

### Können intensive Beratungsprogramme soziale Ungleichheit beim Übergang in die Hochschule reduzieren? Ergebnisse eines Feldexperiments

Erdmann, Melinda; Pietrzyk, Irena; Helbig, Marcel; Jacob, Marita; Stuth, Stefan

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB)

#### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Erdmann, M., Pietrzyk, I., Helbig, M., Jacob, M., & Stuth, S. (2022). Können intensive Beratungsprogramme soziale Ungleichheit beim Übergang in die Hochschule reduzieren? Ergebnisse eines Feldexperiments. *Schweizerische Zeitschrift für Soziologie = Revue Suisse de Sociologie = Swiss Journal of Sociology*, 48(1), 137-162. <https://doi.org/10.2478/sjs-2022-0007>

#### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer CC BY-NC-ND Lizenz (Namensnennung-Nicht-kommerziell-Keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Nähere Auskünfte zu den CC-Lizenzen finden Sie hier: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/deed.de>

#### Terms of use:

This document is made available under a CC BY-NC-ND Licence (Attribution-Non Commercial-NoDerivatives). For more information see: <https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0>

## **Können intensive Beratungsprogramme soziale Ungleichheit beim Übergang in die Hochschule reduzieren? Ergebnisse eines Feldexperiments**

Melinda Erdmann\*, Irena Pietrzyk\*\*, Marcel Helbig\*, Marita Jacob\*\*  
und Stefan Stuth\*\*\*

*Zusammenfassung:* Im Beitrag wird die Wirkung eines intensiven Beratungsprogramms zur Förderung der Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten untersucht. Mittels Daten aus einer experimentellen Panelstudie werden der durchschnittliche Effekt auf die Studienaufnahme direkt nach dem Abitur und die Effektheterogenität nach Bildungsherkunft überprüft. Es zeigt sich keine positive Wirkung der Teilnahme. Diese Ergebnisse werden in Bezug auf die ungleichheitsreduzierenden Potentiale individueller Beratung in Deutschland diskutiert.

*Schlüsselwörter:* Studienaufnahme, Bildungsintervention, Experiment, soziale Herkunft

### **Do Intensive Guidance Programs Reduce Social Inequality in the Transition to Higher Education? Results of a Field Experiment**

*Abstract:* This paper examines the effect of an intensive counseling program to promote college access of students who are eligible for college. Using data from an experimental panel study, we examine the average effect on university enrollment directly after high school graduation and the effect heterogeneity by educational background. No positive effect of participation is found. We discuss these results in relation to the potential of reducing inequalities by individual counseling in Germany.

*Keywords:* College access, educational intervention, experiment, social origin

### **Les programmes de conseil intensif peuvent-ils réduire les inégalités sociales dans la transition vers l'université? Résultats d'une expérience de terrain**

*Résumé:* Cet article examine l'effet d'un programme de conseil intensif visant à promouvoir l'inscription des étudiants à l'université. À l'aide des données d'une étude expérimentale en longitudinale, nous examinons l'effet moyen de ce programme sur l'inscription à l'université directement après l'Abitur et l'hétérogénéité de l'effet selon le niveau d'éducation. Aucun effet positif de la participation n'est constaté. Ces résultats sont discutés en ce qui concerne le potentiel de réduction des inégalités du conseil individuel en Allemagne.

*Mots-clés:* Accès au collège, intervention éducative, design expérimental, origine sociale

---

\* Forschungsgruppe der Präsidentin, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB), D-10785 Berlin, melinda.erdmann@wzb.eu, marcel.helbig@wzb.eu

\*\* Institut für Soziologie und Sozialpsychologie (ISS), Universität zu Köln, D-50923 Köln, pietrzyk@wiso.uni-koeln.de, marita.jacob@wiso.uni-koeln.de

\*\*\* Deutsches Zentrum für Altersfragen (DZA), D-212101 Berlin, stefan.stuth@dza.de

## 1 Einleitung<sup>1</sup>

Trotz seit Jahren steigender Studienberechtigten- und Studierendenquoten<sup>2</sup> sowie einer Vielzahl bildungspolitischer Reformen bestehen in Deutschland und in der Schweiz starke soziale Ungleichheiten in der Beteiligung an der Hochschulbildung (Bundesamt für Statistik 2019; Autorengruppe Bildungsberichterstattung 2020, 190). So hat bis heute die soziale Herkunft von Studienberechtigten einen massgeblichen Einfluss auf die Entscheidung ein Studium aufzunehmen (Becker und Hecken 2008; Hillmert und Jacob 2010; Becker 2012; Lörz 2012; Reimer und Schindler 2013; Helbig et al. 2015). Als für diese Disparitäten verantwortlich werden unter anderem Unterschiede im Informationsstand und in der sozialen Unterstützung beim Übergang in den postsekundären Bildungsweg diskutiert (Hoxby und Turner 2013; Barone et al. 2017; Ehlert et al. 2017; Daniel et al. 2018). Um diesen Ungleichheiten entgegenzuwirken wurden in Deutschland vor etwa einem Jahrzehnt vermehrt individuelle Programme durch die Bildungspolitik und zivilgesellschaftliche Gruppen initiiert, die zu einer Erhöhung des Bildungserfolgs und zu einem häufigeren Übergang in die Hochschulbildung von sozial benachteiligten Gruppen beitragen sollen (BMBF 2010, 51/56), z. B. Arbeiterkind.de, TalentRuhr und NRW-Talentscouting.

Die bisherige empirische Evidenz überwiegend aus den USA und Kanada stützt die Vermutung, dass solche Programme zielführend sein könnten. Der vorhandene Forschungsstand vor allem aus nordamerikanischen Studien legt nahe, dass individuelle Beratungen die Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten niedriger sozialer Herkunft erhöhen und dass diese tendenziell effizienter sind als kurze Informationsworkshops (für eine Übersicht: Herbaut und Geven 2020). Für den europäischen Kontext existieren bislang nur wenige (quasi-)experimentelle Studien über die Auswirkungen kürzerer Informationsworkshops auf die Studienaufnahme, die ebenfalls zu einer eher pessimistischen Einschätzung hinsichtlich der Wirksamkeit gelangen (z. B. Barone et al. 2017; Ehlert et al. 2017; Daniel et al. 2018). Studien zu individuellen Beratungsprogrammen in europäischen Ländern gibt es bislang kaum (Herbaut und Geven 2020). Eine Übertragung der Ergebnisse aus Nordamerika auf den deutschen Kontext, den wir in unserem Beitrag betrachten werden, ist insofern schwierig, da sich die Schul- und Hochschulsysteme deutlich unterscheiden, mit beispielsweise weniger stratifizierter allgemeiner Schulbildung bei gleichzeitig erheblich ausdifferenziertem Hochschulsektor in den USA. Diese Aspekte betreffen möglicherweise den Beratungs- und Unterstützungsbedarf von

---

1 Die Forschung für diesen Beitrag wurde durch das Ministerium für Kultur und Wissenschaft des Landes Nordrhein-Westfalen gefördert.

2 So lag die Studienberechtigtenquote in Deutschland 1995 noch bei ca. 36 % und stieg bis 2018 auf ca. 51 % an (Autorengruppe Bildungsberichterstattung 2020, 187) und in der Schweiz stieg die Maturitätsquote von ca. 25 % in 2000 auf ca. 40 % in 2018 (Bundesamt für Statistik 2020).

Jugendlichen und könnten somit dazu führen, dass die Wirkung von Programmen in Deutschland anders ausfällt als in den USA.

Vor dem Hintergrund dieser Forschungslücke ist es das Ziel unseres Beitrags, erstmalig für den deutschen Kontext mittels eines randomisiert-kontrollierten Designs zu untersuchen, ob ein intensives individuelles Beratungsprogramm die Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten fördert. Da insbesondere eine ungleichheitsreduzierende Wirkung von grosser gesellschaftspolitischer Bedeutung ist, untersuchen wir zudem, ob Personen in Abhängigkeit von ihrer Bildungsherkunft unterschiedlich stark von dem Programm profitieren. Denn der ungleichheitsreduzierende Effekt von Bildungsinterventionen hängt unter anderem davon ab, wie stark die Effektheterogenität nach Bildungsherkunft ausfällt (vgl. Pietrzyk und Erdmann 2020). Zur Analyse werden Daten der experimentellen ZuBAb-Studie (Zukunfts- und Berufspläne vor dem Abitur) herangezogen und der Effekt des Programms auf die Studienaufnahme ein halbes Jahr nach dem Erwerb des Abiturs untersucht.

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt aufgebaut: Im nächsten Abschnitt (2) werden Programme zur Reduzierung von Bildungsdisparitäten und der Forschungsstand zu ihrer Wirksamkeit dargestellt. Im darauffolgenden Abschnitt werden das Beratungsprogramm (3.1), die Erhebungsdaten (3.2) und das experimentelle Design (3.3) beschrieben. Der vierte Abschnitt beschreibt deskriptiv die unterschiedlichen Bildungswege ein halbes Jahr nach dem Abitur in Abhängigkeit von der randomisierten Zuordnung (4.1), stellt die Ergebnisse der Wirkungsanalysen zur Studienaufnahme dar (4.2) und diskutiert die Robustheit der Ergebnisse (4.3). Der Beitrag endet mit einer Diskussion der ungleichheitsreduzierenden Potentiale von deutschen Beratungsprogrammen in der gymnasialen Oberstufe im internationalen Vergleich (5).

## 2 Forschungsstand zu Programmen zur Förderung der Studienaufnahme

### 2.1 Programme zur Verringerung von sozialen Ungleichheiten beim Hochschulzugang

Viele Programme zur Reduzierung von Bildungsungleichheiten rekurrieren auf soziologische Erkenntnisse zu den Ursachen von sozialen Disparitäten an Bildungsübergängen. Dabei orientieren sich die Angebote an Entscheidungstheorien (Rational Choice) oder konflikttheoretischen Ansätzen der Bildungssoziologie, die auch in der empirischen Forschung sehr häufig Anwendung finden. Aus der Perspektive der Rational Choice-Theorie sind soziale Ungleichheiten bei den Bildungsentscheidungen das Resultat primärer und sekundärer Herkunftseffekte (Boudon 1974; Erikson und Jonsson 1996; Breen und Goldthorpe 1997; Esser 1999). Die primären Herkunftseffekte betreffen die akademischen Leistungen, die aus schichtspezifischen Unterschieden in der Verfügung über materielle und immaterielle Ressourcen re-

sultieren können. Die sekundären Effekte beziehen sich hingegen auf die subjektive Beurteilung von Nutzen, Kosten und der Erfolgswahrscheinlichkeit verschiedener Bildungsalternativen (Boudon 1974). Aus der Perspektive der kulturellen Reproduktionstheorie von Bourdieu und Passeron (1971) sind soziale Ungleichheiten bei den Bildungsentscheidungen das Resultat von existierenden Klassenkulturen, die sich als Habitus in die Individuen einschreiben. Dieser klassenspezifische Habitus umfasst unter anderem Sprachkonventionen, soziale Einstellungen und eine breite Palette von Lebensstilen, die das Bildungshandeln und die -aspirationen prägen (z. B. Ecarius und Wahl 2009). Die Ungleichheit bei Bildungsentscheidungen entsteht unter anderem aufgrund der höheren Anschlussfähigkeit des Habitus höherer Klassen an das akademische System (vgl. Bourdieu und Passeron 1995). Im Vergleich dazu kann die Distanz zwischen den soziokulturellen Codes des Hochschulsystems und dem Habitus von Personen aus niedrigeren sozialen Schichten Gefühle der Fremdheit und des «Nicht-am-Platz»-Seins evozieren (z. B. Schmitt 2010).

