



Wie offen sind strukturierte Promotionen wirklich?

Anmerkungen zum Vergleich sozialer Ungleichheiten in einem Beitrag von Susanne de Vogel

Sebastian Neumeyer 

Eingegangen: 19. Juli 2018 / Angenommen: 7. März 2022 / Online publiziert: 11. April 2022
© Der/die Autor(en) 2022

Zusammenfassung In dieser Zeitschrift untersuchte Susanne de Vogel (2017) die Fragestellung, inwieweit sich soziale Ungleichheiten beim Zugang zu individuellen und strukturierten Promotionsformen unterscheiden. Anhand multinomialer Regressionen schätzt de Vogel *Average Marginal Effects (AMEs)* der Bildungsherkunft auf die Übergangswahrscheinlichkeiten in die verschiedenen Promotionsformen und kommt zu dem Schluss, dass „die Bildungsherkunft beim Übergang in strukturierte Promotionsformen und Stipendienprogramme von geringerer Bedeutung [ist] als bei der Aufnahme einer Individualpromotion“ (de Vogel 2017, S. 463). Die vorliegende Replik illustriert, warum der Vergleich der AMEs bei deutlich variierenden Randhäufigkeiten der Übergänge irreführend ist. Als Alternative werden relative Ungleichheitsmaße herangezogen. Es wird vorgeschlagen, Prozentsatzdifferenzen und AMEs an den Randhäufigkeiten der Übergänge zu relativieren, um vergleichende Aussagen über die Repräsentation der Herkunftsgruppen in verschiedenen Promotionsalternativen treffen zu können. Die Ergebnisse zeigen, dass Absolventen aus nichtakademischem Elternhaus in strukturierten Programmen tendenziell schwächer repräsentiert sind als in individuellen Promotionsformen, während Absolventen mit einem promovierten Elternteil in strukturierten Programmen stärker vertreten sind als in individuellen Promotionsformen. Des Weiteren werden die Konsequenzen der Wahl des Ungleichheitsmaßes für die Interpretation der Dekompositionanalysen dargestellt. Der Beitrag schließt mit methodischen Empfehlungen für Vergleiche sozialer Ungleichheiten zwischen Übergangsalternativen.

Schlüsselwörter Bildungsherkunft · Bildungsübergänge · Ungleichheitsvergleich · AME · Dekomposition

S. Neumeyer (✉)
Leibniz-Institut für Bildungsverläufe (LifBi)
Wilhelmsplatz 3, 96047 Bamberg, Deutschland
E-Mail: sebastian.neumeyer@lifbi.de

How Open Are Structured Doctorates Really?

A Comment on the Comparison of Social Inequalities in an Article by Susanne de Vogel

Abstract In this journal, Susanne de Vogel (2017) examines the question of to what extent social inequalities differ between individual and structured doctorates. Based on multinomial regressions, the average marginal effects (AMEs) of educational background on the transition to the various forms of doctoral studies are estimated. The author concludes that the educational background is of less importance in the transition to structured doctoral programs and scholarship programs than in the transition to individual doctorates (de Vogel 2017, p. 463). This article illustrates why comparison of the AMEs is misleading in the case of varying marginal frequencies of the doctoral transitions. As an alternative, relative measures of inequality are employed. It is proposed to relativize percentage differences and AMEs at the marginal distributions of transition alternatives in order to make comparative statements about the representation of origin groups in different doctoral alternatives. The results show that graduates from nonacademic families tend to be less strongly represented in structured programs than in individual forms of doctoral studies, whereas graduates with one parent with a doctorate tend to be more often represented in structured programs than in individual doctoral programs. Furthermore, the consequences of different measures of inequality for the interpretation of the decomposition analyses are presented. The article concludes with methodological recommendations for the comparative analysis of social inequalities of different transition alternatives.

Keywords Educational background · Educational transitions · Comparison of inequalities · AME · Decomposition

1 Einleitung

Die Entscheidung für eine Promotion hängt in Deutschland unter anderem von der Bildungsherkunft ab (Bachsleitner et al. 2020; Enders und Bornmann 2001; Jaksztat 2014; Neumeyer und Alesi 2018). Mit dem Ausbau von strukturierten Promotionsprogrammen verbindet sich die Hoffnung, dass die Rekrutierung des wissenschaftlichen Nachwuchses in zunehmendem Maße über formalisierte Zugangswege und Auswahlverfahren verläuft, wodurch die askriptiven Merkmale Geschlecht und Herkunft an Bedeutung verlieren sollten. In diesem Fall wäre mit dem zunehmenden Ausbau von strukturierten Programmen und Graduiertenschulen eine soziale Öffnung des Zugangs zur Promotion denkbar.

Susanne de Vogel (2017) greift die Differenzierung des Promotionswesens in ihrem Beitrag auf und widmet sich der spannenden Frage, ob strukturierte Promotionsformen (z. B. Graduiertenschulen oder Stipendienprogramme) tatsächlich sozial offener sind als die traditionell angebotenen individuellen Promotionsformen (als wissenschaftlicher Mitarbeiter oder in externer Promotion). Die umfassenden Analysen der Autorin bestätigen diese Erwartung: Die mit *Average Marginal Effects*

Tab. 1 Relative Häufigkeiten der Übergänge in Promotionsformen

	Relative Häufigkeit (in %)
Keine Promotion aufgenommen	69,8
Promotion als wissenschaftlicher Mitarbeiter	17,2
Freie Promotion	9,8
Strukturierte Promotion/Stipendium	3,2
Gesamt	100,0

Quelle: de Vogel (2017, S. 465)

(AMEs) gemessenen Herkunftsunterschiede sind für den Übergang in strukturierte Promotionen niedriger als für den Übergang in individuelle Promotionsformen (de Vogel 2017, S. 457 u. 462).

Es erscheint jedoch fraglich, inwieweit soziale Ungleichheit anhand des AME als absolute Prozentsatzdifferenz operationalisiert und verglichen werden kann. Anlass zum Zweifel besteht aufgrund der deutlich variierenden Randverteilungen der Promotionsübergänge: Während etwa jeder sechste Absolvent eine Promotion als Mitarbeiter aufnimmt, wechselt bisher nur etwa jeder dreißigste Absolvent in ein strukturiertes Programm (Tab. 1). Bei variierenden Randhäufigkeiten kann der Vergleich der Prozentsatzdifferenz zu verzerrten Schlüssen über die soziale Selektivität verschiedener Übergangsalternativen führen. Als Lösung wird vorgeschlagen, zusätzlich relative Ungleichheitsmaße, wie z. B. das Odds Ratio, zurate zu ziehen, um ein umfassenderes Bild zu erhalten (Handl 1985; Lörz und Schindler 2011; Schimpl-Neimanns 2000, S. 17 f.). Variierende Randverteilungen sind zudem nicht nur für den Vergleich der sozialen Selektivität verschiedener Promotionsformen problematisch, sondern auch für den Vergleich weiterer Einflussfaktoren (z. B. Schul- und Studienleistungen) sowie deren Erklärungsbeitrag zu sozialen Ungleichheiten in Abhängigkeit der Bildungsherkunft.

