et al., 2015). Mit Ausnahme von Lebensphasen in denen deviantes Verhalten als positiv konnotierte Auflehnung erlebt werden kann (z.B. schulisches Mogeln in der Adoleszenz; siehe u.a. Murdock & Anderman, 2006), sollte Betrugsverhalten in aller Regel als sozial unerwünschtes Verhalten identifiziert werden und somit in Diskrepanz zu dem beschriebenen Wunsch nach einer positiven Selbstwahrnehmung stehen. Aus dieser erlebten Diskrepanz kann beim Berichten von Betrugsverhalten wiederum Selbstbetrug erwachsen, der keineswegs darauf ausgerichtet ist die Studienleiter\_innen zu täuschen, sondern vielmehr dazu dient, ein konsistentes Selbstbild aufrechtzuerhalten und innere Spannungszustände abzubauen (Egan et al., 2011; Thielmann & Hilbig, 2019).

Die angeführten Argumente verdeutlichen klare Grenzen von Selbstberichtsmaßen zur Messung von Betrugsverhalten. Alternative Messmethoden setzen im Kontrast häufig auf indirekte Evidenz für Betrugsverhalten, wie beispielsweise unerklärliche Anstiege in der Leistungsfähigkeit (Bilen & Matros, 2020), Bedenken/Beobachtungen von Dozierenden (Moralista & Oducado, 2020) oder Bearbeitungszeiten und Wechsel des geöffneten Tabs während der Studienbearbeitung (Steger et al., 2021). Diese Methoden haben jedoch den Nachteil, dass sie zusätzliche Inferenzen erforderlich machen. So darf es keine anderen Gründe für die Steigerung von Leistungsfähigkeit außer Betrug geben, die Beobachtungen von Dozierenden müssen akkurat sein und neu geöffnete Tabs müssen di-

rekten Bezug zu der bearbeiteten Aufgabe haben. Ähnliche Inferenzen sind für selbstberichtetes Betrugsverhalten nicht notwendig (siehe auch Janke et al., 2021). Aufgrund der sozialen Ächtung (akademischen) Betrugsverhaltens lässt sich mit hoher Sicherheit annehmen, dass selbstberichtetes Betrugsverhalten wahrscheinlich auch stattgefunden hat.

Als weitere Möglichkeit zur Messung von Betrugsverhalten verbleibt letztlich die Beobachtung von Betrugsverhalten durch geschulte Drittpersonen. Dieses Verfahren umgeht potenziell sowohl das Problem indirekter Inferenzen (Gefahr der Überschätzung von Betrug) als auch das Problem selbstwertdienlicher Antwortmuster (Gefahr der Unterschätzung von Betrug). Eine Schwierigkeit von Verhaltensbeobachtung liegt darin, dass sich diese in Bezug auf Betrugsverhalten nur ungünstig im Feld umsetzen lassen. Durch das ethische Dilemma, dass bei beobachtetem Betrug auch interveniert werden muss, gibt es im Feld einen direkten Zusammenhang zwischen der Güte der Beobachtung und der Wahrscheinlichkeit von Sanktionen für Betrugsverhalten. Dies kann zu starken Verzerrungen sowohl in Hinblick auf die Prävalenzschätzung von Betrugsverhalten als auch bezüglich der Bedeutsamkeit anderer Umweltfaktoren unter normalen Bedingungen führen.

Dieses ethische Dilemma lässt sich zwar durch die Nutzung experimenteller Designs auflösen. Experimente sind allerdings wiederum in ihrer ökologischen Validität häufig eingeschränkt. Letztlich ist die Güte der Verhaltensbeobachtung auch abhängig davon, ob Betrug tatsächlich durch die beobachtende Person entdeckt wird. Da grade akademisches Betrugsverhalten typischerweise kaschiert wird, ist auch die Beobachtung wahrscheinlich deutlich fehleranfälliger als die Beobachtung anderer weniger sozial geächteter Verhaltensweisen. Würde psychologische Forschung entsprechend nur auf Verhaltensbeobachtungen setzen, gäbe es eine Reihe von Forschungsfragen, die sich nicht adressieren ließen. Darunter fällt ganz besonders die Schätzung von Populationsprävalenzen und die Untersuchung systemischer Effekte, die besonders große Stichproben erforderlich machen. Hier bestechen Selbstberichtsmaße durch ihre ungemene Ökonomie.

Am sinnvollsten ist es daher, die Befunde aus Forschungsarbeiten mit verschiedensten Messmethoden (Selbstbericht, Indirekte Inferenz, experimentelle Verhaltensbeobachtung) in einen größeren Kontext zu setzen. Unabhängig davon welches Verfahren letztlich eingesetzt wird, ist die exakte Operationalisierung von Betrugsverhalten von besonderer Bedeutung. Dies gilt insbesondere bei der Entwicklung von Kurzsкаlen, deren wenige Items den *kleinsten gemeinsamen Nenner* für das kritische Verhalten abbilden müssen.

**Tabelle 1.** Englischsprachige Inventare zur Messung akademischen Betrugsverhaltens

Autor_innen	Name der Skala	# Items	Kernelemente
Midgley et al. (1997)	Pattern of Adaptive Learning – Cheating Subscale	3	<b>Plagiarismus</b> [angepasst und erweitert um Items zu <b>unerlaubten Hilfsmitteln</b> durch Anderman et al. (1998)]
Carpenter et al. (2006)	Perceptions and Attitudes towards Cheating in Engineering Students	20	<b>Plagiarismus, unerlaubte Hilfsmittel und Hilfestellungen, Falschaussagen zum eigenen Vorteil</b> , Fabrikation, Unterstützung bei Betrug
Akbulut et al. (2008) [26-Item-Fassung: Yang et al., 2012]	Internet-Triggered Academic Dishonesty Scale	32	<b>Plagiarismus, unerlaubte Hilfsmittel und Hilfestellungen, Falschaussagen zum eigenen Vorteil</b> , Manipulation von Internetressourcen
Royal & Flammer (2015)	Exams and Assignment Scale	23	<b>Plagiarismus, unerlaubte Hilfsmittel und Hilfestellungen, Falschaussagen zum eigenen Vorteil</b> , Unterstützung bei Betrug, Sabotage von Lernmaterial, Soziales Faulenzen
Bashir et al. (2018)	Academic Dishonesty Scale	22	<b>Plagiarismus, unerlaubte Hilfsmittel und Hilfestellungen, Falschaussagen zum eigenen Vorteil</b> , Fabrikation, Unterstützung bei Betrug, Sabotage von Lernmaterial, Bestechung

Anmerkung: Elemente, die in die neu entwickelte Kurzsкала eingehen, sind fett markiert.