Interventionen zur Reduzierung von Bildungsungleichheiten unterliegen sowohl Annahmen der Rational Choice-Theorie als auch der kulturellen Reproduktionstheorie. So existieren Massnahmen, die sich auf die Vermittlung von Informationen zum Nutzen und zu den Kosten eines Studiums konzentrieren (z. B. Informationsportale der Studierendenwerke oder der Studienberatungen der Hochschulen). Das Ziel dieser Massnahmen ist die Veränderung der Einschätzung oben genannter Faktoren, von denen angenommen wird, dass sie die postsekundäre Bildungsentscheidung massgeblich bestimmen. Auch Massnahmen, die eine finanzielle Unterstützung beinhalten bzw. finanzielle Anreize setzen, beeinflussen potentiell die Einschätzung der Kosten (z. B. Deutschland Stipendium, [mystipendium.de](http://mystipendium.de)). Andere Programme zielen wiederum zusätzlich auf den Ausbau sozialer Netzwerke, um die soziale Distanz zur Hochschulbildung zu verringern und die soziale Unterstützung zu stärken (z. B. ArbeiterKind.de, NRW-Talentscouting, Mentorenprogramme der Hochschulen für Schüler:innen).

## 2.2 Untersuchung der Wirksamkeit von Programmen mittels Experimentalstudien

Für den deutschen Kontext ist die Wirksamkeit derartiger Massnahmen und Programme bisher ungenügend untersucht worden. Insbesondere robustere Verfahren wie experimentelle Evaluationsmethoden wurden bisher in Deutschland selten eingesetzt – und dies obwohl zur Evaluation von (Bildungs-)Programmen experimentelle Designs besonders geeignet sind, da sie intern valide kausale Schlüsse über den Programmeffekt ermöglichen. Im Vergleich zu anderen Designs der empirischen Sozialforschung sind diese gegenüber Verzerrungen durch Drittvariablen verhältnismässig robust (z. B. Cook 2002; Zangger und Becker 2019). Denn die randomisierte Zuordnung der Individuen zu verschiedenen Bedingungen (z. B. Intervention/keine Intervention) führt zu einer zufälligen Verteilung von beobachteten und unbeobachteten Merkmalen auf die Bedingungen, wodurch die durchschnittliche Ähnlichkeit

zwischen den Individuen in diesen Gruppen maximiert und ein Selektionsbias umgangen wird. Vor allem bei nicht-curricularen Bildungsinterventionen kann eine Selbstselektion, z. B. basierend auf einer hohen Studienmotivation der Schüler:innen, oder auch eine Fremdselektion, z. B. durch Lehrende, nicht ausgeschlossen werden. Ein solcher Selektionsbias kann durch beobachtete und unbeobachtete Drittvariablen die Ergebnisse zur Wirkung des Programms verzerren. Zwar kann bei nicht-experimentellen Daten mittels der Kontrolle beobachteter Merkmale (z. B. mit gängigen Regressionsanalysen oder mittels Propensity-Score Matching) versucht werden, einen potentiellen Selektionsbias aufzufangen. Doch kann auf diese Weise eine Verzerrung durch unbeobachtete Drittvariablen weniger zuverlässig minimiert werden als dies im experimentellen Design der Fall ist.

Entsprechend der genannten Vorteile experimenteller Designs sind mittlerweile randomisiert-kontrollierte Studien (*randomized controlled trials*, RCTs) bei der Evaluierung von Interventionen zur Förderung der Studienaufnahme international stark verankert. So ist die Anzahl wissenschaftlicher Arbeiten, die RCTs zur Analyse solcher Interventionen anwenden, bemerkenswert gestiegen (für eine Übersicht: Herbaut und Geven 2020). Einige dieser Arbeiten konzentrieren sich explizit auf die Auswirkungen für sozial benachteiligte Hochschulzugangsberechtigte und befassen sich daher insbesondere mit dem ungleichheitsreduzierenden Potential von Bildungsinterventionen. Insgesamt deuten die Ergebnisse darauf hin, dass individuelle Beratungsprogramme im Vergleich zu kurzen Informationsworkshops die Studienaufnahme gezielt fördern können. Von 17 in einem systematischen Review berücksichtigten Studien zur Wirkung individueller Beratungs- und Unterstützungsprogramme wiesen die meisten Arbeiten einen signifikanten Effekt auf die Studienaufnahme nach und drei Viertel dieser Studien zeigten Effektstärken von über 5 Prozentpunkten auf die Studienaufnahme, wohingegen Informationsveranstaltungen die Studienaufnahme kaum beeinflussten (Herbaut und Geven 2020).

Trotz dieses verstärkten Forschungsinteresses sind RCTs zur Evaluation von Bildungsprogrammen im europäischen Kontext weiterhin spärlich. So konnten Herbaut und Geven (2020) in ihrem Review zu Interventionen zur Förderung der Studienaufnahme aus siebzig gelisteten Studien lediglich sechs aus Europa identifizieren. In Deutschland untersuchten bislang nur zwei Studien Bildungsinterventionen zur Förderung der Studienaufnahme unter Hochschulzugangsberechtigten mittels (quasi-)experimenteller Methoden. Bei beiden Studien handelt es sich um die Evaluation relativ kurzer Interventionen. So zeigten Daniel und Kollegen in ihrer Untersuchung eines einmaligen Informationsworkshops, dass sich die teilnehmenden Schüler:innen sowohl besser informiert fühlten als auch die Erträge eines Studiums kurzfristig anders einschätzten als die Vergleichsgruppe. Ein Effekt auf die Studienintention blieb hingegen aus (Daniel et al. 2018). Im Rahmen des Projekts «Berliner-Studienberechtigten-Panel» (BestUp) wurden anhand einer randomisiert-kontrollierten Studie einerseits die Wirkung eines 20-minütigen Informationswork-

shops in den Schulen (Ehlert et al. 2017) und andererseits die Aussicht auf eine monatliche finanzielle Unterstützung von 300 Euro auf das Bewerbungsverhalten um einen Studienplatz von Studienteilnehmenden mit hoher Ausbildungsintention (Peter et al. 2017) untersucht. In der Wirkungsanalyse zum Informationsworkshops zeigten sich positive Effekte für ein sehr spezifisches Subsample von Studienberechtigten mit niedriger Bildungsherkunft. So zeigten Personen, die bereits eine hohe Studienintention aufwiesen, eine höhere Wahrscheinlichkeit sich auf einen Studienplatz zu bewerben als Personen aus der Kontrollgruppe (Ehlert et al. 2017). Für das Angebot der finanziellen Unterstützung zeigten sich hingegen weder für die gesamte Gruppe noch für Subgruppen Effekte auf die Studienaufnahme (Peter et al. 2017).

Für intensive und individuelle Beratungsprogramme, die über eine einmalige Informationsveranstaltung hinausgehen, existieren einige Studien aus Nordamerika, die eine Wirkung auf die Studienaufnahme nachweisen. Auch wenn sich diese Programme im Schnitt im Verhältnis zu kurzen Informationsworkshops als effektiver erweisen, fallen die Effektstärken dennoch recht heterogen aus und reichen von 0 bis 20 Prozentpunkten Differenz in der Studienaufnahme (für eine Übersicht: Herbaut und Geven 2020). Diese grosse Spannweite ist vermutlich darauf zurückzuführen, dass sich die untersuchten Interventionen teils erheblich unterscheiden, was unter anderem auf die je verschiedenen Programmziele und theoretischen Fundierungen zurückgehen dürfte. So legen etwa einige Interventionen einen Fokus auf die Finanzierung (z. B. Bettinger et al. 2012), wohingegen andere Programme auch die akademischen Kompetenzen fördern (z. B. Avery 2013). Auch variiert die Programmdauer enorm: Während einige Interventionen bereits drei Jahre vor dem Schulabschluss ansetzen (z. B. Ford et al. 2012), greifen andere Programme in der Phase zwischen Schulabschluss und Studienaufnahme (z. B. Castleman et al. 2014). Weiterhin ist die Wirkung in je verschiedenen Bildungssystemen untersucht worden. Trotz des in den letzten Jahren insgesamt gestiegenen Forschungsinteresses existiert bislang keine standardisierte Typologisierung individueller Beratungsprogramme zur Förderung der Studienaufnahme. In Verbindung mit noch intensiveren Forschungsanstrengungen würde es diese ermöglichen, die Interventionen und ihre jeweilige Effektivität in je verschiedenen Bildungskontexten systematisch miteinander zu vergleichen und darauf aufbauend differentielle Prognosen zur Höhe des erwarteten Effekts für eine spezifische Form der individuellen Beratung in einem bestimmten Bildungskontext abzuleiten.

### 2.3 Hypothesen

Im Unterschied zur existierenden Forschung über Informationsveranstaltungen wurden individuelle und inhaltlich breit angelegte Beratungsprogramme in Deutschland bislang nicht methodisch rigoros mittels RCTs untersucht. Vor dem Hintergrund von bereits etablierten derartigen Angeboten (z. B. *Arbeiterkind.de*, *NRW-Talentscouting*, *TalentRuhr*, *Lebensbegleitende Berufsberatung [LBB] für Schülerinnen und*

*Schüler der Sekundarstufe II der Bundesagentur für Arbeit*) ist diese Forschungslücke bemerkenswert. Auch wenn die deutsche Forschung zu Informationsveranstaltungen eher pessimistische Einschätzungen bezüglich der Beeinflussbarkeit nachschulischer Bildungsentscheidungen liefert, könnten sich mit Blick auf internationale Forschungsergebnisse individuelle Beratungsprogramme auch in Deutschland als effizient zur Förderung der Studienaufnahme erweisen. Denn solche Programme liefern im Unterschied zu Informationsworkshops potentiell individuell passgenaue Informationen und stellen den Teilnehmenden verlässliche Ansprechpersonen an die Seite. Zudem könnten die nachteiligen Effekte einer erlebten sozialen Distanz zum Hochschulstudium potentiell zielgenauer abgebaut werden als dies im Rahmen von Informationsworkshops der Fall ist.

*Daher nehmen wir an, dass ein individuelles Beratungsprogramm die Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten fördert.* (Hypothese 1)

Weiterhin ist davon auszugehen, dass individuelle Beratungsprogramme in Abhängigkeit von der Bildungsherkunft der Teilnehmer:innen die Studienaufnahme unterschiedlich stark beeinflussen. Weil soziale Herkunftsdifferenzen in der Einschätzung der Kosten, des Nutzens und der Erfolgswahrscheinlichkeit eines Studiums und in der sozialen Distanz zum Studium bestehen, könnte die positive Wirkung insbesondere bei Schüler:innen ohne akademischen Hintergrund grösser ausfallen als bei Schüler:innen aus Akademikerfamilien.

*Wir nehmen deshalb an, dass ein individuelles Beratungsprogramm die Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten in Abhängigkeit von der Bildungsherkunft unterschiedlich stark fördert und vor allem Schüler:innen ohne akademischen Hintergrund davon profitieren.* (Hypothese 2)

### 3 Forschungsdesign

#### 3.1 Das Beratungsprogramm

Wir untersuchen die Hypothesen anhand eines individuellen Beratungs- und Unterstützungsprogramms, das von verschiedenen Hochschulen in Nordrhein-Westfalen durchgeführt wird. Die eigens für das Programm zusätzlich qualifizierten Personen sind Teil der jeweiligen Studienberatungen der Hochschulen. Den Kern des Programms stellt eine individuelle und intensive Beratung von Schüler:innen in der Oberstufe dar. Diese Beratung wird in der Regel einzeln und bei Bedarf mehrfach durchgeführt. Das gesamte Programm ist als langfristige Unterstützung konzipiert und dauert gegebenenfalls auch über die Schulzeit hinaus an. Das primäre Ziel des Programms bestand zum Zeitpunkt der durchgeführten Evaluation darin, insbe-

sondere die Studienaufnahme von Schüler:innen ohne akademischen Hintergrund zu fördern.