Folglich stellt sich in Bezug auf die Untersuchung des Übergangs in individuelle und strukturierte Promotionen die Frage, inwieweit die Ergebnisse durch die Wahl des Ungleichheitsmaßes beeinflusst werden. Dies ist einerseits für die spezifische inhaltliche Einordnung der Ergebnisse von de Vogel (2017) relevant, andererseits auch für andere Arten von Ungleichheitsvergleichen, die in der Bildungssoziologie behandelt werden. Diesen Vergleichen ist gemein, dass, technisch ausgedrückt, Ungleichheiten zwischen mehreren binären abhängigen Variablen oder zwischen Ausprägungen einer kategorialen abhängigen Variablen innerhalb derselben Population verglichen werden:

- Vergleiche zwischen verschiedenen Alternativen an anderen Übergängen (z. B. Übergänge in verschiedene Schulformen der Sekundarstufe I oder Übergänge von Studierenden: Verbleib vs. Studienabbruch vs. Fachwechsel);
- Vergleiche zwischen verschiedenen abhängigen Variablen (z. B. verschiedene Arten außerschulischer Bildungsaktivitäten); und
- Vergleiche über den Lebensverlauf einer Kohorte hinweg (z. B. das Erreichen eines Bildungsniveaus auf direktem Weg vs. das Erreichen desselben Bildungsniveaus inklusive nachgeholt Abschlüsse).

Zunächst skizziere ich die Anlage sowie die zentralen Ergebnisse der diskutierten Untersuchung (Abschn. 2). Daraufhin werden die Implikationen der Vergleiche von absoluten und relativen Ungleichheitsmaßen illustriert (Abschn. 3). Darauf aufbauend werden Modellrechnungen durchgeführt, anhand derer vergleichende Aussagen über proportionale Chancenungleichheiten beim Zugang zu verschiedenen Promotionsformen getroffen werden können (Abschn. 4). Abschließend werden Implikationen für politische Handlungsempfehlungen diskutiert und Empfehlungen für ähnliche Ungleichheitsvergleiche abgeleitet (Abschn. 5).

2 Eine kurze Rekapitulation

De Vogel (2017, S. 439) untersucht, ob sich soziale Ungleichheiten und Ungleichheitsmechanismen beim Zugang zur Promotion zwischen individuellen und strukturierten Promotionsformen unterscheiden. Es werden geschlechts- und herkunfts-spezifische Ungleichheiten untersucht, wobei ich mich in der Diskussion auf die Disparitäten in Abhängigkeit der Bildungsherkunft konzentriere.

Aus den Besonderheiten strukturierter Programme (Strukturiertheit, formalisierte Rekrutierung, stärkerer Schwerpunkt auf objektiven Auswahlkriterien, fachspezifische Verbreitung) leitet de Vogel fünf Hypothesen zu unterschiedlich stark ausgeprägten Ungleichheiten und Ungleichheitsmechanismen ab. Bezogen auf die *Stärke der Ungleichheiten* wird vermutet, dass sie beim Zugang zu strukturierten Promotionsformen und Stipendienprogrammen geringer ausfällt als bei der Aufnahme einer Individualpromotion, z. B. als wissenschaftlicher Mitarbeiter (H2.1, de Vogel 2017, S. 442). In Bezug auf *Ungleichheitsmechanismen* wird angenommen, dass Leistungsunterschiede beim Zugang zu strukturierten Programmen in höherem Maße zur Ungleichheit beitragen als beim Zugang zu individuellen Formen (H2.3). Herkunftsbezogene Unterschiede in der Anstellung als Hilfskraft, in der Elternschaft und in den Studienfächern sollten beim Zugang zu strukturierten Promotionen hingegen einen geringeren Beitrag zur Ungleichheit leisten als beim Zugang zu individuellen Promotionsformen (H2.2, H2.4, H2.5).

Die Analysen basieren auf dem DZHW-Absolventenpanel (2005.2). Es werden 3406 Universitätsabsolventen traditioneller Abschlussarten (Diplom, Magister, Staatsexamen) danach unterschieden, ob sie innerhalb von 5 Jahren nach Studienabschluss eine Promotion aufgenommen haben. Die Promovierenden werden weiter nach der Form der Promotion differenziert (siehe Tab. 1).

Die Übergangsquoten in die drei Promotionsformen werden zunächst bi- und multivariat unter Kontrolle des Geschlechts und des Alters auf Disparitäten zwischen drei Herkunftsgruppen hin untersucht (Kein Hochschulabschluss im Elternhaus, Hochschulabschluss im Elternhaus, Promotion im Elternhaus). Anschließend werden die zugrunde liegenden Ungleichheitsmechanismen anhand von nichtlinearen Dekompositions- oder Mediationsanalysen (Karlson und Holm 2011) identifiziert und mit Blick auf ihre Erklärungsbeiträge quantifiziert.

Die bivariaten Analysen zeigen, dass Absolventen aus der höchsten Herkunftsgruppe (Promotion im Elternhaus) alle drei untersuchten Promotionsformen häufiger wählen als Absolventen aus einer der beiden niedrigeren Herkunftsgruppen (de Vo-

gel 2017, S. 452). In den multinomialen Regressionsanalysen wird die Einflussstärke der Bildungsherkunft als *Average Marginal Effect (AME)* geschätzt. *AMEs* haben den Vorteil, dass sie anschaulich als mittlere Prozentsatzdifferenzen interpretierbar sind und weniger anfällig für Verzerrungen beim Vergleich genesteter Modelle sind (z.B. im Vergleich zu Odds Ratios; Best und Wolf 2012). Beim Zugang zu strukturierten Promotionen ist der Vorteil von Absolventen mit promovierten Eltern gegenüber Erstakademikern mit durchschnittlich 4 Prozentpunkten „deutlich geringer“ (de Vogel 2017, S. 457) als beim Zugang zu einer der beiden individuellen Promotionsformen (17 oder 8 Prozentpunkte). „Der Übergang in eine Promotion, deren Bearbeitung im Rahmen einer Anstellung als wissenschaftlicher Mitarbeiter erfolgt, ist dabei der selektivste“ (de Vogel 2017, S. 462). Die Ergebnisse entsprechen der Hypothese *H2.1* und bestärken die hochschulpolitische Erwartung, dass mit dem Ausbau strukturierter Programme „personelle Merkmale ... beim Übergang in eine Promotion an Bedeutung verlieren“ (de Vogel 2017, S. 439).

In den Dekompositionsanalysen werden ebenfalls *AMEs* berichtet, um zu quantifizieren, in welchem Ausmaß die Ungleichheitsmechanismen zu den Herkunftsungleichheiten beitragen. Die Dekompositionen zeigen hypothesenkonform, dass herkunftsspezifische Unterschiede im Zugang zu Hilfskraftstellen, in der Elternschaft und in der Studienfachentscheidung jeweils in höherem Maße zu den Ungleichheiten beim Zugang zu individuellen Promotionsformen beitragen als beim Zugang zu strukturierten Programmen (de Vogel 2017, S. 462 f.). Entgegen der in *H2.3* formulierten Erwartung spielen Leistungsunterschiede beim Zugang zu strukturierten Programmen keine größere Rolle als beim Zugang zu individuellen Promotionsformen (de Vogel 2017, S. 463).

3 Ungleichheitsmaße für den Vergleich verschiedener Übergangsalternativen

3.1 Die Analyseperspektive proportionaler Chancengleichheit

Die aufgestellten Hypothesen beziehen sich auf den Vergleich der sozialen Ungleichheiten zwischen verschiedenen Ausprägungen einer Ungleichheitsdimension (Übergänge in verschiedenen Promotionsformen) in Abhängigkeit von einer Ungleichheitsdeterminante (Bildungsherkunft) innerhalb einer Population (Universitätsabsolventen).