## Bestehende Selbstberichtsmaße als Ausgangspunkt für die Skalenentwicklung

Zum jetzigen Zeitpunkt existiert unseres Wissens nach kein etabliertes deutschsprachiges Instrument zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens. Im internationalen Raum existieren hingegen mehrere Skalen (siehe Tabelle 1), von denen ein Großteil eine sehr hohe Itemanzahl (> 20 Items) aufweist. Entsprechende Instrumente eignen sich zwar zur umfassenden Untersuchung spezifischer Phänomene, wie domänenspezifisches Betrugsverhalten (z. B. in Bezug auf digitales Betrugsverhalten; Akbulut et al., 2008); aufgrund der mangelnden Testökonomie lassen sie sich jedoch wie beschrieben nur schlecht in größer angelegten Panelstudien nutzen. Eine Ausnahme stellt das älteste uns bekannte Instrument dar: die Drei-Item-Subskala zur Messung von Betrugsverhalten aus den *Pattern for Adaptive Learning Scales* (kurz: PALS; Midgley et al., 2000), die von Anderman et al. (1998) zu einer eigenständigen Academic Dishonesty Scale erweitert wurde. Während sich dieses Instrument tatsächlich durch hohe Ökonomie auszeichnet, fokussieren die Items entweder stark auf Plagiarismus als Hauptindikator für Betrugsverhalten (Abschreiben von anderen Personen, bzw. Quellen ohne Kenntlichmachung) oder zeichnen sich durch hohe Abstraktheit aus (Originalitem: “I sometimes cheat on my class work.”).

Bei genauerer Betrachtung der umfassenderen Inventare wird deutlich, dass neben Plagiarismus noch zwei weitere Überschneidungen in den Inhaltsbereichen der Skalen existieren. Insbesondere die Verwendung unerlaubter Hilfsmittel (z. B. Spickzettel oder elektronische Geräte in Prüfungen) oder unerlaubter Hilfestellung (z. B. eine als Einzelarbeit vorgesehene Aufgabe gemeinsam bearbeiten) wird als zentrales Betrugsverhalten aufgefasst

und auch in den meisten Inventaren (inklusive der erweiterten PALS) erhoben. Entsprechende Betrugsformen werden auch in Übersichtsarbeiten zu Regelbruch im Studium als hochbedeutsame Verhaltensklassen aufgefasst (Marques et al., 2019; Simha & Cullen, 2012). Eine weitere Verhaltensklasse, die häufig im Betrugskontext als bedeutsam aufgefasst wird, ist die Täuschung und das Lügen zum eigenen Vorteil (siehe insbesondere Roig & Caso, 2005). In diese Klasse von Verhaltensweisen fallen etwa das Aufschieben von Abgabefristen oder Prüfungsterminen durch Lügen und Ausreden. Verhaltensweisen mit Bezug zu mutwilliger Täuschung finden sich entsprechend auch in allen neueren Inventare zu akademischen Betrugsverhalten.

Während sich also insbesondere die Verwendung unerlaubter Hilfsmittel und Hilfestellungen, Plagiarismus und Falschaussagen zum eigenen Vorteil als wesentliche Komponenten akademischen Betrugsverhaltens identifizieren lassen, zeigt eine phänomenologische Betrachtung der bekannten Inventare eine weitere häufig erfasste Verhaltensklasse auf. So erfassen drei von vier Inventaren die Unterstützung von Anderen beim Betrug als Aspekt akademischen Betrugsverhaltens. Während es sich hierbei in der Bildungspraxis um ein bedeutsames Phänomen handelt, unterscheidet assistierendes Betrugsverhalten von den anderen drei aufgeführten Dimensionen, dass dieses Verhalten nicht mit eigener Vorteilnahme verbunden ist. Vielmehr kann assistierendes Betrugsverhalten für das Individuum sogar mit persönlichen Nachteilen verbunden sein (u. a. Investition von Ressourcen zu Gunsten Anderer). Entsprechend erfordert diese Form des Betrug eine separate Betrachtung, was auch durch distinkte Assoziationen mit Außenkriterien verdeutlicht wird (Pavlin-Bernardić et al., 2017). In der von uns neu entwickelten Kurzsкала wird dieser Faktor nicht in den Blick genom-

men und ausschließlich auf Betrugsverhalten mit dem Zweck eigener Vorteilsnahme fokussiert.

## Forschungsfrage

Zusammengenommen ergibt unsere Literaturrecherche drei Inhaltsbereiche akademischen Betrugsverhaltens: (1) Die Verwendung unerlaubter Hilfsmittel und Hilfestellungen, (2) Plagiarismus und (3) Falschaussagen zum eigenen Vorteil. Diese drei Bereiche sollten in einer Kurzsкала zu akademischen Betrugsverhalten enthalten sein. Um möglichst hohe Testökonomie sicherzustellen, wird ein Item pro Inhaltsbereich angestrebt. Kurzsкаlen bestehend aus drei Items erlauben die Einbettung in umfassendere Befragungsstudien, während sie gleichzeitig komplexere Modellierungen ermöglichen, wie etwa latente Modellierung (Gogol et al., 2014). Dabei ist es essentiell, dass die konstruierten Items eine reliable und valide Messung des Gegenstandes erlauben. Entsprechend wichtig ist die Prüfung der internen Konsistenz, der Faktorstruktur (inklusive Messinvarianz für verschiedene Gruppen) und der Assoziationen mit Langskalen zur Messung akademischen Betrugsverhaltens. Letztlich soll zur Prüfung der Konstruktvalidität die Korrelation der Kurzsкала mit der Persönlichkeitsvariable „Ehrlichkeit-Bescheidenheit“ genauer betrachtet werden. Die Persönlichkeitseigenschaft „Ehrlichkeit-Bescheidenheit“ beschreibt als Faktor des HEXACO-Modells der Persönlichkeit (HEXACO = Honesty/Humility, Emotionality, Extraversion, Agreeableness, Conscientiousness, Openness) unter anderem das Ausmaß, in dem Menschen abgeneigt sind, unredliches/unehrliches und eigennütziges Verhalten zu zeigen (Hilbig, 2022). Dieser Persönlichkeitsfaktor hat sich in der Vergangenheit als wesentlicher, negativer Prädiktor für Betrugsverhalten erwiesen (Klein et al., 2020). Die Korrelation zwischen dieser Persönlichkeitsfaktor und der Kurzsкала wird in ihrer Größenordnung mit der Korrelation zwischen einer umfassenderen Verhaltensliste zu akademischen Betrugsverhalten und Ehrlichkeit-Bescheidenheit verglichen.

