

## Der Einfluss schulrechtlicher Reformen auf Bildungsungleichheiten zwischen den deutschen Bundesländern: eine quasi-experimentelle Untersuchung am Beispiel der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen

Jähnen, Stefanie; Helbig, Marcel

Postprint / Postprint

Zeitschriftenartikel / journal article

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

Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB)

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Jähnen, S., & Helbig, M. (2015). Der Einfluss schulrechtlicher Reformen auf Bildungsungleichheiten zwischen den deutschen Bundesländern: eine quasi-experimentelle Untersuchung am Beispiel der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 67(3), 539-571. <https://doi.org/10.1007/s11577-015-0338-1>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Jähnen, Stefanie; Helbig, Marcel

**Article — Accepted Manuscript (Postprint)**

Der Einfluss schulrechtlicher Reformen auf Bildungsungleichheiten zwischen den deutschen Bundesländern: eine quasi-experimentelle Untersuchung am Beispiel der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen

KZfSS - Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie

**Provided in Cooperation with:**

WZB Berlin Social Science Center

Suggested Citation: Jähnen, Stefanie; Helbig, Marcel (2015) : Der Einfluss schulrechtlicher Reformen auf Bildungsungleichheiten zwischen den deutschen Bundesländern: eine quasi-experimentelle Untersuchung am Beispiel der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen, KZfSS - Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, ISSN 1861-891X, Springer, Wiesbaden, Vol. 67, Iss. 3, pp. 539-571,  
<http://dx.doi.org/10.1007/s11577-015-0338-1>

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/176599>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

## **Der Einfluss schulrechtlicher Reformen auf Bildungsungleichheiten zwischen den deutschen Bundesländern**

### **Eine quasi-experimentelle Untersuchung am Beispiel der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen**

**Stefanie Jähnen · Marcel Helbig**

#### **Zusammenfassung**

Eine wichtige zwischen den Bundesländern variierende schulrechtliche Regelung ist die Verbindlichkeit der Schullaufbahneempfehlung beim Übergang von der Grundschule auf die weiterführenden Schulen. Während sie in einigen Bundesländern bindend ist, wird in anderen Bundesländern den Eltern die letztendliche Entscheidung überlassen, auf welche Schulform sie ihr Kind schicken. In der vorliegenden Studie wird untersucht, wie sich die Abschaffung bzw. Einführung von verbindlichen Übergangsempfehlungen auf die absolute Beteiligung an gymnasialer Bildung einerseits und soziale Disparitäten beim Gymnasialübergang andererseits auswirkt. Unter Verwendung des *Difference-in-Differences*-Ansatzes wird der kausale Effekt von 13 Reformen zwischen den Schuljahren 1949/50 und 2009/10 analysiert. Hierzu werden Daten des Statistischen Bundesamtes sowie die Mikrozensus herangezogen. Die Ergebnisse zeigen, dass die schulrechtlichen Reformen über die Zeit und Länder hinweg keine einheitliche Wirkung haben. In den meisten Fällen findet sich zwar der erwartete Effekt auf absolute Bildungsungleichheiten zwischen den Bundesländern. Allerdings sind die Resultate zu sozialen Ungleichheiten beim Gymnasialzugang größtenteils unerwartet.

---

#### **Schlüsselwörter**

Soziale Ungleichheit, Schulrechtliche Regelungen, Bindende Grundschulempfehlung, *Difference-in-Differences*, Kausalanalyse, Bundesländerunterschiede

S. Jähnen · M. Helbig  
Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung (WZB),  
Reichpietschufer 50, 10785 Berlin, Deutschland  
E-Mail: [stefanie.jaehnen@wzb.eu](mailto:stefanie.jaehnen@wzb.eu)

M. Helbig  
E-Mail: [marcel.helbig@wzb.eu](mailto:marcel.helbig@wzb.eu)

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 539**

# The Effect of Changing School Laws on Educational Inequalities Between the German States

## A Quasi-Experimental Study on Mandatory vs. Non-Mandatory Tracking Recommendations

### Abstract

One school law regulation with considerable variation between the German states is the degree of obligation of tracking recommendations made by primary schools. While it is binding in some federal states, others allow parents to choose a more demanding secondary track than the recommended one. Our paper seeks to examine how the change from a mandatory to a non-mandatory context and vice versa affects the transition to the academic track (*Gymnasium*) in absolute terms and according to social origin. We employ a difference-in-differences design to analyze the causal influence of 13 reforms between the school years 1949/50 and 2009/10. For this purpose, we draw on data from the Federal Statistical Office and the Microcensus. The results show that school law changes have no uniform effect across time and states. In most of the cases, we find the predicted impact on absolute educational inequalities. However, the findings regarding social disparities at the transition to *Gymnasium* are mostly unexpected.