Um die Eignung verschiedener Ungleichheitsmaße für diesen Anwendungsfall zu evaluieren, erscheint es zielführend, zunächst zu definieren, unter welchen konkreten Bedingungen man von höheren oder niedrigeren Ungleichheiten sprechen würde. Dabei nehme ich die Analyseperspektive proportionaler Chancengleichheit ein (Hradil 2004, S. 132; Kast 2006), die sich am Sozialprofil, d.h. an den Herkunftsquoten innerhalb der Gruppen von Promovierenden, orientiert.¹ Die Herkunftsquoten in Abhängigkeit der Promotionsformen werden im Folgenden als $P(x|y)$ bezeichnet. x steht

¹ Um proportionale Ungleichheiten zu bestimmen, wird das Sozialprofil einer Bildungsstufe in der Regel mit dem der Gesamtbevölkerung verglichen. Anhand der Absolventendaten können die Herkunftsquoten im Vergleich zu den untersuchten Universitätsabsolventen bestimmt werden. Auf dieser Basis lassen sich

für die Bildungsherkunft und y für die Übergangentscheidung. Weil die Übergänge in die drei Promotionsformen anhand derselben Population untersucht werden, sind die Herkunftsquoten zwischen den Promotionsalternativen vergleichbar.

In Bezug auf die Hypothese *H2.1* wäre zu erwarten, dass die höchste Herkunftsgruppe unter den Promovierenden in strukturierten Programmen schwächer repräsentiert ist als unter den individuell Promovierenden und/oder dass die niedrigste Herkunftsgruppe in den strukturierten Promotionen stärker vertreten ist als in individuellen Promotionsformen.

3.2 Absolute und relative Ungleichheitsmaße

Die Ungleichheitsforschung ist üblicherweise bestrebt, ungleiche Verteilungen in Herkunfts- oder Beteiligungsquoten in einzelne Maßzahlen zu komprimieren. Die Wahl des Ungleichheitsmaßes ist keine triviale Entscheidung, sondern kann die Ergebnisse zur Relation verschiedener Ungleichheiten beeinflussen (z. B. Marks 2004; Lörz und Schindler 2011; Buchholz und Pratter 2017). Folglich stellt sich die Frage, welche Ungleichheitsmaße im vorliegenden Anwendungsfall geeignet sind, die Unterschiede im Sozialprofil der verschiedenen Promotionsformen abzubilden.

De Vogel (2017) bemisst die Ungleichheiten anhand der absoluten Unterschiede zwischen den Herkunftsgruppen. Entsprechend schätzt sie *Average Marginal Effects* (AMEs), die die mittleren Herkunftseffekte auf die Übergangswahrscheinlichkeiten in Prozentpunkten angeben. In bivariaten Analysen entspricht der AME der Prozentsatzdifferenz $d\%$.

Als Alternative zur absoluten Prozentsatzdifferenz werden relative Ungleichheitsmaße empfohlen (z. B. Handl 1985; Lörz und Schindler 2011). Vielfach wurde gezeigt, dass auch verschiedene relative Ungleichheitsmaße zu disparaten Befunden von Ungleichheitsvergleichen führen können (Hellevik 1997; Lörz und Schindler 2011; Schindler 2014, S. 285 f.). Daher werden unterschiedlich aufgebaute relative Maßzahlen untersucht, in deren Metrik sich die Ergebnisse aus dem Originalbeitrag von de Vogel (2017) umrechnen lassen.

Erstens wird das in der Bildungssoziologie häufig verwendete Odds Ratio (OR, auch: Kreuzprodukt- oder Chancenverhältnis) herangezogen. Da Prozentsatzdifferenzen möglicherweise durch die Häufigkeiten der Übergänge $P(y)$ konfundiert sind, untersuche ich zweitens die an der jeweiligen Übergangswahrscheinlichkeit relativierte Prozentsatzdifferenz: $d\%_{\text{rel}} = d\%/P(y)$. Sie steht exemplarisch für eine Gruppe relativer Ungleichheitsmaße, die tendenziell mit der Höhe der Beteiligungs- oder Übergangswahrscheinlichkeit sinken (u. a. Prozentsatzverhältnis, Variationskoeffizient). Die relativierte Prozentsatzdifferenz kann auch als Differenz der relativen Beteiligung interpretiert werden und gibt in diesem Sinne die relative (Über- oder Unter-)Beteiligung einer Herkunftsgruppe im Vergleich zur relativen Beteiligung einer anderen Herkunftsgruppe wieder: $d\%_{\text{rel}} = P(y|x=2)/P(y) - P(y|x=1)/P(y)$.

proportionale Chancenungleichheiten erfassen, die aus dem Übergangsverhalten von Universitätsabsolventen resultieren. Vorgelagerte Selektionsschritte (Hochschulreife, Studienaufnahme und -abschluss) werden ebenso ausgeklammert wie nicht erfasste Zugangswege zur Promotion (Absolventen von ausländischen Hochschulen oder Fachhochschulabsolventen).

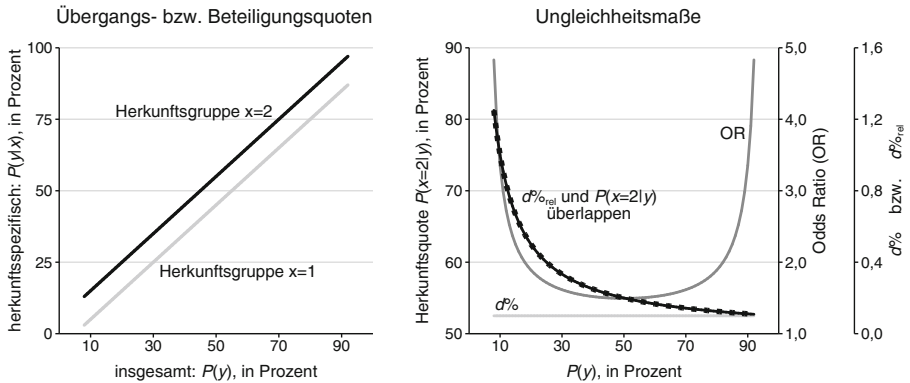


Abb. 1 Veränderung von Ungleichheitsmaßen und Herkunftsquoten bei variierenden Randhäufigkeiten und konstanten Prozentsatzdifferenzen. (Quelle: eigene Berechnung anhand fiktiver Daten mit zwei gleich großen Herkunftsgruppen: $P(x=1)=P(x=2)=50\%$. Die Randhäufigkeit $P(y)$ variiert zwischen 8 % und 92 %. Prozentsatzdifferenz $d\% = P(y|x=2) - P(y|x=1) = 0,10$ oder 10 Prozentpunkte. Odds Ratio $OR = [P(y|x=2)/(1-P(y|x=2))]/[P(y|x=1)/(1-P(y|x=1))]$. Relativierte Prozentsatzdifferenz $d\%_{rel} = d\%/P(y)$)

Vergleicht man Übergänge mit unterschiedlichen Häufigkeiten, so kann man zu unterschiedlichen Aussagen darüber gelangen, welcher Übergang selektiver ist, je nachdem, welche Maßzahl man heranzieht. Abbildung 1 illustriert die divergierenden Verläufe in Anlehnung an Hellevik (1997) sowie Lörz und Schindler (2011). Auf der linken Seite werden fiktive herkunftsspezifische Übergangsquoten (y-Achse) für Bildungsübergänge mit variierenden Gesamthäufigkeiten (x-Achse) abgebildet. Es werden konstante absolute Unterschiede ($d\% = 0,10$) und zwei gleich große Herkunftsgruppen ($P(x) = 50\%$) angenommen. Auf der rechten Seite wird dargestellt, in welchen übergangsspezifischen Herkunftsquoten $P(x|y)$ und in welchen Ungleichheitsmaßen sich die herkunftsspezifischen Übergangsquoten ausdrücken. Daran lässt sich ablesen, inwieweit die untersuchten Ungleichheitsmaße geeignet sind, die soziale Selektivität bei variierenden Randhäufigkeiten zu vergleichen (ein ähnliches Vorgehen findet sich bei Hellevik 2013).