Beim Einsatz des Fragebogens in größer angelegten Studien ist unter Umständen nicht nur die Frage nach der relativen Häufigkeit von Betrugsverhalten von Bedeutung. Vielmehr könnte es für Autor\_innen relevant sein, die Frage zu beantworten, wie groß der Anteil der Studierenden ist, welche überhaupt betrügen (dichotomes Maß: Betrug ist eingetreten vs. Betrug ist nicht eingetreten). Um zu prüfen, ob die neu entwickelte Skala auch für solche vereinfachte Auswertungen robuste Befunde liefert, wurde in den im Folgenden beschriebenen Analysen sowohl die Testgüte für die Häufigkeitsskalierte Fassung

der Items als auch für eine binäre/dichotomisierte Itemform (0 = *nie*; 1 = *häufiger als nie*) überprüft.

## Itemkonstruktion

Die drei Items der Kurzsкала wurden von uns durch Übersetzung und Generalisierung bestehender Items aus internationalen Instrumenten konstruiert. Dabei orientierten wir uns sehr eng an den drei identifizierten Inhaltsbereichen. Das erste Item zur Messung der Nutzung unerlaubter Hilfsmittel lautet „Ich benutze unerlaubtes Material (z. B. Spickzettel) oder unerlaubte Hilfe von anderen“. Das Item kombiniert zwei zentrale Quellen möglicher unerlaubter Hilfestellungen (sachbezogen = Spickzettel; personenbezogen = andere Personen). Als Indikator für Plagiarismus wurde das Item „Ich schreibe unerlaubterweise von anderen Personen oder fremden Quellen ab“ verfasst. Auch dieses Item umfasst personen- und sachbezogenen Formen von Plagiarismus. Letztlich wurden Falschaussagen mit dem Item „Ich mache falsche Angaben, um dadurch einen Vorteil zu bekommen (z. B. aufgrund von Krankheit eine Prüfung nicht schreiben müssen oder mehr Zeit dafür zu bekommen)“ operationalisiert. Die beschriebenen Verhaltensweisen werden in ihrer Auftretenshäufigkeit auf einer Skala von 1 = *nie* bis 7 = *sehr häufig* beurteilt.

Da die hohe Breite der Einzelitems auch mit einer gewissen Abstraktheit einhergeht, unterzogen wir die Items im Vorfeld weiterer Befragungen einem kognitiven Pretest. Dieses Verfahren ist gut geeignet, um mögliche Verständnisprobleme in Bezug auf die Items zu erkennen und erste Indizien für die Inhaltsvalidität zu sammeln (Peterson et al., 2017). Die Interviews wurden mit acht Proband\_innen durchgeführt. Wir baten die teilnehmenden Personen basierend auf der Cognitive-Interview Methode (Karabenick et al., 2007), ihre Gedanken laut zu artikulieren, während sie die Items beantworteten, und ihre Antworten zu begründen. Wir verglichen die Angaben der Proband\_innen mit den theoretischen Definitionen der jeweiligen Verhaltensweisen, um deren inhaltsvalides Verständnis zu prüfen. In einem offenen Teil fragten wir zusätzlich nach möglichen Schwierigkeiten oder Problemen beim Lesen der Items nach, um etwaige Verständnisprobleme zu erkennen. Zusammenfassend zeigte die Auswertung der Angaben der Befragten, dass alle drei Items im Sinne der Verhaltensweisen verstanden wurden, die von den jeweiligen Items abgebildet werden sollten. Wir erachten dies als klaren Hinweis auf die Inhaltsvalidität der Items.

## Untersuchung von Reliabilität und Konstruktvalidität

Um weitere Gütekriterien des Instruments genauer in den Blick zu nehmen, wurde es in einer umfassenderen Befragungsstudie eingesetzt, in der Studierende zu ihrem Studiererleben befragt wurden. Die Items der neu entwickelten Kurzsкала zu akademischen Betrugsverhalten wurden in dieser Befragung auf die gesamte bisherige Studienzeit bezogen (Instruktion: „Auf Deine gesamte Studiumszeit bezogen: Wie sehr treffen die folgenden Aussagen auf Dich zu? Beziehe diese bitte auf Dein Verhalten bei Klausuren oder Hausarbeiten.“). Die Befragung wurde über die Verteiler und Webpräsenzen verschiedener Hochschulen deutschlandweit versendet.

### Stichprobe

Insgesamt wurde die Onlinebefragung von 3 005 Studierenden (anteilig) ausgefüllt. Von diesen Studierenden wurden von den nachfolgenden Auswertungen alle Personen ausgeschlossen, die (1) die Items zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens nicht bearbeitet hatten ( $n = 813$ ) oder (2) ein Item zur Aufmerksamkeitsprüfung nicht korrekt beantworteten ( $n = 198$ ). Die finale Stichprobe bestand aus insgesamt 1 994 Studierenden (Alter:  $M = 23.48$  Jahre,  $SD = 4.13$  Jahre; Geschlecht: 70 % weiblich, 1 % divers; Semesteranzahl:  $M = 4.51$ ,  $SD = 2.35$ ; Bachelor: 74 %, Master: 18 %, Staatsexamen und andere Studienabschlüsse: 8 %). Diese Studierenden waren zum Zeitpunkt der Befragung an verschiedenen Hochschultypen (42 % Universitäten, 26 % Fachhochschulen, 26 % Duale Hochschulen, 3 % Pädagogische Hochschulen, 1 % Fernhochschulen, 3 % andere) deutschlandweit eingeschrieben (alle Bundesländer vertreten). Die meisten der teilnehmenden Studierenden waren in wirtschaftswissenschaftlichen Studienprogrammen eingeschrieben (29 %), gefolgt von Erziehungswissenschaft (10 %), Maschinenbau (7 %), Sozialwesen (6 %), Informatik (5 %), Germanistik (5 %), Humanmedizin (4 %), Mathematik (3 %) und einer Fülle weiterer Fachdisziplinen (33 Fachkategorien mit je < 3 % der Stichprobe).