Zu Programmbeginn findet ein individuelles Beratungsgespräch zwischen den teilnehmenden Schüler:innen und den professionellen Berater:innen statt. In diesem ersten Gespräch werden Zukunftswünsche, Interessen und Problemlagen bei der nachschulischen Bildungswahl erörtert und je nach Bedarf erste konkrete Anliegen besprochen. Der weitere Programmverlauf wird an den Bedürfnissen, Fragen und Unsicherheiten der Schüler:innen individuell ausgerichtet. In weiteren Einzelgesprächen können Bildungswege im Detail besprochen werden (z. B. bezüglich der konkreten Studienfachwahl oder der Wahl eines Ausbildungsberufs) und Fragen zur konkreten Umsetzung der Aspiration geklärt werden (z. B. Finanzierung, Anforderungen bei einer Bewerbung um einen Studien- oder Ausbildungsplatz). In Abhängigkeit von den Aspirationen der Schüler:innen bieten die Berater:innen verschiedene zusätzliche Unterstützungsangebote an. Diese umfassen Vernetzungstreffen mit anderen Schüler:innen mit vergleichbaren Wünschen und Unsicherheiten mit dem postsekundären Bildungsweg, eine Vernetzung mit Berufstätigen in den von den Schüler:innen angestrebten Berufen, den Besuch von Hochschulen, die Teilnahme an Einstufungstests und die Vermittlung an andere Beratungsstellen.

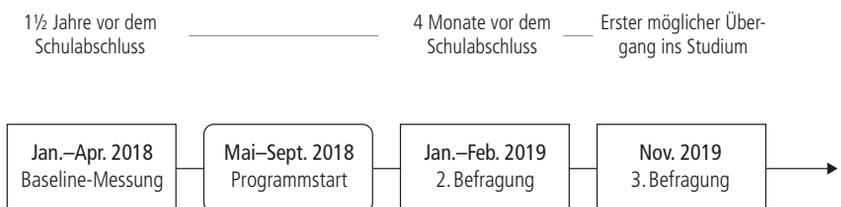
Neben den umfänglichen und passgenauen Informationen, die von den Berater:innen zur Verfügung gestellt werden, liegt ein Fokus des Programms auf der Etablierung einer verlässlichen Vertrauensbasis zwischen den Berater:innen und den teilnehmenden Schüler:innen. Die Berater:innen verstehen sich als Ansprechpersonen zu allen Fragen rund um den nachschulischen Bildungsweg, die auch persönliche Unsicherheiten umfassen können. Um eine niedrigschwellige Ansprechbarkeit und einen regelmässigen Austausch zu gewährleisten, werden in der alltäglichen Praxis auch Kommunikationswege ausserhalb der Beratung genutzt, wie etwa der Austausch über Kurznachrichten. Diese Formen des Austauschs ebenso wie die Beratung in Einzelgesprächen können von den jungen Erwachsenen auch dann noch genutzt werden, sobald sie einen nachschulischen Bildungsweg aufgenommen haben. So können Unsicherheiten, die während des Studiums oder der Ausbildung entstehen, aufgefangen und bearbeitet werden.

### 3.2 Daten

Sowohl für die Umsetzung des experimentellen Designs als auch für die späteren empirischen Analysen werden Paneldaten von Oberstufen-Schüler:innen in Gymnasien und Gesamtschulen verwendet (für eine ausführliche Übersicht über das Studiendesign: vgl. Pietrzyk et al. 2019).<sup>3</sup> Die erste Datenerhebung wurde in Form einer

3 Bei der Auswahl der Schulen für die Panelstudie wurden nur solche Schulen berücksichtigt, die von durchschnittlich eher sozioökonomisch benachteiligten Schüler:innen besucht werden (Standorttypenkonzept, vgl. Isaac 2011). Von 125 geeigneten Schulen konnten 42 Schulen für die Studie rekrutiert werden.

Abbildung 1 Erhebungs- und Befragungsplan der Panelstudie



Quelle: Eigene Darstellung

90-minütigen schriftlichen Befragung der Schüler:innen zu Beginn des Jahres 2018 im Schulkontext durchgeführt ( $N = 1.766$ ). Das Befragungsinstrument umfasste Fragen zu den Berufswünschen und Zukunftsplänen, Einstellungen zu unterschiedlichen postsekundären Bildungswegen sowie zu verschiedenen sozio-emotionalen Kompetenzen, schulischen Leistungen und zum sozialen Hintergrund und wurde durch eine Testung der kognitiven Fähigkeiten (Heller und Perleth 2000) erweitert (für eine detaillierte Beschreibung des Instruments siehe Pietrzyk et al. 2019). Diese Daten der ersten Welle dienen als Basismessung für die experimentelle Programmevaluation. Anschliessend an die erste Befragung wurde ein Teil der Studienteilnehmer:innen der Programmbedingung individuell randomisiert zugeordnet (siehe unten) und das Beratungsprogramm startete ab Mai 2018. Seither wurden zwei weitere Befragungen mit Hilfe eines Onlinefragebogens abgeschlossen, um unter anderem Informationen über den weiteren Werdegang der Studienteilnehmer:innen zu erhalten (vgl. Abb. 1; für die zweite Welle:  $N = 1.512$ ; für die dritte Welle:  $N = 1.374$ ).<sup>4</sup>

### 3.3 Das randomisiert-kontrollierte Design (RCT)

Aufgrund der oben dargestellten Vorteile experimenteller Designs zur Evaluierung von Interventionen ist das RCT zentraler Bestandteil der Wirkungsanalyse.<sup>5</sup> Für das RCT wurden insgesamt 1.404 Schüler:innen an 31 Schulen (22 Gymnasien, 9 Gesamtschulen) berücksichtigt.<sup>6</sup> Entsprechend der Zielsetzungen des Programms erfolgte innerhalb der jeweiligen Schule eine nach Bildungsherkunft stratifizierte Aufnahme der Schüler:innen in das RCT. Konkret wurden Schüler:innen ohne aka-

4 Eine vierte Befragung wurde im Winter 2020/21 durchgeführt. Die Daten lagen zum Zeitpunkt der Erstellung dieses Beitrags noch nicht vor.

5 Das RCT der ZuBA-Studie ist auf der Plattform social science registry unter der Kennnummer 2738 registriert: <https://www.socialscienceregistry.org/trials/2738/> (zuletzt abgerufen am: 27.10.2021).

6 Da die Kapazitäten zum Programmangebot beschränkt waren, konnte das Beratungsprogramm nicht an allen Studienschulen angeboten werden. Die Auswahl der Schulen für das RCT erfolgte zufällig, mit einer Priorisierung von Gesamtschulen, da diese innerhalb der Studienschulen unterrepräsentiert waren.

demischen Hintergrund, d. h. ohne einen Elternteil mit akademischem Abschluss, bevorzugt aufgenommen und noch verfügbare Plätze im RCT mit Schüler:innen mit akademischen Hintergrund aufgefüllt.<sup>7</sup> Innerhalb dieser Studienteilnehmer:innen des RCTs wurden die Schüler:innen individuell randomisiert einer Gruppe mit Programmteilnahme oder einer Kontrollgruppe ohne Programmteilnahme zugeordnet, wobei die Schule und der Bildungshintergrund als Blockvariablen bei der Randomisierung dienten.<sup>8</sup> Die Randomisierung erfolgte extern durch einen Mitarbeiter der GESIS (Leibniz Institut für Sozialwissenschaften). Letztlich wurden  $n = 702$  Schüler:innen der Programmbedingung und  $n = 702$  Schüler:innen der Kontrollbedingung zugeordnet. Hierbei führte die Randomisierung zu einer Gleichverteilung relevanter beobachteter Prädiktoren der Studienaufnahme, namentlich der initialen Studienintention und des initialen Leistungsniveaus, zwischen den Experimentalbedingungen (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1 Verteilungen von ausgewählten Merkmalen in Kontroll- und Programmgruppe

| Schülermerkmale in Welle 1                           | Kontrollgruppe  |           | Programmgruppe  |           | Differenz<br>$\bar{x}_{(K)} - \bar{x}_{(P)}$ | n    |
|--|-----------------|-----------|-----------------|-----------|--|------|
|  | $\bar{x}_{(K)}$ | $n_{(K)}$ | $\bar{x}_{(P)}$ | $n_{(P)}$ |  |      |
| Initiales Leistungsniveau                            | 8.89            | 657       | 9.10            | 653       | -0.21  | 1310 |
| Initiale Studienintention                            | 3.62            | 687       | 3.65            | 675       | -0.03  | 1362 |
|  | %               | n         | %               | n         |  | n    |
| Kein akademischer Hintergrund                        | 52              | 354       | 52              | 353       | 0  | 707  |
| Mindestens ein Elternteil mit akademischem Abschluss | 48              | 327       | 48              | 326       | 0  | 653  |
| %-Anteil / n   | 100             | 681       | 100             | 679       |  | 1360 |

Operationalisierung: Initiales Leistungsniveau auf 15-stufiger Notenskala; initiale Studienintention auf 5-stufiger Likert-Skala. Differenzen werden auf der ursprünglichen Skalierung des erfassten Konstrukts wiedergegeben bzw. als Unterschied in Prozentpunkten.

Zeitnah nach der randomisierten Zuordnung wurden die verantwortlichen Lehrkräfte an den Schulen über das Auswahlergebnis informiert und dazu aufgefordert, die Schüler:innen der Programmbedingung zur Teilnahme am Programm einzuladen.

Der Programmeffekt wird nachfolgend zentral anhand eines Vergleichs der Bildungsverläufe zwischen den Experimentalbedingungen (Programmgruppe vs. Kontrollgruppe) untersucht. Wir folgen damit der experimentellen *intention-to-treat* Analysestrategie, bei welcher die randomisierte Zuordnung zu den Experimentalbedingungen und nicht die tatsächliche Teilnahme am Programm in die Analysen

7 Fehlende Informationen zum Bildungshintergrund wurden anhand der Bücheranzahl, der beruflichen Stellung und des Berufs der Eltern imputiert.

8 Aufgrund der niedrigen Fallzahl der Studienschulen haben wir eine Randomisierung auf Individualebene einer Cluster-Randomisierung auf Schulebene vorgezogen.

eingeht. Neben dem Umstand, dass diese Strategie die experimentelle Zuordnung intakt lässt, weist sie den zusätzlichen Vorteil einer hohen Relevanz für die Bildungspolitik auf, da die resultierende Schätzung nahe am tatsächlichen durchschnittlichen Effekt des Programms unter realen Durchführungsbedingungen liegen sollte (z. B. Hollis und Campbell 1999).<sup>9</sup>

Zur Untersuchung der Programmwirkung werden Daten aus der dritten Befragungswelle genutzt, die wenige Monate nach dem Abitur durchgeführt wurde. Diese Daten umfassen nach Ausschluss einer Schule, an welcher sich die Verantwortlichen direkt nach der ersten Erhebungswelle gegen eine Implementierung des Programms entschieden haben,  $n = 1.034$  Schüler:innen, die sich in Programm- ( $n = 510$ ) und Kontrollgruppe ( $n = 524$ ) aufteilen. Die Panelmortalität zwischen der ersten und der dritten Welle beträgt, unter Auslassung dieser Schule, 23 Prozent.<sup>10</sup>

## 4 Ergebnisse

Wir stellen nachfolgend dar, welchen Effekt das untersuchte individuelle Beratungsprogramm auf die Studienaufnahme wenige Monate nach Erwerb des Abiturs hat. Wir beginnen mit einer nach den Experimentalbedingungen aufgeteilten deskriptiven Darstellung der Bildungswege nach dem Abitur (4.1), prüfen nachfolgend multivariat den durchschnittlichen Programmeffekt (Hypothese 1) und die Effektheterogenität nach Bildungsherkunft (Hypothese 2) (4.2) und gehen abschliessend auf mögliche Verletzungen verschiedener Voraussetzungen ein und prüfen die Robustheit unserer Ergebnisse (4.3).