Die Herkunftsquoten sinken streng monoton mit der Gesamthäufigkeit des Übergangs (gepunktete Linie), wenn die Prozentsatzdifferenz konstant ist (hellgraue Linie). Das heißt, dass sich gleiche Prozentsatzdifferenzen im Übergangsverhalten bei niedrigen Randhäufigkeiten in eine deutliche Überrepräsentation der höheren Herkunftsgruppe übersetzen (z. B. $P(x=2|y) = 75\%$ bei $P(y) = 10\%$), während das Ausmaß der Überrepräsentation bei höheren Randhäufigkeiten schwächer ausgeprägt ist (z. B. $P(x=2|y) = 58\%$ bei $P(y) = 30\%$).

Beim Vergleich von Übergängen mit relativen Häufigkeiten von maximal 50% sinken die Odds Ratios (OR, dunkelgraue Linie) und die relativierten Prozentsatzdifferenzen ($d\%_{rel}$, schwarze Linie) ebenfalls streng monoton mit der Gesamthäufigkeit des Übergangs. Wenn die relative Häufigkeit von einem der verglichenen Übergänge über 50% liegt, können auch die relativierten Prozentsatzdifferenzen und die Odds Ratios zu disparaten Aussagen dahingehend führen, an welchem Übergang die Ungleichheit stärker ausgeprägt ist.

Somit zeigt sich erstens, dass für eine Beurteilung der Aussagekraft der Indikatoren die jeweiligen Randhäufigkeiten bekannt sein müssen.² Zweitens sind relativierte Prozentsatzdifferenzen $d\%_{\text{rel}}$ am besten für den Vergleich proportionaler Chancenungleichheit im Sinne einer abweichenden Repräsentation der Sozialgruppen in den Promotionsformen geeignet.³ Bei der Untersuchung von Übergängen mit Randhäufigkeiten von maximal 50% bilden Odds Ratios die Unterschiede in der Repräsentation ebenfalls besser ab als Prozentsatzdifferenzen.

4 Reanalyse der sozialen Ungleichheiten beim Übergang in die Promotion in Abhängigkeit der Bildungsherkunft

4.1 Vergleich der Stärke sozialer Ungleichheiten

Im Folgenden werden die von de Vogel (2017) durchgeführten Analysen um die Perspektive relativer Ungleichheiten erweitert. Die Übergangsquoten der Herkunftsgruppen in die Promotionsformen $P(y|x)$ sowie die Randhäufigkeiten der Herkunftsgruppen $P(x)$ bilden die Berechnungsgrundlage (de Vogel 2017, S. 452 u. 465). Sie wurden zunächst in eine Kreuztabelle mit Gesamtprozenten umgerechnet (Tab. 2). Auf dieser Basis wurden die Herkunftsquoten in den Promotionsformen (Tab. 3) sowie relative Ungleichheitsmaße berechnet (Tab. 4).⁴ Da die Berechnungen auf gerundeten Werten basieren, können geringfügige Abweichungen von den Originaldaten bestehen. Des Weiteren ist zu berücksichtigen, dass es sich hierbei um rein bivariate Analysen handelt, ohne dass Kontrollvariablen berücksichtigt werden. Da

Tab. 2 Datenbasis: Bivariate Verteilung der Bildungsherkunft und der Entscheidung beim Übergang in die Promotion

	Kein akademisches Elternhaus	Hochschulabschluss im Elternhaus	Promotion im Elternhaus	Gesamt
Keine Promotion	32,48	31,76	5,59	69,83
Promotion als wiss. Mitarbeiter	5,47	8,13	3,57	17,17
Freie Promotion	3,56	4,30	1,99	9,84
Strukturierte Prom./ Stipendium	0,89	1,51	0,75	3,15
Gesamt	42,40	45,70	11,90	100,00

Eigene Berechnungen basierend auf de Vogel (2017, S. 452 u. 465). Gesamtprozente

² Ich danke einem anonymen Gutachter für diesen Hinweis.

³ Die Übereinstimmung zwischen proportionalen Chancenungleichheiten und $d\%_{\text{rel}}$ ist darin begründet, dass die relative Unter- oder Überbeteiligung einer Herkunftsgruppe an einem Übergang $P(y|x)/P(y)$ identisch ist mit ihrer relativen Unter- oder Überrepräsentation innerhalb der Gruppe mit dem jeweiligen Übergang $P(x|y)/P(x)$.

⁴ Die exponenzierten Koeffizienten der multinomialen Regression (auch *Relative Risk Ratios* RRR) werden ergänzend berichtet. Sie beziehen die jeweils berechneten Chancen nicht, wie OR, auf die Gegenwahrscheinlichkeit einer Promotionsform, sondern ausschließlich auf die Wahrscheinlichkeit einer festgelegten Referenzkategorie (keine Promotion).

Tab. 3 Herkunftsquoten in Promotionsformen

	Kein akademisches Elternhaus	Hochschulabschluss im Elternhaus	Promotion im Elternhaus	Gesamt
Keine Promotion	46,5	45,5	8,0	100,0
Promotion als wiss. Mitarbeiter	31,8	47,4	20,8	100,0
Freie Promotion	36,2	43,6	20,2	100,0
Strukturierte Prom./ Stipendium	28,3	47,9	23,8	100,0
Gesamt	42,4	45,7	11,9	100,0

Eigene Berechnungen basierend auf de Vogel (2017). Zeilenprozente

sich bivariate Prozentsatzdifferenzen und AMEs, die unter Kontrolle von Geschlecht und Alter geschätzt wurden, in den von de Vogel (2017, S. 452 f.) berichteten Daten nur minimal unterscheiden, gehe ich nicht davon aus, dass die hier vorgestellten Berechnungen aufgrund des Weglassens von Kontrollvariablen von den Originalanalysen abweichen.

Tabelle 3 zeigt die Herkunftszusammensetzung in den Promotionsformen. Absolventen, die mindestens einen Elternteil mit Promotion haben, sind in der Gruppe der strukturiert Promovierenden am stärksten überrepräsentiert. Ihr Anteil liegt in dieser Promotionsform mit 24 % etwa 3 Prozentpunkte über ihrem Anteil in den individuellen Promotionsformen. Die Quote der nichtakademischen Herkunftsgruppe ist in der strukturierten Promotion 3–8 Prozentpunkte niedriger als in den Individualpromotionen. Die Herkunftsquoten sprechen folglich für eine etwas höhere Selektivität der strukturierten Promotion gegenüber den individuellen Promotionsformen. Die freie Promotion erweist sich als die sozial „offenste“ Form.

Die erhöhte Selektivität der strukturierten Promotion zeichnet sich ebenfalls unter Verwendung relativer Ungleichheitsmaße ab, die in Tab. 4 für zwei Herkunftskontraste (Promotion im Elternhaus vs. kein akademisches Elternhaus, Hochschulabschluss vs. kein akademisches Elternhaus) berichtet werden.