## Messinstrumente zur Validierung

### Betrugsverhalten

Neben der neu entwickelten Kurzsкала füllten die Studierenden ein umfassendes Inventar zu akademischem Betrugsverhalten aus, das Angaben zu insgesamt 22 an Hochschulen unerwünschten Verhaltensweisen enthielt<sup>1</sup>, die wiederum auf Basis der in Tabelle 1 aufgeführten existierenden (englischsprachigen) Langskalen ausgewählt wurden. Dabei wurden insbesondere solche Verhaltensweisen ausgewählt, welche in verschiedenen Skalen erfragt wurden. Entsprechende Skalenüberlappungen wurden als Zeichen der Relevanz von Verhaltensweisen als generalisierbare Indikatoren für akademisches Betrugsverhalten gedeutet. Die enthaltenen Verhaltensweisen wurden in ihrer Auftretenshäufigkeit auf einer Skala von 1 = *nie* bis 7 = *sehr häufig* beurteilt. Diese Häufigkeitseinschätzung sollte dabei auf das vergangene Semester und nicht etwa (wie im Falle der Kurzsкала) auf die gesamte Studienzeit bezogen werden. Für die weiterführenden Analysen wurden die Items dichotomisiert (0 = *nie*; 1 = *mindestens einmal*), da die Items a) in starkem Ausmaß schief verteilt waren (durchschnittliche Zellbesetzung des Skalenwertes *nie*: 83 %) und b) um im Aggregat ein einfach interpretierbares Maß zur Validierung der Kurzsкала heranziehen zu können (Summenscore = Anzahl mindestens einmal gezeigter Verhaltensweisen; interne Konsistenz: McDonalds  $\omega = .77$ ). Alle in dem Inventar erfassten Verhaltensweisen sind als Open Material unter folgendem Link <https://osf.io/327s4/> abrufbar.

Das Verhaltensinventar umfasst Cluster von Verhaltensweisen, die in besonderem Ausmaß Schnittmengen mit Einzelitems der Kurzsкала aufwiesen. Darunter fallen fünf Items zur Nutzung von Lernmaterialien aus dem Internet, von Spickzetteln oder früheren Klausuren, sowie unerlaubter Austausch, welche als Indikatoren für die Nutzung unerlaubter Hilfsmittel und Hilfestellungen aufgefasst werden können (interne Konsistenz: McDonalds  $\omega = .61$ ). Des Weiteren wurden vier Items zum Abschreiben in Klausuren (von anderen oder durch Browsen im Internet) sowie gezieltem Plagieren (sowohl von Bekannten als auch fremden Personen oder direkt aus Quellen) und beauftragtem Abfassen von Arbeiten als Indikatoren für Plagiarismus verwendet ( $\omega = .65$ ). Letztlich wurden fünf Items zu nutzenorientiertem Lügen zu Deadlines und vorgeblichen Inhalten wissenschaftlicher Quellen, zur absichtlichen Manipulation von Klausurantworten bei der Einsicht und zur willentlichen Veränderung von Quel-

<sup>1</sup> Der Gesamtfragebogen umfasste ergänzend auch fünf Items zu unredlichem Verhalten in digitalen Kontexten (Onlinekurse und Onlineklausuren) und drei Items zur Unterstützung von Anderen beim Betrug. Diese Items dienen der Prüfung von Fragestellungen ohne Verbindung zu der hier vorgestellten Kurzsкала und wurden nicht bei unseren Analysen berücksichtigt.

len zum eigenen Nutzen als Indikatoren für Täuschung zur eigenen Vorteilsnahme herangezogen ( $\omega = .66$ ). Die jeweiligen Items wurden ebenfalls in dichotomisierter Form zu Summenwerten für die jeweilige Subskala aggregiert.

**Persönlichkeit**

Zur Erfassung der Persönlichkeitsfaktors Ehrlichkeit-Bescheidenheit wurde die entsprechende Subskala der deutschsprachigen Version des HEXACO-Persönlichkeitsinventars verwendet (Moshagen et al., 2014). Insgesamt umfasst die Skala 10 Aussagen, die auf einer Zustimmungsskala von 1 = *starke Ablehnung* bis 5 = *starke Zustimmung* beurteilt werden müssen (Beispielitem: „Ich würde nicht vortäuschen, jemanden zu mögen, nur um diese Person dazu zu bringen, mir Gefälligkeiten zu erweisen.“). Von diesen Items sind jeweils vier Items im Sinne von *Ehrlichkeit* und sechs Items im Sinne von *Un-ehrllichkeit* gepolt. Für die weiteren Auswertungen wurden die Unehrllichkeit indizierenden Items umgepolt und der Mittelwert über die verschiedenen Items gebildet ( $\omega = .61$ ).

**Deskriptive Eigenschaften der Einzelitems der Kurzskala**

Die Antwortverteilung und statistischen Kennwerte für die einzelnen Items der Kurzskala sind in Tabelle 2 abgetragen. Dabei zeigt sich für jedes der Items eine stark rechtschiefe Verteilung (Schiefe > 1.7 für alle Items; mehr als 85 % aller Antworten entfallen auf die ersten drei Kategorien). Zur Überprüfung einer Dichotomisierung der Items (siehe Forschungsfrage) wurde im Folgenden inhaltlich die erste Kategorie (= kein Betrugsverhalten) gegen die anderen Kategorien (= Betrugsverhalten ist eingetreten) differenziert.

**Untersuchung der Reliabilität und Messinvarianz**

**Interne Konsistenz**

Die Korrelationen zwischen den Einzelitems liegen zwischen  $r = .34$ ,  $p < .001$ , 95 %-CI [.30, .38] und  $r = .53$ ,  $p < .001$ , 95 %-CI [.50, .56]. Dies verdeutlicht, dass es ein substanzieller Anteil an geteilter Varianz existiert, ohne dass einzelne Items inhaltlich redundant wären. Zur Untersuchung der internen Konsistenz der Items zu akademischem Betrugsverhalten wurde McDonalds  $\omega$  sowohl für die ursprüngliche Häufigkeitsskala als auch für die dichotomisierten Items berechnet. Als Grundmodell zur Bestimmung von  $\omega$  diente ein einfaktorielles (saturiertes) Strukturmodell, das mit Hilfe des MLR-Schätzverfahrens in Bezug auf die Häufigkeitsskala beziehungsweise mit

**Tabelle 2.** Itemcharakteristiken für die Einzelitems der Kurzskala zur Messung akademischen Betrugsverhaltens

Item	Antwortverteilung über die Häufigkeitsskala							$\lambda$	$r_{UH}$	$r_p$	$r_T$		
	M	SD	1	2	3	4	5					6	7
Ich benutze unerlaubtes Material (z. B. Spickzettel) oder unerlaubte Hilfe von anderen.	1.84	1.30	58 %	24 %	7 %	5 %	6 %	1 %	1 %	.74/.79	.47/.41	.36/.31	.25/.19
Ich schreibe unerlaubterweise von anderen Personen oder fremden Quellen ab.	1.67	1.09	62 %	23 %	7 %	4 %	3 %	1 %	< 1 %	.72/.76	.38/.32	.52/.44	.36/.31
Ich mache falsche Angaben, um dadurch einen Vorteil zu bekommen (z. B. aufgrund von Krankheit eine Prüfung nicht schreiben müssen oder mehr Zeit dafür zu bekommen).	1.48	1.07	76 %	13 %	4 %	3 %	3 %	0.8 %	1 %	.47/.53	.22/.21	.28/.28	.38/.33