### 4.1 Deskriptive Ergebnisse zu den Bildungswegen direkt nach dem Abitur

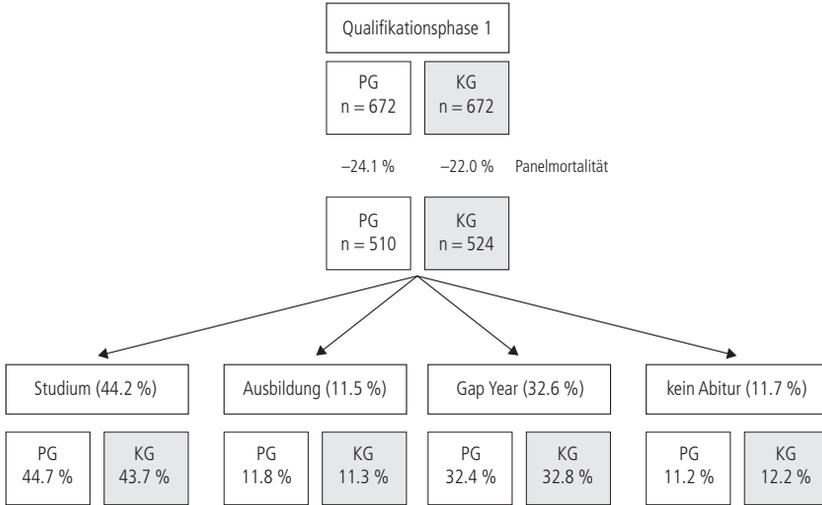
Abbildung 2 stellt die Bildungswege der beiden Experimentalgruppen dar (Programmgruppe und Kontrollgruppe). Ein halbes Jahr nach dem Erwerb des Abiturs hat sich ein grosser Teil der Befragten für ein Studium eingeschrieben (rund 44 Prozent), ein weiteres Drittel hat sich noch nicht zu einem weiteren Bildungsschritt entschlossen und befindet sich im sogenannten Gap-Year<sup>11</sup> (rund 33 Prozent). Ein deutlich geringerer Anteil der Befragten hat eine berufliche Ausbildung begonnen (rund

9 Das ist daher der Fall, weil zu erwarten ist, dass auch unter realen Durchführungsbedingungen einzelne Schüler:innen ein Programmangebot nicht wahrnehmen, die jenen Schüler:innen, die im RCT auf eine Programmteilnahme verzichteten, stark ähneln sollten.

10 Wir adressieren die Problematik der Panelmortalität für Rückschlüsse auf die Programmwirkung im weiteren Verlauf dadurch, dass wir prüfen, ob zwischen den Experimentalgruppen ein systematisch ungleicher Ausfall auf wichtigen Prädiktoren der Studienaufnahme gegeben war (vgl. Kap. 4.3).

11 In unserer Operationalisierung fallen Befragte ins Gap-Year, sofern sie nach dem Abitur keinen nachschulischen Bildungsweg aufgenommen haben. Welchen konkreten Tätigkeiten diese Personen nachgehen, lässt sich Tabelle A1 im Anhang entnehmen.

Abbildung 2 Bildungswege der beiden Experimentalgruppen (Programmgruppe und Kontrollgruppe) ein halbes Jahr nach dem Abitur



Erläuterung: PG: Zuordnung zur Programmgruppe; KG: Zuordnung zur Kontrollgruppe. Studium: inklusive duales Studium; kein Abitur: Schulabbrecher:innen und Jahrgangswiederholer:innen. In Klammern ist die Verteilung über die gesamte Stichprobe ohne Berücksichtigung der Zuordnung zur Programmteilnahme dargestellt.

12 Prozent) oder die Schullaufbahn zum Zeitpunkt der Befragung (noch) nicht mit dem Erwerb des Abiturs beendet (rund 12 Prozent).

Betrachtet man die Verteilungen getrennt nach den Experimentalbedingungen, bestehen kaum Unterschiede zwischen der Gruppe, die der Teilnahme an dem Beratungsprogramm zugeordnet worden ist (PG), und der Kontrollgruppe ohne Programmteilnahme (KG). Diese deskriptive Darstellung deutet stark darauf hin, dass wenige Monate nach Erwerb des Abiturs kein durchschnittlicher Effekt des Beratungsprogramms auf die Studienaufnahme gegeben ist.

#### 4.2 Ergebnisse der Wirkungsanalyse

Zur Prüfung der beiden Hypothesen zur Studienaufnahme (Hypothese 1) bzw. zum Unterschied im Programmeffekt in Abhängigkeit von der Bildungsherkunft (Hypothese 2) ist die zentrale abhängige Variable die Studienaufnahme, die wir zum einen anhand des aktuellen Bildungswegs operationalisieren (Modelle H1a und H2a), zum anderen unter Berücksichtigung der Studienintention (Modelle H1b und H2b). Im ersten Fall erfassen wir die Studienaufnahme über die Situation der jungen Erwachsenen zum Befragungszeitpunkt. Diejenigen, die sich im Gap-Year befinden oder bei denen das Abitur (noch) aussteht, haben entsprechend aktuell (noch) kein

Tabelle 2 Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle für die Wirkung des untersuchten Programms auf die Studienaufnahme, Intention-to-treat-Analyse

| Merkmale  | Modelle zu Hypothese 1 |                     |                    |                     | Modelle zu Hypothese 2 |                     |                    |                     |
|---|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|   | H1a                    |                     | H1b                |                     | H2a                    |                     | H2b                |                     |
|   | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler |
| Experimentalbedingungen<br>(Referenz: Kontrollgruppe)<br>Programmgruppe   | -0.001                 | (0.029)             | 0.015              | (0.023)             | -0.029                 | (0.040)             | 0.028              | (0.033)             |
| Bildungshintergrund:<br>(Referenz: kein<br>akademischer Hintergrund)<br>mindestens ein Elternteil mit<br>akademischem Abschluss |                        |                     |                    |                     | -0.099**               | (0.043)             | 0.047              | (0.033)             |
| Interaktionseffekt<br>(Experimentalbedingungen/<br>Bildungshintergrund)   |                        |                     |                    |                     | 0.062                  | (0.060)             | -0.029             | (0.046)             |
| Konstante   | 0.479***               | (0.088)             | 0.755***           | (0.068)             | 0.512***               | (0.091)             | 0.740***           | (0.068)             |
| <i>n</i>  |                        | 999                 |                    | 999                 |                        | 999                 |                    | 999                 |
| Adj. R <sup>2</sup>   |                        | 0.135               |                    | 0.295               |                        | 0.138               |                    | 0.296               |

Erläuterungen: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Berechnung mit robusten Standardfehlern und unter Kontrolle der Schulzugehörigkeit (school fixed effects) und der initialen Studienintention. Modell H1a und H2a: Operationalisierung der Studienaufnahme über tatsächlichen Bildungsweg, Modell H1b und H2b: Operationalisierung der Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention.

Studium aufgenommen. Im zweiten Fall tragen wir dem Umstand Rechnung, dass sich insbesondere bei den Befragten im Gap-Year eine programmbedingte Differenz in der Studienintention zeigen könnte, und verwenden die Studienintention zusätzlich als Proxy für die Studienaufnahme, das heisst, wir zählen Personen, die ein halbes Jahr nach dem Abitur eine hohe Studienintention berichten, ebenfalls zu den Studierenden.<sup>12</sup> Zur Hypothesentestung verwenden wir lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, wobei die Ergebnisse unter Verwendung logistischer Regressionsmodelle hiervon nicht abweichen.<sup>13</sup> In diesen Modellen wird als die zentrale unabhängige Variable die Zugehörigkeit zu den Experimentalbedingungen verwendet. Für die

12 Eine solche Operationalisierung entspricht dem Vorgehen, das häufig in Analysen mit dem deutschen Studienberechtigtenpanel des DZHW zur Studienaufnahme gewählt wird. Auch hier werden Studierende und Befragte mit hoher Studienintention zu einer Gruppe zusammengefasst (z. B. Helbig et al. 2011; Lörz 2012). In der ZuBAb-Studie wurde die Studienintention wie folgt erfragt: «Was glauben Sie: Wie wahrscheinlich ist es, dass Sie tatsächlich studieren werden?». Die Antwort wurde anhand einer 5-stufigen Likert-Skala erhoben (1 «sehr unwahrscheinlich» bis 5 «sehr wahrscheinlich»). Alle Befragten mit einem Wert von 4 oder 5 werden vorliegend den Studierenden zugeordnet. Die Ergebnisse weichen auch bei Verwendung von einem niedrigeren Cut-Off-Wert nicht von den präsentierten Resultaten ab (nicht dargestellt).

13 Die Ergebnisse der logistischen Regressionsmodelle sind im Anhang in Tabelle A2 dargestellt.

Erhöhung der Power ergänzen wir die Modelle um die initiale Studienintention zum Zeitpunkt der ersten Welle und um die Schulzugehörigkeit.

Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse von linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen für die Aufnahme eines Studiums (mit robusten Standardfehlern).<sup>14</sup> Mit Hilfe der Modelle H1a und H1b prüfen wir die erste Hypothese zur Programmwirkung auf die Studienaufnahme zum Befragungszeitpunkt (Modell H1a) bzw. auf die Studienaufnahme inklusive Studienintention (Modell H1b). Wir sehen, dass in beiden Fällen die Zugehörigkeit zu den Experimentalbedingungen (fast) keinen Einfluss auf die Studienaufnahme hat, wie sich an den Koeffizienten der Zugehörigkeit zu den Experimentalbedingungen, die kaum von null abweichen, ablesen lässt. Die Koeffizienten sind zudem nicht signifikant. Daher kann entgegen unserer Erwartung nicht davon ausgegangen werden, dass das untersuchte individuelle Beratungsprogramm die Studienaufnahme positiv beeinflusst.

Zur Prüfung der zweiten Hypothese zur Effektheterogenität nach Bildungsherkunft fügen wir einen Interaktionsterm zwischen der Bildungsherkunft und der Zugehörigkeit zu den Experimentalbedingungen hinzu. Die Modelle H2a und H2b in Tabelle 2 zeigen die Ergebnisse der Schätzung. In Bezug auf die uns interessierende Hypothese, ob Personen ohne akademischen Hintergrund stärker von dem Programm profitieren, sind die vorliegenden Ergebnisse erneut nicht hypothesenkonform.<sup>15</sup> Sowohl bei einer Operationalisierung der Studienaufnahme anhand der tatsächlichen Bildungswege (Modell H2a) als auch bei einer Operationalisierung unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention (Modell H2b) besteht kein signifikanter Interaktionseffekt zwischen der Zugehörigkeit zu den Experimentalbedingungen und der Bildungsherkunft.<sup>16</sup>

Zusammenfassend kann anhand der vorliegenden Daten weder eine durchschnittliche Wirkung des Programms auf die Studienaufnahme noch ein positiver Effekt für Schüler:innen aus Nicht-Akademikerfamilien nachgewiesen werden. Angesichts der hohen Bedeutung der vorliegenden Ergebnisse für das bildungspolitische Potential von individuellen Beratungsprogrammen in Deutschland und der Programmzielsetzung, insbesondere Bildungsungleichheit zu reduzieren, werden im Folgendem ergänzende Analysen zur Robustheit der Ergebnisse durchgeführt.

14 Aufgrund von fehlenden Angaben konnten in den Analysen die Informationen von  $n = 999$  der Befragten berücksichtigt werden. Da der Anteil der listenweisen Fehlwerte mit drei Prozent sehr gering ist, verzichten wir auf eine Imputation.