Alle relativen Maße zeigen übereinstimmend leicht erhöhte Ungleichheiten beim Zugang zu strukturierten Promotionen im Vergleich zu beiden Formen von Individualpromotionen an (Tab. 4) und widersprechen folglich Hypothese *H2.1*, die von geringeren Ungleichheiten bei der Aufnahme einer strukturierten Promotion ausgeht. Die konträren relativen Ungleichheiten wurden zwar in der Interpretation der bivariaten Analysen in Form von Prozentsatzverhältnissen erwähnt (de Vogel 2017, S. 452), flossen jedoch nicht in die Hypothesenprüfung ein.

4.2 Vergleich der Erklärungsbeiträge von Ungleichheitsmechanismen

In den multivariaten Analysen setzt sich das Problem der Aussagekraft absoluter Ungleichheitsmaße fort. Zwar wird die Verwendung von AMEs für die Berechnung nichtlinearer Modelle empfohlen, da sie als mittlere Effekte auf Wahrscheinlichkeiten anschaulich interpretierbar sind und im Gegensatz zu Odds Ratios weniger anfällig sind, durch das Problem unbeobachteter Heterogenität verzerrt zu werden

Tab. 4 Vergleich verschiedener Maßzahlen zur bivariaten Untersuchung sozialer Ungleichheiten beim Übergang in verschiedene Promotionsformen

	Promotion, gesamt	Promotion als wiss. Mitarbeiter (M)	Freie Promotion (F)	Strukt. Promo- tion/Stipendium (S)	Reihen- folge ^a
$P(y)$ in %	30,2	17,2	9,8	3,2	–
Promotion im Elternhaus vs. Kein akademisches Elternhaus					
<i>Absolutes Ungleichheitsmaß:</i>					
Prozentsatz- differenz ($d\%$)	29,6	17,1	8,3	4,2	M > F > S
<i>Relative Ungleichheitsmaße:</i>					
Odds Ratio (OR)	3,69	2,89	2,19	3,13	S > M > F
Relative Risk Ratio (RRR)	3,69	3,79	3,24	4,89	S > M > F
$d\%_{rel}$	0,98	0,99	0,85	1,31	S > M > F
Hochschulabschluss im Elternhaus vs. Kein akademisches Elternhaus					
<i>Absolutes Ungleichheitsmaß:</i>					
Prozentsatz- differenz ($d\%$)	7,1	4,9	1,0	1,2	M > S > F
<i>Relative Ungleichheitsmaße:</i>					
Odds Ratio (OR)	1,44	1,46	1,13	1,59	S > M > F
Relative Risk Ratio (RRR)	1,44	1,52	1,23	1,73	S > M > F
$d\%_{rel}$	0,24	0,28	0,10	0,38	S > M > F

Eigene Berechnungen basierend auf de Vogel (2017)

Für RRR ist „keine Promotion aufgenommen“ die Referenzkategorie. Für OR bilden jeweils alle anderen Kategorien zusammen die Referenz (z. B. Referenz für M: keine Promotion, F, oder S)

^aM, F, S siehe Spaltenüberschriften

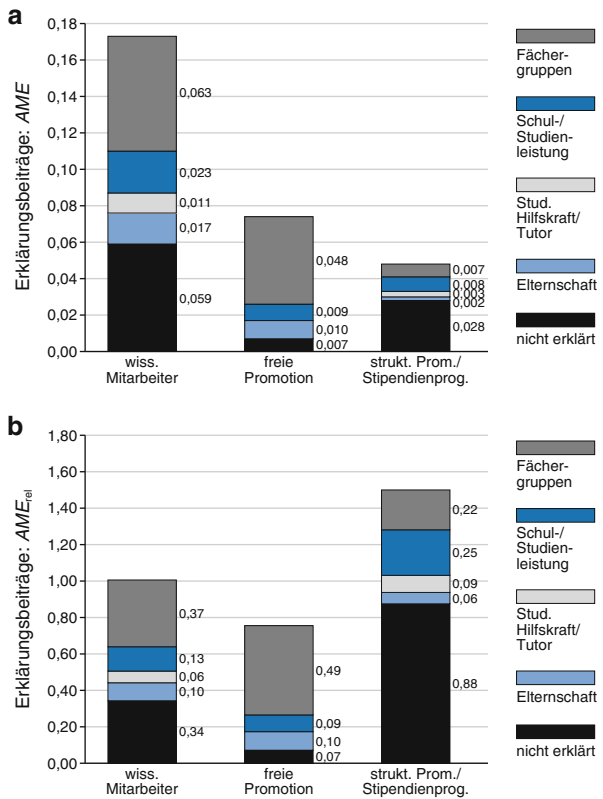
(vgl. Auspurg und Hinz 2011; Best und Wolf 2010, 2012; Mood 2010). Insofern ist das Vorgehen, Effekte der sozialen Herkunft anhand von *AMEs* zu quantifizieren, prinzipiell sinnvoll und nicht Gegenstand dieser Kritik.

Problematisch ist jedoch, dass *AMEs* ebenso wie bivariate Prozentsatzdifferenzen nicht geeignet sind, die soziale Selektivität von Übergangsalternativen mit variierenden Randhäufigkeiten zu vergleichen. Stattdessen empfiehlt sich die Verwendung relativer Ungleichheitsmaße (siehe 3.2). Daher werden die von de Vogel berichteten Dekompositionsergebnisse *ex post* von der Metrik des *AME* in die Metrik relativer Ungleichheitsmaße umgerechnet.⁵ Analog zum Vorgehen bei der Berechnung der relativierten Prozentsatzdifferenzen schlage ich vor, die *AMEs* an der Randhäufigkeit der jeweiligen Promotionsform $P(y)$ zu relativieren: $AME_{rel} = AME/P(y)$.⁶ Die

⁵ Ich sehe von einer Berechnung der ORs oder RRRs ab, weil diese nicht in khb-korrigierter Form vorliegen. Im Fall der RRRs kommt hinzu, dass sich die relative Zusammensetzung der Effekte nicht aus den *AMEs* übertragen lässt.

⁶ In den Ergebnissen der Dekompositionsanalyse (de Vogel 2017, S. 460f.) zeigen sich im Vergleich zu den multinomialen Regressionen (de Vogel 2017, S. 455: Modell 6) leichte Diskrepanzen in den Resteffekten der Bildungsherkunft. Die Resteffekte sollten in beiden Verfahren bei gleicher Modellbildung

Abb. 2 Erklärung sozialer Ungleichheiten zwischen der höchsten und der niedrigsten Herkunftsgruppe beim Zugang zu Promotionsformen: Vergleich verschiedener Ungleichheitsmaße. **a** Average Marginal Effect (*AME*, de Vogel 2017, S. 461). **b** Relativierter *AME* (*AME_{rel}*, eigene Berechnung)



relativen Kompositionen der drei Gesamteffekte, also die erklärten Anteile am jeweiligen Gesamteffekt, bleiben von dieser Reskalierung unberührt. *AMEs* geben mittlere Unterschiede oder Effekte auf Wahrscheinlichkeiten an. Demgegenüber lassen sich *AME_{rel}* als mittlere Unterschiede oder Effekte auf proportionale Chancengleichheiten (oder die relative Beteiligung einer Gruppe gegenüber der relativen Beteiligung einer anderen Gruppe) interpretieren. Bezogen auf die indirekten Mediationspfade geben *AMEs* an, wie hoch die Prozentsatzdifferenz zwischen zwei Herkunftsgruppen ist, die durch Herkunftsunterschiede im jeweiligen Mediator erklärt werden kann. Die *AME_{rel}* geben in den Dekompositionsanalysen an, wie hoch die proportionale Chancengleichheit ist, die durch Herkunftsunterschiede im jeweiligen Mediator erklärt werden kann.