Anmerkungen:  $r_{UH}$  = Korrelation mit dem Verhaltenscluster Hilfsmittel und Hilfestellungen;  $r_p$  = Korrelation mit dem Verhaltenscluster Täuschung zur eigenen Vorteilsnahme. Fett hervorgehoben sind Assoziationen der Einzelitems mit dem jeweils passenden Verhaltenscluster. Für  $\lambda$ ,  $r_{UH}$ ,  $r_p$  und  $r_T$  indiziert jeweils der erste Wert den Koeffizient für die Häufigkeitsskalierten Items und der zweite Wert den Koeffizient für dichotomisierte Items. Alle abgetragenen Korrelationskoeffizienten sind statistisch signifikant mit  $p < .001$ .

**Tabelle 3.** Invarianztestung für Studienfach und Geschlecht

Invarianzlevel	Modellgüte	$\chi^2$ -Differenztest
Studienfach		
Konfigurale Invarianz	Saturiertes Modell (perfekte Modellgüte)	–
Metrische Invarianz	$\chi^2(4) = 4.892, p = .298,$ SRMR = .042, RMSEA = .027, CFI = .996, TLI = .991	$\Delta\chi^2(4) = 4.89, p = .298$
Skalare Invarianz	$\chi^2(8) = 12.18, p = .143,$ SRMR = .041, RMSEA = .041, CFI = .982, TLI = .979	$\Delta\chi^2(4) = 9.42, p = .051$
Geschlecht		
Konfigurale Invarianz	Saturiertes Modell (perfekte Modellgüte)	–
Metrische Invarianz	$\chi^2(2) = 0.45, p = .800,$ SRMR = .007, RMSEA = .000, CFI = 1, TLI = 1	$\Delta\chi^2(2) = 0.45, p = .800$
Skalare Invarianz	$\chi^2(4) = 5.63, p = .228,$ SRMR = .018, RMSEA = .020, CFI = .996, TLI = .995	$\Delta\chi^2(2) = 8.92, p = .012$

dem WLSMV-Schätzverfahren im Falle der dichotomisierten Items spezifiziert wurde. Die Häufigkeitsskalierten Items erzielten dabei  $\omega = .70$ , während die Skala in dichotomisierter Form eine interne Konsistenz von  $\omega = .59$  erzielte. Diese Koeffizienten bewerten wir insbesondere in Hinblick auf die Kürze der Skala (siehe u.a. Ziegler et al., 2014) als zufriedenstellend. Insbesondere ist hierbei hervorzuheben, dass auch die dichotomisierten Items eine substantielle interne Konsistenz erreichen, was auch durch die einzelnen Faktorladungen ausgedrückt wird ( $\lambda = .53$ – $.79$  für die dichotomisierten Items im Vergleich zu  $\lambda = .47$ – $.74$  für die Häufigkeitsskalierung).

### Messinvarianz

Wir führten Messinvarianzanalysen durch, um sicherzustellen, dass die Skala für verschiedene Subpopulationen gleichermaßen beantwortet wird. Hierzu schätzten wir Mehr-Gruppen-Modelle für Geschlecht (männlich vs. weiblich; Verzicht auf Prüfung für non-binär wegen zu geringer Fallzahl) sowie die drei häufigst vertretenen Fachgruppen mit hinreichenden Fallzahlen (Wirtschaftswissenschaften, Erziehungswissenschaft, Maschinenbau). Zur Evaluation der Messinvarianz prüften wir mittels  $\chi^2$ -Differenztests, ob sich das jeweils restriktivere Modell durch eine schlechtere Modellgüte auszeichnete als das weniger restriktive Modell. Zusätzlich wurden für die nicht-saturierten Modelle (metrische und skalare Invarianz) Differenzen in weiteren Gütekriterien inspiziert (Schwellen: TLI  $\geq .010$ , CFI  $\geq .010$ , RMSEA  $\geq .015$  und SRMR  $\geq .010$ ; Chen, 2007; wobei das Gesamtmuster zu interpretieren ist; Putnick & Bornstein, 2016). Für die Messinvarianzanalysen verwendeten wir ausschließlich die Häufigkeitsskalierte Fassung der Items, da Modelle zur metrischen Invarianz mit binären Items nicht identifiziert wären.

Die Ergebnisse der Invarianztestung sind in Tabelle 3 aufgeführt. Für den Vergleich über Studienfächer hinweg

zeigen unsere Analysen keine statistisch signifikanten Unterschiede im Antwortverhalten. Für den Vergleich über die beiden betrachteten Geschlechter zeigte sich deutlich metrische Invarianz, gleichzeitig indizierte der  $\chi^2$ -Differenztest allerdings Unterschiede zu dem Messmodell unter Bedingung skalarer Invarianz auf. Dieser Unterschied wird jedoch relativiert durch sehr geringe Differenzen in den Modellgütekoeffizienten ( $\Delta\text{CFI} = .004$ ,  $\Delta\text{TLI} = .005$ ,  $\Delta\text{RMSEA} = .020$ ,  $\Delta\text{SRMR} = .011$ ). Im Zusammenspiel der Modellfitindizes ist entsprechend nicht von systematischen Geschlechtereffekten auszugehen.

### Untersuchung der Konstruktvalidität

Zur Prüfung der Konstruktvalidität wurde zunächst geprüft, ob die mit der Kurzskaala gemessene Verhaltensneigung (bezogen auf das Gesamtstudium) in Beziehung zu der mit dem umfassenderen Verhaltensinventar erfassten akademischen Betrugsverhaltensweisen (bezogen auf das Sommersemester 2020) steht. Dabei zeigten sich sowohl für den Itemmittelwert auf Basis der Häufigkeitsskalierten Items der Kurzskaala als auch für die Summe der Verhaltensweisen auf Basis der dichotomisierten Items große Zusammenhänge (Häufigkeitsskalierten Mittelwert:  $r = .57, p < .001, 95\% \text{-CI} [.54, .61]$ ; dichotomisiertes Summenmaß:  $r = .51, p < .001, 95\% \text{-CI} [.48, .55]$ ). Darüber hinaus prüften wir Zusammenhänge der Einzelitems zu jeweils passenden Clustern von Verhaltensweisen. Die entsprechenden Korrelationen sind in Tabelle 2 aufgeführt und zeigen ein Muster konvergenter Validität (deskriptiv größter Korrelationskoeffizient jeweils für den passenden Verhaltenscluster).