15 Der negative Koeffizient des Bildungshintergrunds in Modell H2a ist vor dem Hintergrund der Forschung zu starken sozialen Herkunftseffekten am Studienübergang zunächst kontraintuitiv. Dies ist jedoch darauf zurückzuführen, dass die initiale Studienintention zur Erhöhung der Power in den Modellen kontrolliert wird und eine hohe Studienintention nicht bei der abhängigen Variable berücksichtigt wird. Ohne Kontrolle dieser Variable zeigt sich im Einklang mit der Forschung zu sozialen Ungleichheiten beim Hochschulzugang eine deutliche soziale Selektivität zum Nachteil von Personen ohne akademischen Hintergrund (vgl. Tabelle A3, Modell H2b).

16 Auch eine separate Subgruppenanalyse von Personen ohne akademischen Hintergrund analog zum Modell H1a bzw. H1b zeigt keine Programmwirkung in die erwartete Richtung (nicht dargestellt).

### 4.3 Überprüfung der Robustheit der Ergebnisse

Auch wenn das experimentelle Design gegenüber Beobachtungsdaten zahlreiche Vorteile aufweist, könnten Voraussetzungen verletzt sein, welche die interne Validität der Schätzung der kausalen Wirkung gefährden. Zu den wichtigsten Voraussetzungen zählt die *stable unit treatment assumption* (SUTVA), die unter anderem durch *spill-over* Effekte verletzt sein kann, sowie die Voraussetzung, dass kein systematisch ungleicher Ausfall von Untersuchungseinheiten zwischen den Experimentalbedingungen besteht. Beides betrifft die interne Validität bzw. die Schätzung des Kausaleffekts. Darüber hinaus können spezifische Muster der *non-compliance* Fragen der externen Generalisierbarkeit der Ergebnisse aufwerfen. Im Nachfolgenden diskutieren wir diese drei Punkte für das RCT in der ZuBAb-Studie.

#### *Spill-Over Effekte*

Die SUTVA-Voraussetzung besteht im Kern aus der Annahme der Unabhängigkeit des Ergebnisses einer Untersuchungseinheit von der Zuordnung anderer Untersuchungseinheiten (vgl. Imbens und Rubin 2015). Diese Voraussetzung kann unter anderem durch sogenannte Spill-Over Effekte verletzt sein, bei denen eine Person A aufgrund ihrer Programmteilnahme eine andere Person B in Bezug auf das untersuchte Outcome (z. B. Studienaufnahme) beeinflusst. Über Freundschaften zwischen den Schüler:innen könnte ein positiver Effekt der Programmteilnahme auch die Kontrollgruppe erfasst haben, die dann gegebenenfalls aufgrund dieser Beeinflussung ebenfalls häufiger ein Studium aufnimmt. In diesem Fall wäre die oben präsentierte Schätzung der Programmwirkung nach unten verzerrt.

Zur vorsichtigen Abschätzung der Robustheit unserer Ergebnisse gegenüber Spill-Over Effekten haben wir in der Befragung explizit danach gefragt, ob die Befragten mit Personen befreundet sind, die am untersuchten Programm teilgenommen haben. Diese Angabe nutzen wir, um den Programmeffekt, bereinigt von Spill-Over Effekten, neu zu berechnen. Auch wenn dieses Verfahren zur Kontrolle auf Spill-Over Effekte nicht optimal ist, da eine Subpopulation nach der Randomisierung aus der Analyse ausgeschlossen wird und dadurch die durch die Randomisierung erzeugte Vergleichbarkeit der Untersuchungsgruppen potentiell gefährdet wird, könnte es zumindest Hinweise auf etwaige Spill-Over-Effekte liefern.

Tabelle 3 zeigt Ergebnisse einer Schätzung, in der wir die Personen ausschließen, die angegeben hatten, Freund:innen zu haben, die am Programm teilgenommen haben. Dementsprechend reduziert sich das Analysesample um 482 Personen (217 aus der Kontrollgruppe und 265 aus der Programmgruppe). Die Ergebnisse in Tabelle 3 weichen nicht substantiell von denen in Tabelle 2 ab.<sup>17</sup> Wir finden entsprechend keine

---

17 Auch bei einem anderen Samplezuschnitt, bei welchem nur Personen innerhalb der Kontrollgruppe mit Freund:innen, die am Programm teilgenommen haben, aus der Analyse ausgeschlossen werden, entsprechen die Ergebnisse den hier präsentierten Resultaten (nicht dargestellt).

Tabelle 3 Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle für die Wirkung des untersuchten Programms auf die Studienaufnahme unter Berücksichtigung von Spill-Over Effekten, Intention-to-treat-Analyse

|  | Modelle zu Hypothese 1 |                |             |                | Modelle zu Hypothese 2 |                |             |                |
|--|------------------------|----------------|-------------|----------------|------------------------|----------------|-------------|----------------|
|  | H1a-SP                 |                | H2a-SP      |                | H2a-SP                 |                | H2b-SP      |                |
|  | Koeffizient            | Standardfehler | Koeffizient | Standardfehler | Koeffizient            | Standardfehler | Koeffizient | Standardfehler |
|  | AME                    |                | AME         |                | AME                    |                | AME         |                |
| Experimentalbedingungen (Referenz: Kontrollgruppe) Programmgruppe  | -0.008                 | (0.041)        | -0.001      | (0.034)        | -0.027                 | (0.057)        | 0.039       | (0.047)        |
| Bildungshintergrund (Referenz: kein akademischer Hintergrund) Mindestens ein Elternteil mit akademischem Abschluss |                        |                |             |                | -0.105*                | (0.059)        | 0.064       | (0.046)        |
| Interaktionseffekt (Experimentalbedingungen/ Bildungshintergrund)  |                        |                |             |                | 0.054                  | (0.084)        | -0.092      | (0.068)        |
| Konstante  | 0.467***               | (0.100)        | 0.735***    | (0.076)        | 0.497***               | (0.103)        | 0.717***    | (0.077)        |
| <i>n</i>   | 517                    |                | 517         |                | 517                    |                | 517         |                |
| Adj. R <sup>2</sup>  | 0.146                  |                | 0.309       |                | 0.149                  |                | 0.309       |                |

Erläuterungen: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Berechnung mit robusten Standardfehlern unter Kontrolle der Schulzugehörigkeit (school fixed effects) und der initialen Studienintention. Modell H1a-SP und H2a-SP: Operationalisierung der Studienaufnahme über tatsächlichen Bildungsweg, Modell H1b-SP und H2b-SP: Operationalisierung der Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention.

Anhaltspunkte für (starke) Spill-Over Effekte, die zu einer verzerrten Schätzung der Programmwirkung beigetragen haben könnten.

### *Systematisch ungleiche Panelmortalität*

Eine weitere Gefährdung der internen Validität des Schätzers besteht durch eine zwischen den Experimentalbedingungen ungleiche Panelmortalität in Bezug auf Merkmale, die mit dem Outcome assoziiert sind (z. B. Shadish et al. 2002). Eine solche ungleiche Panelmortalität würde zu einer fehlenden Vergleichbarkeit der randomisierten Gruppen bezüglich des untersuchten Outcomes führen.

Um eine ungleiche Panelmortalität auszuschließen, verwenden wir die schulische Leistung und die Studienintention zum Zeitpunkt der ersten Befragung und den Bildungshintergrund der Befragten und vergleichen diesbezüglich die Panelmortalität der Programmgruppe mit der Panelmortalität der Kontrollgruppe. Tabelle 4 weist dazu die Teilnahme/Nicht-Teilnahme an der dritten Befragungswelle aus und vergleicht Kontroll- und Programmgruppe in Bezug auf die genannten Eigenschaften aus der ersten Befragung. Wir sehen, dass keine systematisch ungleiche Panelmortalität in Bezug auf die untersuchten Merkmale vorliegt. Zwischen

Tabelle 4 Unterschiede zwischen der Programm- und der Kontrollgruppe auf wichtigen Prädiktoren der Studienaufnahme, differenziert nach Teilnahme an der dritten Befragung

| Untersuchte Merkmale                                 | Keine Teilnahme an der dritten Befragung <sup>1</sup> |           |                 |           |                                 | Teilnahme an der dritten Befragung <sup>2</sup> |           |                 |           |                                 |
|--|---|-----------|-----------------|-----------|---------------------------------|---|-----------|-----------------|-----------|---------------------------------|
|  | Kontrollgruppe  |           | Programmgruppe  |           | Differenz                       | Kontrollgruppe                                  |           | Programmgruppe  |           | Differenz                       |
|  | $\bar{x}_{(K)}$                                       | $n_{(K)}$ | $\bar{x}_{(P)}$ | $n_{(P)}$ | $\bar{x}_{(K)} - \bar{x}_{(P)}$ | $\bar{x}_{(K)}$                                 | $n_{(K)}$ | $\bar{x}_{(P)}$ | $n_{(P)}$ | $\bar{x}_{(K)} - \bar{x}_{(P)}$ |
| Initiales Leistungsniveau Welle 1                    | 8.54  | 141       | 8.85            | 151       | -0.32                           | 9.00  | 485       | 9.16            | 464       | -0.16                           |
| Initiale Studienintention Welle 1                    | 3.60  | 149       | 3.57            | 160       | 0.04                            | 3.41  | 285       | 3.44            | 275       | -0.04                           |
|  | %   | $n$       | %               | $n$       | Differenz                       | %   | $n$       | %               | $n$       | Differenz                       |
| Kein akademischer Hintergrund                        | 53  | 74        | 51              | 79        | 2                               | 54  | 275       | 53              | 259       | 1                               |
| Mindestens ein Elternteil mit akademischem Abschluss | 47  | 66        | 49              | 75        | -2                              | 46  | 235       | 47              | 230       | -1                              |
| %-Anteil / $n$                                       | 100   | 140       | 100             | 154       |                                 | 100   | 510       | 100             | 489       |                                 |

Erläuterungen: Operationalisierung: Initiales Leistungsniveau auf 15-stufiger Notenskala; initiale Studienintention auf 5-stufiger Likert-Skala. Differenzen werden auf der ursprünglichen Skalierung des erfassten Konstrukts wiedergegeben bzw. als Unterschied in Prozentpunkten.

<sup>1</sup> Teilnahme nur an Welle 1 oder Teilnahme nur an Welle 1 und Welle 2.

<sup>2</sup> Teilnahme an Welle 1 und Welle 3 (ohne Teilnahme an Welle 2) oder Teilnahme an allen drei Wellen.

Personen, die sich nicht an der Panelbefragung beteiligten («Keine Teilnahme an W3», linke Spalte), zeigt sich für alle untersuchten Merkmale in etwa die gleiche Differenz zwischen den Experimentalbedingungen wie für Personen, die an der dritten Befragung teilgenommen haben («Teilnahme an W3», rechte Spalte). Wäre die Panelmortalität zwischen den Gruppen ungleich, wären ungleiche Differenzen zwischen der linken und der rechten Spalte vorhanden. Folglich kann basierend auf den durchgeführten Analysen keine zwischen den Experimentalbedingungen systematisch ungleiche Panelmortalität für die untersuchten Merkmale angenommen werden. Allerdings kann nicht ausgeschlossen werden, dass ungleiche Ausfälle in Bezug auf unbeobachtete Drittvariablen vorliegen.

### Non-Compliance

Eine weitere Herausforderung für die Schätzung der Programmwirkung ist die sogenannte non-compliance, die vorliegt, wenn sich die Studienteilnehmer:innen nicht an die randomisierte Zuordnung halten. Im Unterschied zu den oben diskutierten Aspekten betrifft die Problematik der non-compliance nicht die interne Validität der Schätzung einer kausalen Wirkung, sondern wirft die Frage danach auf, auf welche Gruppen die Schätzung der Programmwirkung generalisiert werden kann (für einen Überblick über Verfahren zur Schätzung der Programmwirkung bei non-compliance siehe: Sagarin et al. 2014).