---

### Keywords

Social inequality, School law regulations, Binding teacher recommendations, Difference-in-differences, Causal inference, Differences between federal states

## 1 Einleitung

Der Übergang von der Grundschule auf die weiterführenden Schulen ist in Deutschland von besonderer Bedeutung für den weiteren Bildungs- und Lebensverlauf, da sich die Durchlässigkeit in der Sekundarstufe I größtenteils auf Abwärtsmobilität beschränkt (vgl. u. a. Bellenberg 2012). Deutlich stärker noch als bei späteren Bildungsentscheidungen hängt die Schulwahl an dieser zentralen Gelenkstelle von der sozialen Herkunft ab (Helbig 2012; Hillmert und Jacob 2005). Zum Zusammenhang zwischen familialen Merkmalen und ungleichem Übergangsverhalten existiert eine Vielzahl von Studien. Weitaus weniger Aufmerksamkeit wurde bislang der Auswirkung institutioneller Rahmenbedingungen zuteil, wie sie etwa schulrechtliche Regelungen darstellen. Sie bilden den Kontext, innerhalb dessen Bildungsentscheidungen getroffen werden (können) (Hillmert 2010, S. 91 ff.).

Eine zwischen den Bundesländern variierende schulrechtliche Regelung, die den Übergang von der Primar- in die Sekundarstufe betrifft, ist die Verbindlichkeit der Empfehlung. Am Ende der Grundschulzeit erhalten alle Schüler vom Klassenlehrer oder der Klassenkonferenz eine Empfehlung für die Art der weiterführenden Schule. In einem Teil der Bundesländer ist diese Übergangsempfehlung bindend. Wollen Eltern ihr Kind auf eine anspruchsvollere als die empfohlene Schulform schicken, so sind weitere Leistungsnachweise in Form von Probeunterricht oder Eignungstests erforderlich. In anderen Bundesländern hingegen wird den Eltern unabhängig von der erhaltenen Empfehlung die letztendliche Entscheidung überlassen („freier Eltern

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 540**

wille“). Im vorliegenden Beitrag wollen wir der Frage nachgehen, welchen Einfluss Unterschiede in der institutionellen Ausgestaltung des Übergangsverfahrens auf das Bildungsverhalten der Schüler haben. Dafür untersuchen wir, wie sich die Abschaffung bzw. Einführung von bindenden Schullaufbahneempfehlungen auf die absolute Beteiligung an gymnasialer Bildung einerseits sowie die soziale Selektivität beim Gymnasialzugang andererseits auswirkt.

Der Zusammenhang des Verbindlichkeitsgrades mit absoluten Bildungsungleichheiten im Sinne bundeslandspezifischer Übergangszahlen auf die verschiedenen Schulformen wurde bislang nur in zwei deskriptiven Arbeiten näher betrachtet, welche keine eindeutigen Schlüsse zulassen (Dietze 2011; Spangenberg und Weishaupt 1999). Was darüber hinaus die sozialen Disparitäten im Übergangsverhalten, also die relativen Bildungsungleichheiten, angeht, so finden sich in der Fachliteratur zwei Argumentationsstränge zur Wirkung des freien Elternwillens. Auf der einen Seite wird vorgebracht, dass eine verbindliche, auf Schulleistungen basierende Übergangsregelung soziale Unterschiede minimieren kann, weil sie die schichtspezifischen Bildungsaspirationen der Eltern in die Schranken weist (Becker 2000, S. 453; Harazd 2007, S. 56). Auf der anderen Seite wird vermutet, dass eine unverbindliche Empfehlung ungleichheitsreduzierend wirkt, weil sie den Übergang auf weiterführende Schulen erleichtert (Schimpl-Neimanns 2000, S. 641). Die wenigen vorliegenden Befunde sprechen für die erste Position (Dollmann 2011; Gresch et al. 2009; Neugebauer 2010). Alle bisherigen Studien zum Effekt bindender Grundschulempfehlungen auf absolute und relative Bildungsungleichheiten weisen jedoch Schwächen im Design auf: Sie basieren entweder auf einem einfachen Vergleich von Bundesländern mit verbindlicher und unverbindlicher Empfehlung oder betrachten ein Bundesland, das die Bindekraft der Empfehlung reformiert, im Zeitverlauf.