Abbildung 2 gibt die Ergebnisse wieder: Oben die Originalergebnisse unter Verwendung von *AMEs* und unten die relativierten *AMEs* (*AME_{rel}*). Es werden Ungleichheiten zwischen der höchsten und der niedrigsten Herkunftsgruppe beim Zugang zu

identisch sein. Weiterhin ist verwunderlich, dass der berichtete Gesamteffekt für die Aufnahme strukturierter Promotionen (0,044) stärker von der Summe seiner fünf Komponenten (0,048) abweicht, als es durch Rundungsdifferenzen zu erwarten wäre. In Abb. 2 ziehe ich den zweiten Wert als Grundlage für die Berechnung der *AME_{rel}* heran. Für den Vergleich der Beiträge von Ungleichheitsmechanismen sind die Abweichungen vernachlässigbar.

drei verschiedenen Promotionsformen untersucht (Balken), die sich wiederum aus verschiedenen erklärenden Komponenten zusammensetzen (Balkenabschnitte).

Die von de Vogel berechneten $AMEs$ geben jeweils den Beitrag an, den ein Erklärungsfaktor zu absoluten Unterschieden im Übergangsverhalten leistet. Ein AME von 0,01 bedeutet, dass ein Prozentpunkt des Herkunftsunterschieds durch das jeweilige Set von Mediatorvariablen erklärt werden kann. Der AME_{rel} gibt die Beiträge zu Ungleichheiten proportional zu den relativen Gesamthäufigkeiten der Übergänge an. AME_{rel} lassen sich folglich weniger anschaulich interpretieren als $AMEs$, sind aber hinsichtlich der sozialen Selektivität der Promotionsformen mit ungleichen Übergangshäufigkeiten besser vergleichbar und somit aussagekräftiger (siehe 3.2).

Anhand der Dekompositionen wurden vier Hypothesen überprüft, gemäß derer sich die Erklärungsbeiträge der Fächerwahl, der Leistungen, der Betätigung als Hilfskraft und der Elternschaft zwischen den Promotionsformen unterscheiden sollten.

H2.2 folgend sollten herkunftsbedingte Unterschiede in der Ausübung von Hilfskrafttätigkeiten einen größeren Beitrag zu den Herkunftsunterschieden bei der Aufnahme einer Individualpromotion leisten als beim Zugang zu strukturierten Promotionen und Stipendienprogrammen (de Vogel 2017, S. 446). Die $AMEs$ bestätigen diese Vermutung: Beim Zugang zu Promotionen auf Mitarbeiterstellen tragen herkunftsspezifische Erfahrungen aus Hilfskrafttätigkeiten zu Ungleichheiten in Höhe von 1,1 Prozentpunkten bei ($AME = 0,011$; Abb. 2a, erster Balken). Für strukturierte Promotionen und Stipendienprogramme können nur 0,3 Prozentpunkte der Herkunftsdifferenz durch den ungleichen Zugang zu Hilfskraftstellen erklärt werden ($AME = 0,003$; Abb. 2a, dritter Balken).

Unter Verwendung relativer Ungleichheitsmaße trägt die herkunftsspezifische Rekrutierung in Hilfskraftstellen – entgegen *H2.2* – nicht stärker zur Selektivität beim Zugang zu Mitarbeiterstellen bei als zur Selektivität beim Zugang zu strukturierten Programmen. Gemessen als AME_{rel} ist der Beitrag zu proportionalen Chancenungleichheiten bei strukturierten Programmen sogar etwas größer (0,09 vs. 0,06; Abb. 2b).⁷

Leistungsunterschiede sollten beim Zugang zu strukturierten Programmen stärker zu Ungleichheiten beitragen als bei individuellen Promotionen (*H2.3*). Anhand der $AMEs$ ist die Hypothese abzulehnen: Leistungsunterschiede erklären 2,3 Prozentpunkte der Herkunftsdifferenz beim Zugang zur Promotion als Mitarbeiter, aber nur 0,8 Prozentpunkte beim Zugang zu strukturierten Programmen.

AME_{rel} zeigen hingegen an, in welchem Ausmaß Leistungsunterschiede zu proportionalen Chancenungleichheiten beitragen und zeichnen ein gegenteiliges Bild, das für die Annahme von *H2.3* spricht: Beim Zugang zu strukturierten Promotionen ist der Erklärungsbeitrag der Leistungen höher als beim Zugang zu den individuellen Promotionsformen. In Übereinstimmung mit diesem Befund legen die etwas

⁷ Darauf weisen auch die im Anhang berichteten bivariaten Ergebnisse hin (de Vogel 2017, S. 466). Ehemalige Hilfskräfte und Tutoren weisen jeweils erhöhte Übergangshäufigkeiten in Promotionen als Mitarbeiter oder strukturierte Programme auf. Berechnet man hieraus die bivariaten Anteile ehemaliger Hilfskräfte innerhalb der Promotionsformen, sind diese bei strukturierten Promotionen minimal höher (etwa 75%) als bei Mitarbeiterpromotionen (etwa 70%).

besseren Abitur- und Examensnoten der strukturiert Promovierenden – im Vergleich zu anderen Promotionsformen – ebenfalls eine erhöhte Leistungsselektivität beim Zugang zu strukturierten Programmen nahe (de Vogel 2017, S. 466).

Die in H2.4 und H2.5 vermuteten Unterschiede der Erklärungskraft der Studienfachwahl und der Elternschaft können in beiden untersuchten Ungleichheitsmetriken bestätigt werden, wenngleich die Unterschiede bei Betrachtung von relativierten AMEs weniger prononciert ausfallen.

Der nicht erklärte Resteffekt ist ausschließlich für Promotionen als Mitarbeiter statistisch signifikant (de Vogel 2017, S. 458). Dennoch ist er auch beim Zugang zu strukturierten Promotionen von Interesse, da er mehr als die Hälfte des Gesamtunterschieds ausmacht. Über den nichterklärbaren Unterschied wurden keine expliziten Hypothesen aufgestellt. Im Rahmen der Begründung möglicher Unterschiede in den Gesamteffekten wurden Mechanismen angesprochen, die sich, vermutlich nicht erschöpfend, zum Resteffekt zusammensetzen sollten. Zum einen sollten Erstakademiker die Kosten und Erfolgchancen einer strukturierten Promotion im Vergleich zu individuellen Promotionsformen günstiger einschätzen (de Vogel 2017, S. 441 f.). Zum anderen sollten stärker formalisierte Rekrutierungswege zu einem Abbau leistungsfremder Selektionskriterien führen (de Vogel, S. 443 f.). Beide Überlegungen legen nahe, dass der Resteffekt beim Zugang zu strukturierten Programmen geringer ist als bei der Aufnahme einer individuellen Promotion.