Zur weiteren Sicherung der Qualität des Messinstrumentes ermittelten wir das Ausmaß der Zusammenhänge der Kurzskaala mit der Persönlichkeitsvariable Ehrlichkeit-Bescheidenheit. Es zeigte sich ein kleiner bis mittle-



rer Zusammenhang für die Kurzsкала (häufigkeitsskaliert:  $r = -.26$ ,  $p < .001$ , 95 %-CI [-.30, -.22]; dichotomisiert:  $r = -.24$ ,  $p < .001$ , 95 %-CI [-.28, -.20]). Das 95-prozentige Konfidenzintervall der Korrelation zwischen der umfassenden Verhaltensliste mit Ehrlichkeit-Bescheidenheit schließt die für die Kurzsкала beobachteten Korrelationskoeffizienten ein,  $r = -.26$ ,  $p < .001$ , 95 %-CI [-.33, -.24]. Dies spricht dafür, dass die verkürzte Liste an Items in ähnlichem Ausmaß in Zusammenhang mit Außenkriterien steht wie umfassendere Verhaltensinventare.

## Diskussion

Mit der Entwicklung unserer Kurzsкала zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens liegt nun ein Instrument vor, das unter Bedingung hoher Testökonomie im Selbstbericht eine Erfassung von akademischem Betrugsverhalten ermöglicht. Dabei berücksichtigt das Instrument mit je einem Einzelitem drei zentrale Komponenten akademischen Betrugsverhaltens (Verwendung unerlaubter Hilfsmittel und Hilfestellungen, Plagiarismus, Falschaussagen zum eigenen Vorteil). Die Skala zeigt eine akzeptable interne Konsistenz und korreliert mit Persönlichkeitsaspekten, welche die Neigung zu unehrlichem Verhalten vorhersagen. Weitergehend zeigen sich für die Einzelitems erwartungskonforme Korrelationen zu Clustern von Verhaltensweisen, welche die jeweilige Verhaltensdimension umfassender indizieren (gemessen mit einer Langskala zu Betrugsverhalten). Dies bedeutet, dass sich die Kurzsкала sowohl zur Erfassung der generellen Verhaltenstendenz als auch hinreichend gut zur Erfassung einzelner Indikatorverhaltensweisen für übergeordnete Facetten von Betrugsverhalten eignet. Messinvarianzanalysen verdeutlichen, dass sich auf Basis der Einzelitems mit akzeptabler Modellgüte ein latenter Faktor extrahieren lässt, der die Neigung zu akademischem Betrugsverhalten messinvariant für verschiedene Fachgruppen und Geschlechter indiziert. Entsprechend lassen sich die Items der Kurzsкала auch zur Operationalisierung von akademischem Betrugsverhalten in komplexen latenten Analysen einsetzen. Zwischen der frequentistischen Fassung der Items und einer dichotomisierten Fassung zeigen sich keine starken Unterschiede hinsichtlich Außenkorrelationen. Entsprechend lässt sich auch eine Dichotomisierung (0 = Verhalten nicht gezeigt; 1 = Verhalten gezeigt) bei weiterführenden Analysen mit der Skala einsetzen<sup>2</sup>.

## Bedeutsamkeit der Kurzsкала für weitere Forschung

In der Forschung zu akademischem Betrugsverhalten stellen sich eine ganze Reihe von Fragen mit hoher gesellschaftlicher Relevanz, wie etwa nach der tatsächlichen Prävalenz akademischen Betrugsverhaltens, dem Einfluss situativer und kontextueller Faktoren (z.B. Effekte der Digitalisierung von Prüfungen, siehe Janke et al., 2021) und zu Zusammenhängen zwischen Betrugsverhalten und Bildungserträgen. Letztlich stellt sich ganz besonders die Frage nach gesellschaftlichen Kosten sowohl hinsichtlich der Fairness innerhalb von Bildungssystemen als auch bezüglich späterer Auswirkung auf die Volkswirtschaft. Die von uns entwickelte Skala zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens ermöglicht auf Grund ihrer Kürze von lediglich drei Items Daten zur Beantwortung solcher Fragestellungen auch in größer angelegten Panelstudien zu anderen Themen (mit-)zuerheben. Dies ermöglicht beispielsweise Prävalenzschätzungen in Bezug auf akademisches Betrugsverhalten. Auch die Untersuchung von längsschnittlichen Trends und der Auswirkung von Veränderungen im Bildungssystem auf akademisches Betrugsverhalten wird durch die Kurzsкала ermöglicht.

Dass sich auf Basis der Kurzsкала latente Faktoren mit hoher Modelgüte extrahieren lassen, ermöglicht gleichzeitig ihren Einsatz für hochkomplexe Analysen wie beispielsweise zur Schätzung latenter Pfadmodelle oder von Wachstumskurvenmodellen. Da wir bei der Itemgenese sorgfältig darauf geachtet haben, dass die enthaltenen Items eine hohe Schnittmenge mit bestehenden internationalen Langskalen aufweisen, ist Forschung unter Einsatz der präsentierten Kurzsкала gut anschlussfähig zu bestehenden Forschungsarbeiten zum Thema akademisches Betrugsverhalten.

## Bestehende Limitationen

Die Kurzsкала zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens ist ein Selbstberichtsmaß. Auch wenn Forschung zu verwandten Konstrukten (insbesondere Ehrlichkeit/Bescheidenheit) nahelegt, dass Selbstberichtsmaße durchaus geeignet sein können, um Aufschluss über Betrugsverhalten zu ermöglichen (Heck et al., 2018), ist die valide Erfassung unredlichen Verhaltens im Selbstbericht durch verschiedene Herausforderungen gekennzeichnet. Einige davon lassen sich durch ein optimiertes Studiendesign begegnen. So ist es von großer Wichtigkeit, dass Studien-

<sup>2</sup> Für eine komplexere Modellierung der stark schiefverteilten Items kommen weitergehend auch Zero-Inflated Poisson Regressionen in Frage. Diese Methode ist in erster Linie geeignet, wenn die Vorhersage der Itemausprägungen durch weitere Variablen von Interesse ist.

teilnehmer\_innen glaubhaft Anonymität ihrer Angaben zu Betrugsverhalten zugesichert wird. Für Panelbefragungen in denen persönliche Daten erfasst werden, kann eine günstige Form der Sicherstellung von Anonymität die Verwendung von Randomized-Response-Techniken sein (Scheers & Dayton, 1987). Während sich so Fremdbetrug auf Grund befürchteter sozialer Sanktionen voraussichtlich vermindern lässt, löst diese Methode nicht das Problem möglichen Selbstbetrugs zum Erhalt eines positiven Selbstbildes.