Die von uns verwendete *intention-to-treat* Strategie ermöglicht Angaben über den durchschnittlichen Programmeffekt für die Gesamtpopulation, unabhängig von der tatsächlichen Programmteilnahme einzelner Schüler:innen. Denn es ist wahr-

scheinlich, dass auch unter realen Durchführungsbedingungen einzelne Schüler:innen von einer Programmteilnahme absehen. Neben einer solchen Untersuchung des durchschnittlichen Effekts für die Population könnte man sich auch dafür interessieren, welche Programmwirkung ausschliesslich für teilnehmende Schüler:innen besteht, die das Programm aufgrund des randomisierten Angebots in Anspruch genommen haben (*local average treatment effect*). Hierzu eignet sich insbesondere eine Wirkungsschätzung mittels einer Instrumentalvariablen (IV). Dabei wird die randomisierte Zuordnung als Instrumentalvariable verstanden, die zwar indirekt über eine endogene Variable (tatsächliche Teilnahme am Programm) einen Einfluss auf das Outcome hat, aber weder einen direkten Einfluss noch einen Einfluss über andere Drittvariablen aufweist (Howell et al. 2002; Sussman und Hayward 2010). Mit diesem Vorgehen kann sowohl die tatsächliche Teilnahme am Programm als auch das Moment der zufälligen Auswahl in den Analysen berücksichtigt werden, indem das Ergebnis der Wirkungsanalyse mit dem abweichenden Teilnahmeverhalten gewichtet wird (Sagarin et al. 2014). Das Ergebnis gibt Auskunft über den Effekt der wirklichen Teilnahme auf diejenigen Schüler:innen, die durch das randomisierte Angebot zur Teilnahme gebracht wurden.

In unserer Studie hielten sich 80,8 Prozent der Schüler:innen an die Zufallszuordnung.<sup>18</sup> 9,7 Prozent nahmen die Beratung nicht in Anspruch, obwohl sie der Programmgruppe zugeordnet worden waren, und 9,5 Prozent nahmen am Programm teil, obwohl sie der Kontrollgruppe zugeordnet worden waren (die Angaben beziehen sich auf das oben untersuchte Sample). Zur Prüfung der Wirkung für teilnehmende Schüler:innen schätzen wir nun den Effekt mittels der Instrumentalvariable der randomisierten Zuordnung.

Tabelle 5 weist die Ergebnisse der IV-Schätzung aus. Auch unter Berücksichtigung des tatsächlichen Verhaltens der Schüler:innen finden wir keine Wirkung des Programms auf die Studienaufnahme der Teilnehmer:innen (Modelle H1a-IV bzw. H1b-IV) und auch keine Effektheterogenität nach Bildungsherkunft (Modelle H2a-IV bzw. H2b-IV).

## 5 Zusammenfassung und Diskussion

In diesem Beitrag sind wir der Frage nachgegangen, ob ein individuelles und intensives Beratungsprogramm die Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten fördert. Aufgrund der starken sozialen Selektivität beim Übergang in das Studium haben wir mögliche Unterschiede der Programmwirkung in Abhängigkeit von der Bildungsherkunft untersucht, also analysiert, ob insbesondere Kinder aus Nicht-Akademikerfamilien von einer Programmteilnahme profitieren. Die Wirkung des

18 Ein solcher Anteil von non-compliance ist für RCTs üblich, wobei bisherige Angaben vor allem auf medizinischen Studien beruhen (z. B. Zhang et al. 2014).

Tabelle 5 Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle für die Wirkung des untersuchten Programms auf die Studienaufnahme, Schätzung mit Instrumentalvariable

| Merkmale   | Modelle zu Hypothese 1 |                     |                    |                     | Modelle zu Hypothese 2 |                     |                    |                     |
|--|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|  | H1a-IV                 |                     | H1b-IV             |                     | H2a-IV                 |                     | H2b-IV             |                     |
|  | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler |
| Programmteilnahme<br>(Referenz: keine Teilnahme)<br>Teilnahme  | -0.001                 | (0.043)             | 0.023              | (0.034)             | -0.043                 | (0.059)             | 0.043              | (0.049)             |
| Bildungshintergrund<br>(Referenz: kein akademischer<br>Hintergrund)<br>Mindestens ein Elternteil mit<br>akademischem Abschluss |                        |                     |                    |                     | -0.113**               | (0.053)             | 0.056              | (0.040)             |
| Interaktionseffekt<br>(Programmteilnahme/Bil-<br>dungshintergrund)   |                        |                     |                    |                     | 0.094                  | (0.089)             | -0.044             | (0.069)             |
| Konstante  | 0.479***               | (0.088)             | 0.752***           | (0.071)             | 0.526***               | (0.093)             | 0.729***           | (0.070)             |
| <i>n</i>   | 999                    |                     | 999                |                     | 999                    |                     | 999                |                     |
| Adj. R <sup>2</sup>  | 0.134                  |                     | 0.296              |                     | 0.135                  |                     | 0.296              |                     |

Erläuterungen: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Berechnung mit robusten Standardfehlern und unter Kontrolle der Schulzugehörigkeit (school fixed effects) und der initialen Studienintention. Modell H1a-IV und H2a-IV: Operationalisierung der Studienaufnahme über tatsächlichen Bildungsweg, Modell H1b-IV und H2b-IV: Operationalisierung der Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention.

Programms wurde mittels eines randomisiert kontrollierten Experiments überprüft. Auf Basis unserer Ergebnisse konnte kein durchschnittlicher Effekt auf die Studienaufnahme wenige Monate nach dem Abitur nachgewiesen werden. Das Programm hatte also nicht wie intendiert zur Folge, dass Schüler:innen häufiger ein Studium aufnehmen. Auch die Prüfung auf Effektheterogenität nach Bildungsherkunft zeigte nicht das erwartete Ergebnis. Angesichts bestehender sozialer Ungleichheiten beim Hochschulzugang aufgrund von beispielsweise Informationsdefiziten oder einer sozialen Distanz zum Hochschulsystem von Schüler:innen aus Nicht-Akademikerfamilien, die in einem solchen intensiven Beratungsprogramm adressiert werden könnten, liess sich entgegen unserer Erwartung kein positiver Effekt des Programms für diese Gruppe nachweisen. Diese Resultate überprüften wir auf ihre Robustheit mit ergänzenden Analysen zu möglichen Spill-Over-Effekten, zur Panelmortalität sowie zur tatsächlichen Teilnahme am Programm, wobei der ausbleibende Programmeffekt bestätigt wurde.

Diese Prüfung der Robustheit unserer Ergebnisse gegenüber möglichen Verzerrungen ist methodisch limitiert: So konnten wir nur anhand von beobachteten Merkmalen überprüfen, ob eine systematisch ungleiche Panelmortalität zwischen den Experimentalbedingungen besteht. Damit ist nicht ausgeschlossen, dass eine

ungleiche Panelmortalität auf unbeobachteten Merkmalen existiert, die vorliegend den ausbleibenden Effekt der Intervention begründen könnte. Auch verwendeten wir zur Abschätzung der Frage, ob Spill-Over Effekte dazu geführt haben könnten, dass ein Effekt des Programms von uns nicht nachgewiesen werden konnte, ein Verfahren, mittels dessen das Sample nach der Randomisierung anhand von Freundschaftsnetzwerken neu definiert wurde. Dieses Verfahren ist aufgrund des nachträglichen Samplezuschnitts deutlich weniger valide als es eine randomisierte Zuordnung auf verschiedene Gruppen gewesen wäre. Denn zur Bestimmung von Spill-Over Effekten werden im Idealfall auch solche Schulen untersucht, an denen das Programm gar nicht angeboten wird. Entsprechend kann vorliegend nicht gänzlich ausgeschlossen werden, dass Spill-Over Effekte innerhalb unserer Studienschulen dafür verantwortlich gewesen sind, dass wir keinen Programmeffekt nachweisen konnten.

Die Ergebnisse unserer Analysen, denen folgend das untersuchte Programm die Studienaufnahme weder durchschnittlich, noch die Studienaufnahme von sozial benachteiligten Schüler:innen positiv beeinflusst, stehen einerseits im Widerspruch zur internationalen Forschungsliteratur. Denn diese bescheinigt individuellen Beratungsprogrammen sowohl durchschnittlich, als auch speziell für Schüler:innen niedriger sozialer Herkunft eine positive Wirkung auf die Studienaufnahme (vgl. Herbert und Geven 2020). Sie stehen jedoch andererseits im Einklang mit der deutschen Forschung zu der Wirkung kurzer Informationsworkshops, die übereinstimmend keinen Effekt auf die Studienintention bzw. -aufnahme findet (Daniel et al. 2018) und auch innerhalb der Gruppe von Schüler:innen niedriger Bildungsherkunft nur für spezifische Subsamples einen positiven Effekt nachweisen kann (Ehlert et al. 2017).

Die Einordnung der Ergebnisse in den internationalen Forschungsstand muss daher in den jeweiligen Kontext der Bildungssysteme erfolgen: Das deutsche Bildungssystem weist im Unterschied zum US-amerikanischen System, in dem die bisherige Forschung hauptsächlich angesiedelt war, eine starke soziale Selektivität beim Übergang in die weiterführende Schule auf (Hillmert und Jacob 2010; Dumont et al. 2014; Becker 2017), die wiederum mit einer häufigeren Studienaufnahme von Hochschulzugangsberechtigten einhergeht. Wenn Hochschulzugangsberechtigte ein Studium bereits auch ohne Intervention vergleichsweise häufig aufnehmen, sind die Möglichkeiten, die Studienaufnahme durch Bildungsprogramme positiv zu beeinflussen, aufgrund von Deckeneffekten gemindert. Zweitens lassen sich mit einer beruflichen Ausbildung in Deutschland vergleichsweise hohe Arbeitsmarkterlöse erzielen (z. B. Hillmert und Jacob 2003; Neugebauer und Weiss 2018), so dass potentiell für die Entscheidung gegen ein Studium arbeitsmarktbezogene rationale Erwägungen ausschlaggebender sein könnten als die Sorge, ein Studium etwa aufgrund der Kosten oder der Leistungsanforderungen nicht erfolgreich zu Ende führen zu können. Individuelle Beratungs- und Unterstützungsprogramme, die eher diese Erfolgserwartung beeinflussen, könnten sich daher im deutschen Kontext als weniger erfolgreich erweisen. Schliesslich ist in den USA das Studium aufgrund

hoher, nicht einheitlicher Studiengebühren sehr kostenintensiv, zugleich gibt es ein komplexes und weit ausgebauten Stipendien- und Zuschusssystem. Entsprechend dieser spezifischen Herausforderung werden Schüler:innen US-amerikanischer *high schools* intensiv zu den Kosten und den Finanzierungsmöglichkeiten beraten (z. B. Barr und Castleman 2017). Im Unterschied dazu sind in Deutschland die Kosten vergleichsweise gering, da keine allgemeinen Studiengebühren erhoben werden, und der Anspruch auf BAföG ist weitgehend einheitlich geregelt. Insgesamt besteht daher womöglich weniger Beratungsbedarf in Deutschland, was die im Unterschied zu vorhandener Forschung in anderen Ländern ausbleibende Wirkung des Programms erklären könnte.