Wenn die nichterklärbaren Unterschiede relativ als proportionale Chancenungleichheiten operationalisiert werden (AME_{rel}), fallen sie beim Zugang zu strukturierten Promotionen größer aus als beim Zugang zu beiden individuellen Promotionsformen. Folglich werden die ungleichheitsverringernenden Effekte der strukturierten Promotion (günstigere Kosten- und Erfolgseinschätzung bei Erstakademikern und verringerte Fremdselektion nach askriptiven Merkmalen), soweit sie überhaupt eingetreten sind, von stärker ausgeprägten ungleichheitserhöhenden Effekten begleitet und überlagert. Im Fazit werden mögliche Alternativerklärungen skizziert.

5 Fazit

Dieser Beitrag beschäftigte sich mit der Frage, ob herkunftsbedingte Ungleichheiten beim Zugang zu strukturierten Promotionen geringer ausfallen als beim Zugang zu individuellen Promotionsformen. Aufgrund unterschiedlicher Häufigkeiten der Promotionsformen stellte sich zunächst die methodische Frage, inwieweit sich verschiedene Ungleichheitsmaße zum Vergleich sozialer Ungleichheiten eignen. Zur Überprüfung wurden unterschiedlich stark ausgeprägte Ungleichheiten exemplarisch simuliert und mit absoluten und relativen Ungleichheitsmaßen quantifiziert. Ausgehend von einem Verständnis proportionaler Chancenungleichheit diente die Repräsentation von Herkunftsgruppen als Vergleichsmaßstab. Dabei zeigte sich, dass einfache Prozentsatzdifferenzen bei variierenden Häufigkeiten verschiedener Übergangsalternativen zu Fehlschlüssen dahingehend führen können, welcher Übergang als sozial selektiver einzustufen ist. An der Übergangswahrscheinlichkeit *relativierte* Prozentsatzdifferenzen und – soweit Übergänge mit Randhäufigkeiten unter 50%

untersucht werden – Odds Ratios erwiesen sich demgegenüber als besser vergleichbar.

Erste Reanalysen belegen, dass der alleinige Vergleich von Prozentsatzdifferenzen in den von de Vogel (2017) untersuchten Daten problematisch ist. Betrachtet man die Herkunftquoten in den Promotionsformen und relative Ungleichheitsmaße anstatt der Prozentsatzdifferenzen oder der *AMEs*, führt dies bei drei der fünf untersuchten Herkunftshypothesen zu einer konträren Interpretation. Da die durchgeführten Reanalysen auf den publizierten Ergebnissen und nicht auf eigenständigen Analysen beruhen, sind sie mit Unsicherheiten verbunden, da beispielsweise gerundete Werte für die eigenen Berechnungen herangezogen wurden und keine statistischen Tests durchgeführt wurden. Nichtsdestotrotz sollten diese Unsicherheiten im Vergleich zum beschriebenen Problem gering ausfallen.

Von besonderer Relevanz ist das Ergebnis der Reanalyse, dass Erstakademiker in der strukturierten Promotion etwas schwächer repräsentiert sind als in den individuellen Promotionsformen. Die Erwartung, herkunftsspezifische Ungleichheiten beim Zugang zur Promotion durch strukturierte Promotionsmöglichkeiten zu verringern, hat sich demnach nicht erfüllt. Es ist jedoch nicht auszuschließen, dass es sich bei der erhöhten Selektivität der strukturierten Promotionen um ein passageres Phänomen handelt. Dennoch legen die Ergebnisse der durchgeführten Reanalysen – konträr zum Fazit von de Vogel (2017, S. 464) – nicht nahe, dass ein Ausbau strukturierter Promotionsprogramme eine geeignete bildungspolitische Maßnahme zur Reduktion von Ungleichheiten in Abhängigkeit der Bildungsherkunft ist. Derartige Abweichungen der Ergebnisse in Abhängigkeit vom Ungleichheitsmaß können auch bei weiteren Veränderungen im Bildungsangebot auftreten. Wenn neue Programme schrittweise eingeführt werden und daher zunächst nur in geringem Ausmaß gewählt werden können oder dauerhaft als quantitativ exklusivere Programme vorliegen, begünstigt der Vergleich von *AMEs* die Einschätzung der sozialen Selektivität neuer Bildungsalternativen systematisch im Vergleich zu etablierteren Programmtypen.

Schließlich ist die Wahl des Ungleichheitsmaßes für die Frage relevant, an welchem Übergang die untersuchten Ungleichheitsmechanismen stärker zu sozialen Ungleichheiten beitragen. Die Ungleichheiten sind bei der Aufnahme einer strukturierten Promotion ausgeprägter, weil Leistungskriterien beim Zugang zu strukturierten Programmen eine größere Rolle spielen als bei der Aufnahme einer individuellen Promotion. Des Weiteren bestehen beim Zugang zu strukturierten Promotionen größere Ungleichheiten, die *nicht* durch die beobachteten Mediatoren erklärt werden können. Folglich scheinen weitere Ungleichheitsmechanismen zu existieren, aufgrund derer Absolventen mit Promotion im Elternhaus häufiger eine strukturierte Promotion aufnehmen als Erstakademiker.

Erstens können sie aus den elterlichen Promotionserfahrungen schöpfen und sollten daher für die spezifischen Vorteile der strukturierten Promotion im Vergleich zu individuellen Promotionen (de Vogel 2017, S. 441) empfänglicher sein. Zweitens ist es denkbar, dass strukturierte Programme und Stipendien als qualitatives Distinktionsmerkmal genutzt werden, um bei zunehmenden Promotionszahlen relative Statusvorteile aufrechtzuerhalten (Lucas 2001): Strukturiert Promovierte könnten insbesondere im Wissenschaftssystem günstigere Karrierechancen aufweisen. Des Weiteren ist es möglich, dass das Renommee von Stipendienprogrammen und von

spezifischen Graduiertenschulen, die durch die Exzellenzinitiative gefördert werden, auf privilegierte Herkunftsgruppen besonders anziehend wirkt. Drittens kann es sein, dass Erstakademiker vom Label der Exzellenz abgeschreckt werden, weil sie damit höhere Anforderungen oder geringere Erfolgchancen assoziieren (Weiss et al. 2015, S. 371).

Die Ergebnisse unterstreichen die Forderung nach der forschungspraktischen Reflexion der Messung und des Vergleichs sozialer Ungleichheiten (vgl. Marks 2004; Buchholz und Pratter 2017). Für den Fall, dass die soziale Selektivität unterschiedlich häufiger Übergangsalternativen (oder anderer kategorialer Outcomes) innerhalb einer Population verglichen werden soll, lassen sich folgende Empfehlungen ableiten:

1. Ergänzend zum herkunftsspezifischen Übergangsverhalten ($P(y|x)$) sollten die Herkunftsquoten in Abhängigkeit der gewählten Übergänge ($P(x|y)$) berichtet werden, auch wenn dieses Vorgehen mit Blick auf die übliche Prozentuierung von unabhängigen und abhängigen Variablen kontraintuitiv erscheint.
2. Prozentsatzdifferenzen und *AMEs* sind zwar für sich genommen anschaulich interpretierbar, erlauben aber keinen Schluss auf die soziale Selektivität oder proportionale Chancenungleichheiten. Relative Ungleichheitsmaße (z. B. Odds Ratios und relativierte Prozentsatzdifferenzen) sollten daher ergänzend berichtet werden, da sie sich besser eignen, um die soziale Selektivität von Übergängen mit variierenden Häufigkeiten vergleichbar zu quantifizieren. Bei der Verwendung von *AMEs* ist zudem zu beachten, dass mögliche Nichtlinearitäten, insbesondere bei metrischen Einflussvariablen, nicht anhand eines *AME*-Koeffizienten abgelesen werden können (Best und Wolf 2012, S. 393). In diesen Fällen wird die grafische Darstellung vorhergesagter Werte empfohlen.