Um das Ausmaß möglicher selbstwertdienlicher oder sonstiger Verzerrungen beim Erfassen von akademischen Betrugsverhalten mittels der dargestellten Kurzsкала zu ermitteln, bedarf es weiterer Forschung. Insbesondere sollte dabei die Größenordnung von Zusammenhängen zwischen dem Selbstberichtsmaß und beobachtetem Betrugsverhalten genauer in den Blick genommen werden. Befunde zu entsprechenden Zusammenhängen würden die Konstruktvalidität der vorgestellten Kurzsкала weiter stützen. Weitergehende Studien könnten auch die diskriminante Validität des Kurzsкала stärker in den Blick nehmen, zum Beispiel durch Untersuchung von Zusammenhängen mit Persönlichkeitsfaktoren, welche keine Bedeutsamkeit für Betrugsverhalten haben. Da die durchgeführte Validierungsstudie in erster Linie darauf abzielte sinnhafte Zusammenhänge für Betrugsverhalten aufzuzeigen, ist eine solche Untersuchung auf Basis des vorliegenden Datensatzes nicht möglich.

Unsere Kurzsкала wurde für den Hochschulsektor entwickelt. Eine Anpassung der Items an andere Bildungskontexte ist mit leichten Veränderungen der Items prinzipiell möglich und sicherlich insbesondere für weiterführende längsschnittliche Forschung erstrebenswert. Entsprechende Derivate der Skala müssten allerdings erneut auf ihre Testgüte geprüft werden, da sich die in diesem Artikel angeführten Gütekriterien ausschließlich auf den Hochschulkontext beziehen.

## Schlussfolgerung

Die Kurzsкала zur Erfassung akademischen Betrugsverhaltens ist ein testökonomisches Instrument, welches sich in Hinblick auf dessen Inhaltsvalidität, interne Konsistenz, Faktorenstruktur und Konstruktvalidität bewährt hat. Die Eignung des Instrumentes für latente Modellierungen ermöglicht komplexe Modellanalysen zu akademischem Betrugsverhalten. Es ist zu erwarten, dass ein flächendeckender Einsatz der Skala in großangelegten Längsschnitts- und Panelstudien neue kritische Erkenntnisse zur Bedeutsamkeit von akademischem Betrugsverhalten für Bildungserträge erbringen kann.

## Literatur

- Akbulut, Y., Sendag, S., Birinci, G., Kilicer, K., Sahin, M. C. & Odabasi, H. F. (2008). Exploring the types and reasons of Internet-triggered academic dishonesty among Turkish undergraduate students: Development of Internet-Triggered Academic Dishonesty Scale (ITADS). *Computers & Education*, 51(1), 463–473.
- Anderman, E. M., Griesinger, T. & Westerfield, G. (1998). Motivation and cheating during early adolescence. *Journal of Educational Psychology*, 90(1), 84–93. <https://doi.org/10.1037/0022-0663.90.1.84>
- Bashir, H. & Bala, R. (2018). Development and validation of academic dishonesty scale (ADS): Presenting a multidimensional scale. *International Journal of Instruction*, 11(2), 57–74.
- Bilen, E. & Matros, A. (2020). Online cheating amid COVID-19. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 182, 196–211. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.12.004>
- Carpenter, D. D., Harding, T. S., Finelli, C. J., Montgomery, S. M. & Passow, H. J. (2006). Engineering students' perceptions of and attitudes towards cheating. *Journal of Engineering Education*, 95(3), 181–194. <https://doi.org/10.1002/j.2168-9830.2006.tb00891.x>
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 464–504. <https://doi.org/10.1080/10705510701301834>
- Egan, L. C., von Hippel, W. & Trivers, R. (2011). Self-deception is adaptive in itself. *Behavioral and Brain Sciences*, 34(1), 1–56. <https://doi.org/10.1017/S0140525X10002542>
- Gogol, K., Brunner, M., Goetz, T., Martin, R., Ugen, S., Keller, U. et al. (2014). "My questionnaire is too long!" The assessments of motivational-affective constructs with three-item and single-item measures. *Contemporary Educational Psychology*, 39, 188–205. <https://doi.org/10.1016/j.cedpsych.2014.04.002>
- Gnamb, T. & Kaspar, K. (2015). Disclosure of sensitive behaviors across self-administered survey modes: A meta-analysis. *Behavior Research Methods*, 47(4), 12371259. <https://doi.org/10.3758/s13428-014-0533-4>
- Heck, D. W., Thielmann, I., Moshagen, M., & Hilbig, B. E. (2018). Who lies? A large-scale reanalysis linking basic personality traits to unethical decision making. *Judgment and Decision Making*, 13, 356–371.
- Hilbig, B. E. (2022). Personality and behavioral dishonesty. *Current Opinion in Psychology*, 47, Article 101378. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2022.101378>
- Janke, S., Rudert, S. C., Petersen, Ä., Fritz, T. M. & Daumiller, M. (2021). Cheating in the wake of COVID-19: How dangerous is ad-hoc online testing for academic integrity? *Computers and Education Open*, 2, Article 100055. <https://doi.org/10.1016/j.caeo.2021.100055>
- Karabenick, S. A., Woolley, M. E., Friedel, J. M., Ammon, B. V., Blazevski, J., Bonney, C. R. et al. (2007). Cognitive processing of self-report items in educational research: Do they think what we mean? *Educational Psychologist*, 42, 139–151. <https://doi.org/10.1080/00461520701416231>
- Klein, S. A., Thielmann, I., Hilbig, B. E. & Heck, D. W. (2020). On the robustness of the association between Honesty-Humility and dishonest behavior for varying incentives. *Journal of Research in Personality*, 88, Article 104006. <https://doi.org/10.1016/j.jrp.2020.104006>
- Marques, T., Reis, N. & Gomes, J. (2019). A bibliometric study on academic dishonesty research. *Journal of Academic Ethics*, 17, 169–191. <https://doi.org/10.1007/s10805-019-09328-2>
- Mazar, N., Amir, O. & Ariely, D. (2008). The dishonesty of honest people: A theory of self-concept maintenance. *Journal of Mar-*