Diese Zusammenschau des internationalen Forschungsstands und der vorliegenden Ergebnisse vor dem Hintergrund der jeweiligen Bildungssysteme spricht dafür, dass die Beeinflussbarkeit der Studienaufnahme durch individuelle Bildungsinterventionen, die in der gymnasialen Oberstufe ansetzen, in Deutschland eher gering ausfallen könnte. Entsprechend sollten Programme zur Reduzierung von Ungleichheiten beim Studienzugang gegebenenfalls früher in der Schullaufbahn ansetzen, da sich ein grosser Teil von Bildungsungleichheiten bereits am Übergang in die weiterführende Schule manifestiert und auf die Studienaufnahme ausstrahlt (vgl. Neugebauer und Schindler 2012). Ferner könnten Beratungsangebote an beruflichen Schulen vielversprechender sein, da Jugendliche mit einer Fachhochschulreife ihre Studienberechtigung seltener wahrnehmen und die Beratung entsprechend mehr Spielraum hat, eine Studienaufnahme positiv zu beeinflussen (vgl. Schneider et al. 2017). Einschränkend ist jedoch in diesem Zusammenhang zu sagen, dass eine bislang fehlende Typologisierung individueller Beratungsprogramme zur Förderung der Studienaufnahme und eine noch an ihrem Anfang stehende experimentelle Evaluationsforschung in diesem Feld es uns erschwert abzuschätzen, ob eine andere Art der individuellen Beratung und Unterstützung in der gymnasialen Oberstufe sich möglicherweise auch im deutschen Kontext als effektiv erweisen könnte.

Die vielleicht stärkste Limitation der vorliegenden Analysen ist der Umstand, dass unser Beobachtungszeitraum vergleichsweise kurz ist. So ist es denkbar, dass die Beratung eine positive Wirkung erst später entfaltet, zum Beispiel sobald die grosse Gruppe junger Erwachsener im sogenannten Gap-Year einen nachschulischen Bildungsweg aufgenommen hat, oder dass sich eine Wirkung auf langfristige Merkmale des Bildungserfolgs zeigt, wie etwa auf die Zufriedenheit mit der nachschulischen Bildungsentscheidung, auf die Persistenz im gewählten Bildungsweg oder auf das Leistungsniveau. Ob ein Beratungsprogramm jenseits individueller Ermutigung und Unterstützung tatsächlich soziale Bildungsungleichheiten insgesamt reduzieren kann (vgl. Pietrzyk und Erdmann 2020), hängt wiederum massgeblich davon ab, ob hinreichend viele junge Erwachsene niedriger Bildungsherkunft davon ausreichend stark profitieren.

## 6 Literatur

- Autorengruppe Bildungsberichterstattung. 2020. *Bildung in Deutschland 2020. Ein indikatorengestützter Bericht mit einer Analyse zu Bildung in einer digitalisierten Welt*. Bielefeld: WBV Publikation.
- Avery, Christopher. 2013. Evaluation of the College Possible Program: Results from a Randomized Controlled Trial. NBER Working Paper, No. 19562. <https://www.nber.org/papers/w19562.pdf> (10.08.2021).
- Barone, Carlo, Antonio Schizzerotto, Giovanni Abbiati und Gianluca Argentin. 2017. Information Barriers, Social Inequality, and Plans for Higher Education. Evidence from a Field Experiment. *European Sociological Review* 33(1): 84–96.
- Barr, Andrew und Benjamin L. Castleman. 2017. *The Bottom Line on College Counseling*. people.tamu.edu/~abarr/BL\_shell\_10\_17\_2017.pdf (14.03.2021).
- Becker, Rolf. 2012. Der Übergang ins Hochschulstudium: Prozesse und Mechanismen am Beispiel der deutschen Schweiz. S. 305–331 in *Bildung – Arbeit – Erwachsenwerden. Ein interdisziplinärer Blick auf die Transition im Jugend- und jungen Erwachsenenalter*, hrsg. von Manfred M. Bergman, Sandra Hupka-Brunner, Thomas Meyer und Robin Samuel. Wiesbaden: VS Verlag.
- Becker, Rolf. 2017. Entstehung und Reproduktion dauerhafter Bildungsungleichheiten. S. 89–150 in *Lehrbuch der Bildungssoziologie*, hrsg. von Rolf Becker. Wiesbaden: Springer Fachmedien Wiesbaden.
- Becker, Rolf und Anna E. Hecken. 2008. Warum werden Arbeiterkinder vom Studium an Universitäten abgelenkt? Eine empirische Überprüfung der «Ablenkungsthese» von Müller und Pollak (2007) und ihrer Erweiterung durch Hillmert und Jacob (2003). *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 60(1): 3–29.
- Bettinger, Eric P., Bridget Terry Long, Philip Oreopoulos und Lisa Sanbonmatsu, 2012. The Role of Application Assistance and Information in College Decisions: Results from the H&R Block FAFSA Experiment. *The Quarterly Journal of Economics* 127(3): 1205–1242.
- Boudon, Raymond. 1974. *Education, Opportunity, and Social Inequality. Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre und Jean-Claude Passeron. 1971. *Die Illusion der Chancengleichheit. Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Stuttgart: Klett.
- Bourdieu, Pierre und Jean-Claude Passeron. 1995. *Die Erben. Studenten, Bildung und Kultur*. Konstanz: UVK.
- Breen, Richard und John H. Goldthorpe. 1997. Explaining Educational Differentials – Toward a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9(3): 275–305.
- Bundesamt für Statistik. 2019. *Soziale Herkunft der Studierenden HS. Daten der Grafiken und detaillierte Daten*. <https://www.bfs.admin.ch/bfs/de/home/statistiken/bildung-wissenschaft/bildungsindikatoren/themen/zugang-und-teilnahme/soziale-herkunft-hs.assetdetail.11387836.html> (18.02.2021).
- Bundesamt für Statistik. 2020. *Maturitätsquote, Entwicklung. Maturitätsquote, 2000–2018*. <https://www.bfs.admin.ch/bfs/de/home/statistiken/bildung-wissenschaft/bildungsindikatoren/themen/bildungserfolg/maturitaetsquote.assetdetail.14715851.html> (19.02.2021).
- Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF). 2010. *Bericht zur Umsetzung des Bologna-Prozesses in Deutschland. Bundesministerium für Bildung und Forschung. Richtlinien zur Umsetzung des gemeinsamen Programms des Bundes und der Länder für bessere Studienbedingungen und mehr Qualität in der Lehre*. <https://www.bmbf.de/files/Programm-Lehrqualitaet-BMBF-Richtlinien.pdf> (14.03.2021).
- Cook, Thomas D. 2002. Randomized Experiments in Educational Policy Research: A Critical Examination of the Reasons the Educational Evaluation Community has Offered for not Doing Them. *Educational Evaluation and Policy Analysis*, 24(3): 175–199.

- Castleman, Benjamin L., Lindsay C. Page und Korynn Schooley. 2014. The Forgotten Summer. Does the Offer of College Counseling after High School mitigate Summer Melt among College-Intending, Low-Income High School Graduates? *Journal of Policy Analysis and Management* 33(2): 320–344.
- Daniel, Annabell, Rainer Watermann und Kai Maaz. 2018. Sind studienbezogene Kosten-Nutzen-Abwägungen veränderbar? Die Effektivität einer schulischen Intervention zur Verringerung sozialer Ungleichheiten beim Hochschulzugang. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 21(3): 535–563.
- Dumont, Hanna, Kai Maaz, Marko Neumann und Michael Becker. 2014. Soziale Ungleichheiten beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I. Theorie, Forschungsstand, Interventions- und Fördermöglichkeiten. S. 141–166 in *Herkunft und Bildungserfolg von der frühen Kindheit bis ins Erwachsenenalter. Forschungsstand und Interventionsmöglichkeiten aus interdisziplinärer Perspektive*, hrsg. von Kai Maaz, Marko Neumann und Jürgen Baumert. Wiesbaden: VS Verlag.
- Ecarius, Jutta und Katrin Wahl. 2009. Bildungsbedeutsamkeit von Familie und Schule. Familienhabitus, Bildungsstandards und soziale Reproduktion – Überlegungen im Anschluss an Pierre Bourdieu. S. 13–33 in *Familie und öffentliche Erziehung. Theoretische Konzeptionen, historische und aktuelle Analysen*, hrsg. von Jutta Ecarius, Carola Gropppe und Hans Malmede. Wiesbaden: Springer VS.
- Ehlert, Martin, Claudia Finger, Alessandra Rusconi und Heike Solga. 2017. Applying to College. Do Information Deficits Lower the Likelihood of College-Eligible Students from Less-Privileged Families to Pursue Their College Intentions? Evidence from a Field Experiment. *Social Science Research* 67: 193–212.
- Erikson, Robert und Jan O. Jonsson. 1996. Explaining Class Inequality in Education. The Swedish Test Case. S. 1–63 in *Can Education be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, hrsg. von Robert Erikson und Jan O. Jonsson. Colorado: Westview Press.
- Esser, Hartmut. 1999. *Situationslogik und Handeln*. Frankfurt am Main/New York: Campus Verlag.
- Ford, Reuben, Marc Frenette, Claudi Nicholson, Isaac Kwakye, I., et al. 2012. Future to Discover: Postsecondary Impacts Report Ottawa: the Social Research and Demonstration Corporation. [https://www.srdc.org/uploads/FTD\\_PSI\\_Report\\_EN.pdf](https://www.srdc.org/uploads/FTD_PSI_Report_EN.pdf) (10.08.2021).
- Helbig, Marcel, Tina Baier, Anna Marczuk, Kerstin Rothe und Benjamin Edelstein. 2011. «... und warum studierst du dann nicht?» Bundesländerspezifische Unterschiede des Studienaufnahmeverhaltens von Studienberechtigten in Deutschland. *Discussion Paper 2011-002*. <https://bibliothek.wzb.eu/pdf/2011/p11-002.pdf> (14.03.2021).
- Helbig, Marcel, Stefanie Jähnen und Anna Marczuk. 2015. *Bundesländerunterschiede bei der Studienaufnahme*. Discussion Paper P 2015-001. Berlin.
- Heller, Kurt A. und Christoph Perleth. 2000. *Kognitiver Fähigkeitstest für 4. Bis 12. Klassen, Revision. Manual*. Göttingen: Beltz Test – Hogrefe Verlagsgruppe.
- Herbaut, Estelle und Koen Geven. 2020. What Works to Reduce Inequalities in Higher Education? A Systematic Review of the (Quasi-)Experimental Literature on Outreach and Financial Aid. *Research in Social Stratification and Mobility* 65: 100442. doi:10.1016/j.rssm.2019.100442.
- Hillmert, Steffen und Marita Jacob. 2003. Social Inequality in Higher Education. Is Vocational Training a Pathway Leading to or Away from University? *European Sociological Review* 19(3): 319–334. doi:10.1093/esr/19.3.319.
- Hillmert, Steffen und Marita Jacob. 2010. Selections and Social Selectivity on the Academic Track. A Life-Course Analysis of Educational Attainment in Germany. *Research in Social Stratification and Mobility* 28(1): 59–76. doi:10.1016/j.rssm.2009.12.006.
- Hollis, Sally und Fiona Campbell. 1999. What is Meant by Intention to Treat Analysis? Survey of Published Randomised Controlled Trials. *BMJ (Clinical research ed.)* 319(7211): 670–674. doi:10.1136/bmj.319.7211.670.
- Howell, William G., Patrick J. Wolf, David E. Campbell und Paul E. Peterson. 2002. School Vouchers and Academic Performance: Results from Three Randomized Field Trials. *Journal of Policy Analysis and Management* 21(2): 191–217. doi:10.1002/pam.10023.