Prozentsatzdifferenzen und *AMEs* spiegeln nicht nur proportionale Chancenungleichheiten wider, sondern auch die Randhäufigkeiten von Übergängen. Das muss jedoch trotz der vorliegenden Ausführungen nicht in jedem Fall als unerwünschte Eigenschaft verstanden werden. Wenn z. B. die Auswirkungen oder Erklärungsbeiträge der Ungleichheiten beim Zugang zu verschiedenen Promotionsformen auf nachgelagerte Outcomes (z. B. den Erfolg oder die Erträge einer Promotion) untersucht werden, sind die herkunftsspezifischen Unterschiede in den absoluten Beteiligungsquoten dafür entscheidend, welche quantitative Bedeutung den Ungleichheiten an verschiedenen Übergängen zukommt.

Funding Open Access funding enabled and organized by Projekt DEAL.

Open Access Dieser Artikel wird unter der Creative Commons Namensnennung 4.0 International Lizenz veröffentlicht, welche die Nutzung, Vervielfältigung, Bearbeitung, Verbreitung und Wiedergabe in jeglichem Medium und Format erlaubt, sofern Sie den/die ursprünglichen Autor(en) und die Quelle ordnungsgemäß nennen, einen Link zur Creative Commons Lizenz beifügen und angeben, ob Änderungen vorgenommen wurden.

Die in diesem Artikel enthaltenen Bilder und sonstiges Drittmaterial unterliegen ebenfalls der genannten Creative Commons Lizenz, sofern sich aus der Abbildungslegende nichts anderes ergibt. Sofern das betreffende Material nicht unter der genannten Creative Commons Lizenz steht und die betreffende Handlung

nicht nach gesetzlichen Vorschriften erlaubt ist, ist für die oben aufgeführten Weiterverwendungen des Materials die Einwilligung des jeweiligen Rechteinhabers einzuholen.

Weitere Details zur Lizenz entnehmen Sie bitte der Lizenzinformation auf <http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/deed.de>.

Literatur

- Auspurg, Katrin, und Thomas Hinz. 2011. Gruppenvergleiche bei Regressionen mit binären abhängigen Variablen – Probleme und Fehleinschätzungen am Beispiel von Bildungschancen im Kohortenverlauf. *Zeitschrift für Soziologie* 40:62–73.
- Bachsleitner, Anna, Marko Neumann, Michael Becker und Kai Maaz. 2020. Soziale Ungleichheit bei den Übergängen ins Studium und in die Promotion. Eine kumulative Betrachtung von sozialen Herkunftseffekten im nachschulischen Bildungsvverlauf. *Soziale Welt* 71:308–340.
- Best, Henning, und Christof Wolf. 2010. Logistische Regression. In *Handbuch der sozialwissenschaftlichen Datenanalyse*, Hrsg. Christof Wolf und Henning Best, 827–854. Wiesbaden: VS Verlag.
- Best, Henning, und Christof Wolf. 2012. Modellvergleich und Ergebnisinterpretation in Logit- und Probit-Regressionen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64:377–395.
- Buchholz, Sandra, und Magdalena Pratter. 2017. Wer profitiert von alternativen Bildungswegen? Alles eine Frage des Blickwinkels! *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 69:409–435.
- Enders, Jürgen, und Lutz Bornmann. 2001. *Karriere mit Dokortitel. Ausbildung, Berufsverlauf und Berufserfolg von Promovierten*. Frankfurt a. M.: Campus.
- Handl, Johann. 1985. Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem: Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 37:698–722.
- Hellevik, Ottar. 1997. Class inequality and egalitarian reform. *Acta Sociologica* 40:377–398.
- Hellevik, Ottar. 2013. Measuring Social Inequality in Educational Attainment. In *Class and Stratification Analysis* (Comparative Social Research, Vol. 30), Hrsg. Gunn Elisabeth Birkelund, 319–339. Bingley: Emerald Group Publishing Limited.
- Hradil, Stefan. 2004. *Die Sozialstruktur Deutschlands im internationalen Vergleich*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Jakszat, Steffen. 2014. Bildungsherkunft und Promotionen: Wie beeinflusst das elterliche Bildungsniveau den Übergang in die Promotionsphase? *Zeitschrift für Soziologie* 43:286–301.
- Karlson, Kristian B., und Anders Holm. 2011. Decomposing primary and secondary effects: a new decomposition method. *Research in Social Stratification and Mobility* 29:221–237.
- Kast, Fritz. 2006. „Denn wer hat, dem wird (dazu) gegeben, und er wird im Überfluss haben...“: bildungsschicht- und regionsspezifische Besuchsquoten des Gymnasiums (Sekundäranalyse der Volkszählungsdaten). *Erziehung und Unterricht* 2006:236–263.
- Lörz, Markus, und Steffen Schindler. 2011. Bildungsexpansion und soziale Ungleichheit: Zunahme, Abnahme oder Persistenz ungleicher Chancenverhältnisse – eine Frage der Perspektive? *Zeitschrift für Soziologie* 40:458–477.
- Lucas, Samuel R. 2001. Effectively maintained inequality: Education transitions, track mobility, and social background effects. *American Journal of Sociology* 106:1642–1690.
- Marks, Gary N. 2004. The measurement of socio-economic inequalities in education: A further comment. *Acta Sociologica* 47:91–93.
- Mood, Carina. 2010. Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review* 26:67–82.
- Neumeyer, Sebastian, und Bettina Alesi. 2018. *Soziale Ungleichheiten nach Studienabschluss? Wie sich die Bildungsherkunft auf weitere Bildungsübergänge und den erfolgreichen Berufseinstieg von Hochschulabsolventen auswirkt*. Kassel: INCHER-Kassel.
- Schimpf-Neimanns, Bernhard. 2000. *Hat die Bildungsexpansion zum Abbau der sozialen Ungleichheit in der Bildungsbeteiligung geführt? Methodische Überlegungen zum Analyseverfahren und Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle für den Zeitraum 1950–1989*. ZUMA-Arbeitsbericht 2000/02. Mannheim: Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen.
- Schindler, Steffen. 2014. *Wege zur Studienberechtigung – Wege ins Studium? Eine Analyse sozialer Inklusions- und Ablenkungsprozesse*. Wiesbaden: Springer VS.
- de Vogel, Susanne. 2017. Wie beeinflussen Geschlecht und Bildungsherkunft den Übergang in individuelle und strukturierte Promotionsformen? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 69:437–471.

Weiss, Felix, Steffen Schindler und Maria Gerth. 2015 Hochschulrankings als Kriterium für neue soziale Ungleichheit im tertiären Bildungssystem? *Zeitschrift für Soziologie* 44:366–382.

Sebastian Neumeyer 1984, Dipl. Soz., wissenschaftlicher Mitarbeiter am Leibniz-Institut für Bildungsvverläufe (LIfBi). Forschungsgebiete: Soziale Ungleichheit, Hochschulforschung. Veröffentlichungen: An investigation of the causal effect of educational expectations on school performance. Behavioral consequences, time-stable confounding, or reciprocal causality? *Research in Social Stratification and Mobility* 71, 2021 (mit S. Dochow); Hochschulabsolvent/innen mit Migrationshintergrund am Übergang in die Promotion, *Soziale Welt* 70, 2019 (mit I. Pietrzyk).