- ketung Research, 45(6), 633644. <https://doi.org/10.1509/jmkr.45.6.633>
- McCabe, D. L. & Trevino, L. K. (1997). Individual and contextual influences on academic dishonesty: A multicampus investigation. *Research in Higher Education*, 38, 379–396. <https://doi.org/10.1023/A:1024954224675>
- Midgley, C., Maehr, M. L., Hrada, L. Z., Anderman, E., Anderman, L., Freeman, K. E. et al. (2000). *Manual for the patterns of adaptive learning scales*. Michigan, MI: University of Michigan.
- Moralista, R. & Oducado, R. M. (2020). Faculty perception toward online education in higher education during the coronavirus disease 19 (COVID-19) pandemic. *Universal Journal of Educational Research*, 8(10), 4 736–4 742. <https://doi.org/10.13189/ujer.2020.081044>
- Moshagen, M., Hilbig, B. E. & Zettler, I. (2014). Faktorenstruktur, psychometrische Eigenschaften und Messinvarianz der deutschsprachigen Version des 60-item HEXACO Persönlichkeitsinventars. *Diagnostica*, 60, 86–97.
- Murdock, T. B. & Anderman, E. M. (2006). Motivational perspectives on student cheating: Toward an integrated model of academic dishonesty. *Educational Psychologist*, 41(3), 129–145. [https://doi.org/10.1207/s15326985ep4103\\_1](https://doi.org/10.1207/s15326985ep4103_1)
- Nonis, S. & Swift, C. O. (2001). An examination of the relationship between academic dishonesty and workplace dishonesty. *Journal of Education for Business*, 77(2), 69–77. <https://doi.org/10.1080/08832320109599052>
- Pavlin-Bernardić, N., Rovani, D. & Pavlović, J. (2017). Academic cheating in mathematics classes: A motivational perspective. *Ethics & Behavior*, 27, 486–501. <https://doi.org/10.1080/10508422.2016.1265891>
- Peterson, J. (2019). An analysis of academic dishonesty in online classes. *Mid-Western Educational Researcher*, 31(1), 24–36.
- Peterson, C. H., Peterson, N. A. & Powell, K. G. (2017). Cognitive interviewing for item development: Validity evidence based on content and response processes. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 50, 217–223. <https://doi.org/10.1080/07481756.2017.1339564>
- Putnick, D. L. & Bornstein, M. H. (2016). Measurement invariance conventions and reporting: The state of the art and future directions for psychological research. *Developmental Review*, 41, 71–90. <https://doi.org/10.1016/j.dr.2016.06.004>
- Roig, M. & Caso, M. (2005). Lying and cheating: Fraudulent excuse making, cheating, and plagiarism. *The Journal of Psychology*, 139, 485–494. <https://doi.org/10.3200/JRLP.139.6.485-494>
- Royal, K. D. & Flammer, K. (2015). Measuring academic misconduct: Evaluating the construct validity of the Exams and Assignments Scale. *American Journal of Applied Psychology*, 4(3–1), 58–64. <https://doi.org/10.11648/j.ajap.s.2015040301.20>
- Scheers, N. J. & Dayton, C. M. (1987). Improved estimation of academic cheating behavior using the randomized response technique. *Research in Higher Education*, 26(1), 61–69.
- Shalvi, S., Gino, F., Barkan, R. & Ayal, S. (2015). Self-serving justifications: Doing wrong and feeling moral. *Current Directions in Psychological Science*, 24(2), 125–130. <https://doi.org/10.1177/0963721414553264>
- Simha, A. & Cullen, J. B. (2012). A comprehensive literature review on cheating. *International Journal of Cyber Ethics in Education*, 2(4), 24–44. <https://doi.org/10.4018/ijcee.2012100102>
- Steger, D., Schroeders, U. & Wilhelm, O. (2021). Caught in the act: Predicting cheating in unproctored knowledge assessment. *Assessment*. Advance Online Publication. <https://doi.org/10.1177/1073191120914970>
- Teixeira, A. A. C. & Rocha, M. F. (2010). Cheating by economics and business undergraduate students. *Higher Education*, 59, 663–701. <https://doi.org/10.1007/s10734-009>
- Thielmann, I. & Hilbig, B. E. (2019). No gain without pain: The psychological costs of dishonesty. *Journal of Economic Psychology*, 71, 126–137. <https://doi.org/10.1016/j.joep.2018.06.001>
- Wigfield, A. & Eccles, J. S. (2000). Expectancy–value theory of achievement motivation. *Contemporary Educational Psychology*, 25(1), 68–81. <https://doi.org/10.1006/ceps.1999.1015>
- Whitley, B. E., Jr. & Keith-Spiegel, P. (2001). *Academic dishonesty: An educator's guide*. Hove & New York: Erlbaum.
- Ziegler, M., Kemper, C. J. & Krueger, P. (2014). Short scales – Five misunderstandings and ways to overcome them. *Journal of Individual Differences*, 35, 185–189. <https://doi.org/10.1027/1614-0001/a00014>

### Historie

Onlineveröffentlichung: 30.03.2023

### Danksagung

Wir bedanken uns bei Änne Petersen, Elisabeth Limberg, Paula Schmelzer und Danielle Schrepfer für Ihre Unterstützung bei der Studienplanung und Datenakquise.

### Open Data


Die Datensätze und die Mplus-Syntaxe für die durchgeführte Validierungsstudie sind unter Open Science Framework abrufbar. Die permanente URL, die auf diese Rohdaten verweist, findet sich unter <https://osf.io/327s4>.

### Förderung

Die beschriebene Studie zur Validierung der Kurzsкала wurde im Rahmen eines Kooperationsprojekts durchgeführt, welches Stefan Janke (Förderkennzeichen JA 3137/1–1) und Martin Daumiller (Förderkennzeichen DA 2392/1–1) durch die Deutsche Forschungsgemeinschaft bewilligt wurde. Open Access-Veröffentlichung ermöglicht durch die Universität Mannheim.

### ORCID


Stefan Janke

 <https://doi.org/0000-0003-1799-8850>


Tanja Fritz

 <https://doi.org/0000-0002-1854-6269>

Hernán González Cruz

 <https://doi.org/0000-0003-0916-2658>

Selma Carolin Rudert

 <https://doi.org/0000-0001-5986-2447>

Martin Daumiller

 <https://doi.org/0000-0003-0261-6143>

### Dr. Stefan Janke

Lehrstuhl für Pädagogische Psychologie

Universität Mannheim

A5, 6

68159 Mannheim

Deutschland

[stefan.janke@uni-mannheim.de](mailto:stefan.janke@uni-mannheim.de)