- Hoxby, Caroline und Sarah Turner. 2013. Expanding College Opportunities for High-Achieving, Low Income Students. *SIEPR Discussion Paper 12-014*. Stanford. [https://siepr.stanford.edu/sites/default/files/publications/12-014paper\\_6.pdf](https://siepr.stanford.edu/sites/default/files/publications/12-014paper_6.pdf) (14.03.2021).
- Imbens, Guido W. und Donald B. Rubin (Hrsg.). 2015. *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences*: Cambridge University Press.
- Isaac, Kevin. 2011. *Neues Standorttypenkonzept. Faire Vergleiche bei Lernstandserhebungen*. Schule NRW 06/11. [https://www.schulentwicklung.nrw.de/e/upload/download/mat\\_11-12/Amtsblatt\\_Schule\\_NRW\\_06\\_11\\_Isaac-Standorttypenkonzept.pdf](https://www.schulentwicklung.nrw.de/e/upload/download/mat_11-12/Amtsblatt_Schule_NRW_06_11_Isaac-Standorttypenkonzept.pdf) (14.03.2021).
- Lörz, Markus. 2012. Mechanismen sozialer Ungleichheit beim Übergang ins Studium: Prozesse der Status- und Kulturreproduktion. S. 302–324 in *Soziologische Bildungsforschung // Soziologische Bildungsforschung – eine kritische Bestandsaufnahme*, hrsg. von Rolf Becker und Heike Solga. Wiesbaden: Springer VS.
- Neugebauer, Martin und Steffen Schindler. 2012. Early Transitions and Tertiary Enrolment. The Cumulative Impact of Primary and Secondary Effects on Entering University in Germany. *Acta Sociologica* 55(1): 19–36.
- Neugebauer, Martin und Felix Weiss. 2018. A Transition Without Tradition: Earnings and Unemployment Risks of Academic versus Vocational Education after the Bologna Process. *Zeitschrift für Soziologie* 47(5): 349–363. doi:10.1515/zfsoz-2018-0122.
- Peter, Frauke, Alessandra Rusconi, Heike Solga und C. K. Spieß. 2017. Money Alone Is Not Enough. A New Study Looks at What May Encourage High School Graduates to Choose College. S. 69–71 in *WZB-Report 2017*, hrsg. von Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB). Berlin.
- Pietrzyk, Irena, Jutta Allmendinger, Melinda Erdmann, Marcel Helbig, Marita Jacob und Stefan Stuth. 2019. Future and Career Plans Before High School Graduation (ZuBAb): Background, Research Questions and Research Design. *Discussion Paper P 2019–004*. <https://bibliothek.wzb.eu/pdf/2019/p19-004.pdf> (27.10.2021).
- Pietrzyk, Irena und Melinda Erdmann. 2020. Investigating the Impact of Interventions on Educational Disparities: Estimating Average Treatment Effects (ATEs) is not Sufficient. *Research in Social Stratification and Mobility* 65: 100471. doi:10.1016/j.rssm.2019.100471 (14.03.2021).
- Reimer, David und Steffen Schindler. 2013. Soziale Selektivität beim Übergang zur Hochschule. Theoretische Perspektiven und empirische Befunde. S. 261–278 in *Von der Schule zur Hochschule. Analysen, Konzeptionen und Gestaltungsperspektiven des Übergangs*, hrsg. von Jupp Asdonk, Philipp Bornkessel und Sebastian U. Kuhnen. Münster: Waxmann.
- Sagarin, Brad J., Stephen G. West, Alexander Ratnikov, William K. Homan, Timothy D. Ritchie und Edward J. Hansen. 2014. Treatment Noncompliance in Randomized Experiments. Statistical Approaches and Design Issues. *Psychological Methods* 19(3): 317–333. doi:10.1037/met0000013.
- Schmitt, Lars. 2010. *Bestellt und nicht abgeholt. Soziale Ungleichheit und Habitus-Struktur-Konflikte im Studium*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Schneider, Heidrun, Barbara Franke, Andreas Woisch und Heike Spangenberg. 2017. Erwerb der Hochschulreife und nachschulische Übergänge von Studienberechtigten. Studienberechtigte 2015 ein halbes Jahr vor und ein halbes Jahr nach Schulabschluss. *Forum Hochschule* 4. Hannover.
- Shadish, William R., Thomas D. Cook und Donald T. Campbell. 2002. *Experimental and Quasi-experimental Designs for Generalized Causal Inference*. Boston, New York: Houghton Mifflin Company.
- Sussman, Jeremy B. und Rodney A. Hayward. 2010. An IV for the RCT: Using Instrumental Variables to Adjust for Treatment Contamination in Randomised Controlled Trials. *BMJ (Clinical research ed.)* 340: c2073. doi:10.1136/bmj.c2073.
- Zangger, Christoph und Rolf Becker. 2019. Experiments in the Sociology of Education: Causal Inference and Estimation Causal Effects in Sociological Research on Education. S. 153–171 in *Research Handbook on the Sociology of Education*, hrsg. von Rolf Becker. Cheltenham, UK: EE Edward Elgar Publishing.

Zhang, Ze, Michael J. Peluso, Cary P. Gross, Catherine M. Viscoli und Walter N. Kernan. 2014. Adherence Reporting in Randomized Controlled Trials. *Clinical trials (London, England)* 11(2): 195–204. doi:10.1177/1740774513512565 (14.03.2021).

## 7 Anhang

Tabelle A1 Prozentuale Verteilung der Tätigkeiten in der Gruppe im Gap-Year (Mehrfachnennungen waren möglich)

| Aktuelle (Übergangs-)Tätigkeit | Experimentalbedingung |                | Akademischer Hintergrund |      |      |
|--------------------------------|-----------------------|----------------|--------------------------|------|------|
|                                | Kontrollgruppe        | Programmgruppe | ohne                     | mit  | alle |
| Work and Travel                | 16.3                  | 17.0           | 13.1                     | 19.6 | 16.6 |
| Freiwilliger Wehrdienst        | 4.7                   | 1.8            | 4.1                      | 2.1  | 3.3  |
| Freiwilligendienst             | 38.4                  | 41.2           | 33.8                     | 43.9 | 39.8 |
| Praktikum/Weiterbildung        | 18.0                  | 13.9           | 15.9                     | 16.4 | 16.0 |
| Arbeiten/jobben                | 57.0                  | 59.4           | 57.0                     | 52.4 | 58.2 |
| <i>n</i>                       | 172                   | 165            | 145                      | 189  | 337  |

Tabelle A2 Ergebnisse der logistischen Regressionsmodelle (AME) für die Wirkung des untersuchten Programms auf die Studienaufnahme, Intention-to-treat-Analyse

| Merkmale  | Modelle zu Hypothese 1 |                |                 |                | Modelle zu Hypothese 2 |                |                 |                |
|---|------------------------|----------------|-----------------|----------------|------------------------|----------------|-----------------|----------------|
|   | H1a                    |                | H1b             |                | H2a                    |                | H2b             |                |
|   | Koeffizient AME        | Standardfehler | Koeffizient AME | Standardfehler | Koeffizient AME        | Standardfehler | Koeffizient AME | Standardfehler |
| Experimentalbedingungen (Referenz: Kontrollgruppe)                |                        |                |                 |                |                        |                |                 |                |
| Programmgruppe  | -0.000                 | (0.029)        | 0.009           | (0.024)        | -0.027                 | (0.039)        | 0.015           | (0.031)        |
| Bildungshintergrund (Referenz: kein akademischer Hintergrund)     |                        |                |                 |                |                        |                |                 |                |
| Mindestens ein Elternteil mit akademischem Abschluss              |                        |                |                 |                | -0.094**               | (0.042)        | 0.041           | (0.034)        |
| Interaktionseffekt (Experimentalbedingungen/ Bildungshintergrund) |                        |                |                 |                | 0.055                  | (0.058)        | -0.017          | (0.047)        |
| <i>n</i>  | 999                    |                | 960             |                | 999                    |                | 960             |                |
| Pseudo R <sup>2</sup>   | 0.130                  |                | 0.287           |                | 0.134                  |                | 0.285           |                |

Erläuterungen: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Berechnung von AME mit robusten Standardfehlern und unter Kontrolle der Schulzugehörigkeit (school fixed effects) und der initialen Studienintention Modell H1a und H2a: Operationalisierung der Studienaufnahme über tatsächlichen Bildungsweg, Modell H1b und H2b: Operationalisierung der Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention. Aufgrund zu geringer Varianz auf der abhängigen Variablen in den Modellen b (Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention) für zwei Schulen werden diese bei der Schätzung durch die Statistiksoftware ausgeschlossen. Dies führt zu einer etwas geringeren Fallzahl in diesen beiden Modellen.

Tabelle A3 Ergebnisse der linearen Wahrscheinlichkeitsmodelle für die Wirkung des untersuchten Programms auf die Studienaufnahme, Intention-to-treat-Analyse ohne Kontrolle der initialen Studienintention

| Merkmale   | Modelle zu Hypothese 1 |                     |                    |                     | Modelle zu Hypothese 2 |                     |                    |                     |
|--|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|------------------------|---------------------|--------------------|---------------------|
|  | H1a                    |                     | H1b                |                     | H2a                    |                     | H2b                |                     |
|  | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME     | Standard-<br>fehler | Koeffizient<br>AME | Standard-<br>fehler |
| Experimentalbedingungen<br>(Referenz: Kontrollgruppe)<br>Programmgruppe  | 0.004                  | (0.031)             | 0.022              | (0.027)             | -0.011                 | (0.043)             | 0.051              | (0.039)             |
| Bildungshintergrund<br>(Referenz: kein<br>akademischer Hintergrund)<br>mindestens ein Elternteil mit<br>akademischer Abschluss |                        |                     |                    |                     | -0.046                 | (0.046)             | 0.115***           | (0.038)             |
| Interaktionseffekt<br>(Experimentalbedingungen/<br>Bildungshintergrund)  |                        |                     |                    |                     | 0.034                  | (0.036)             | -0.065             | (0.053)             |
| Konstante  | 0.406***               | (0.097)             | 0.658***           | (0.093)             | 0.420***               | (0.098)             | 0.622***           | (0.094)             |
| n  | 999                    |                     | 999                |                     | 999                    |                     | 999                |                     |
| Adj. R <sup>2</sup>  | 0.025                  |                     | 0.043              |                     | 0.024                  |                     | 0.051              |                     |

Erläuterungen: \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Berechnung mit robusten Standardfehlern und unter Kontrolle der Schulzugehörigkeit (school fixed effects). Modell H1a und H2a: Operationalisierung der Studienaufnahme über tatsächlichen Bildungsweg, Modell H1b und H2b: Operationalisierung der Studienaufnahme unter zusätzlicher Berücksichtigung der Studienintention.

**Varia**



Dominique Grisard,  
Annelise Erismann,  
Janine Dahinden (eds.)

---

## **Violent Times, Rising Resistance: An Interdisciplinary Gender Perspective**

---

ISBN 978-3-03777-245-4  
154 pages, 15.5 × 22.5 cm  
Fr. 28.– / Euro 24.–



**Seismo Press**  
Social sciences and  
social issues

### **Series Gender Issues**

Violence is a persistent element of modern history and it always has been gendered. Today's violent times have politicized and mobilized new publics, generated creative forms of resistance, incited the most unlikely coalitions, and emboldened to live life differently.

The systemic use of rape in warfare, nationalism and settler colonialism, the persistency of intimate partner violence and the increasingly open racist, sexist, transphobic and homophobic discrimination are just a few examples of violence's omnipresent gender dimension.

The contributions of this volume analyse violence and multiple forms of resistance from an interdisciplinary gender perspective. They show that violence is not just a central and powerful structuring principle of gender, sexuality, ethnicity, race and class, but that it is also part of the fabric of nation-states and structures all social relations. In addition, the contributions depict manifold strategies and tactics of confronting gendered violence.

**Dr. Dominique Grisard** teaches Gender Studies at the University of Basel and directs the Swiss Center for Social Research. She works on the history of terrorism, prisons, women's violence as well as LGBT+ and child cultures, and the art of intervention. **Annelise Erismann** is a Ph.D. candidate at the Gender Center of the University of Lausanne, working on gendered and racialized class mobility of Brazilian international students. **Janine Dahinden** is professor of Transnational Studies at the University of Neuchâtel. She works on migration, mobility and transnationalisation, and she is interested in inequalities linked to ethnicity, race, class, religion and gender.