Mit unserem quasi-experimentellen Untersuchungsdesign reagieren wir auf die Limitationen bisheriger Studien, indem wir die kausale Wirkung der Einführung bzw. Abschaffung einer einzelnen schulrechtlichen Regelung im Bundesländervergleich evaluieren. Wir nutzen dafür exogene Variation in den institutionellen Rahmenbedingungen, die durch Reformen der Bindekraft von Übergangsempfehlungen entsteht (vgl. Meyer 1995, S. 151). Zwischen den Schuljahren 1949/50 und 2009/10 gab es insgesamt 14 solcher Änderungen, von denen wir 13 mit dem *Difference-in-Differences*-Ansatz analysieren. Dabei wird der kausale Effekt einer Intervention durch den Vergleich des Trends von Gruppen mit und ohne Intervention berechnet. Zum einen untersuchen wir mit Daten des Statistischen Bundesamtes zu den Gymnasialquoten die Auswirkungen der 13 Reformen auf absolute Bildungsungleichheiten. Zum anderen analysieren wir mit den Mikrozensus ab 1978 für vier der Reformzeitpunkte, ob die Umgestaltung der Verbindlichkeit zu einer Veränderung sozialer Ungleichheiten beim Übergang führt. Die Ergebnisse zeichnen ein sehr differenziertes Bild von der Wirkung des Verbindlichkeitsgrades und unterstreichen die Notwendigkeit, sowohl den historischen Kontext als auch das größere institutionelle Setting umfassend bei der quasi-experimentellen Untersuchung von schulrechtlichen Änderungen zu berücksichtigen (vgl. Meyer 1995, S. 159).

Im Folgenden werden zunächst die rechtlichen Voraussetzungen für die unterschiedliche Bindekraft von Übergangsempfehlungen erläutert (Abschn. 2). Vor diesem Hintergrund leiten wir dann aus der Verbindung entscheidungstheoretischer Modelle mit den institutionellen Voraussetzungen Hypothesen zum Effekt des Verbindlichkeits-

grades ab (Abschn. 3) und diskutieren den aktuellen Forschungsstand (Abschn. 4). Nach der Beschreibung der Datenquellen, des *Difference-in-Differences*-Ansatzes sowie der Operationalisierung (Abschn. 5) werden die empirischen Befunde dargestellt (Abschn. 6). Abschließend diskutieren wir die Ergebnisse der Studie (Abschn. 7).

## **2 Rechtliche Rahmenbedingungen für Länderunterschiede im Verbindlichkeitsgrad der Empfehlung**

Aus rechtlicher Perspektive kann es beim Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I zum Konflikt zwischen Elternrecht und staatlichem Recht kommen (Füssel et al. 2010). Die Wahl des Bildungsweges fällt grundsätzlich in das Erziehungsrecht der Eltern (Art. 6 Abs. 2 GG). Allerdings steht das gesamte Schulwesen unter der Aufsicht des Staates (Art. 7 Abs. 1 GG). Dieser darf in das Recht der „positiven Auslese“ der Eltern in Form einer „negativen Auslese“ intervenieren, sollte eine mangelnde Eignung des Kindes für die ausgewählte Schulform vorliegen. Wollen Eltern ihr Kind auf eine niedrigere Schulform als empfohlen schicken, so stellt dies kein verfassungsrechtliches Problem dar. Nur wenn die Eltern eine anspruchsvollere Schulform anstreben als empfohlen wurde, kann der Konflikt zwischen elterlichem Erziehungsrecht und staatlichem Schulorganisationsrecht handlungsbedeutsam werden.

Da den Bundesländern in der Schulpolitik weitgehende Gestaltungsautonomie zukommt (Hepp 2011, S. 166 ff.), machen sie von ihrem Recht zur Korrektur der elterlichen Entscheidung sehr unterschiedlichen Gebrauch. Im Anschluss an die vorgesehene Beratung von Eltern und Kind behalten sich einige Bundesländer eine Korrektur für den Fall vor, dass die Eltern sich eine anspruchsvollere Schulform als empfohlen wünschen (bindende Empfehlung). Andere Bundesländer überlassen den Eltern die Entscheidungshoheit beim Übergang (nicht bindende Empfehlung). Die Länder variieren nicht nur im Querschnitt, sondern auch im Längsschnitt hinsichtlich der Frage, ob Eltern oder Lehrer das letzte Wort bei der Schulwahl haben. Diese zeitliche Variation der Regelung innerhalb einzelner Bundesländer machen wir uns in den folgenden Analysen zunutze. Zuerst soll jedoch skizziert werden, welche Effekte auf die Bildungsbeteiligung wir aus theoretischer Sicht erwarten.

## **3 Theoretischer Rahmen: Institutionelle Spielräume für elterliche Bildungsentscheidungen**

In der Bildungsforschung werden die Gelenkstellen von Bildungsverläufen als zentrale Stationen betrachtet, an denen Entscheidungen getroffen werden müssen. Hier liegt der Schwerpunkt theoretischer Ansätze zur Erklärung von Bildungungleichheiten. Neuere Arbeiten knüpfen an die Überlegungen von Boudon (1974, S. 29 ff.) zur rationalen Wahl von Bildungswegen an. Er unterschied zwischen primären und sekundären Effekten der sozialen Herkunft, um sozial ungleiche Bildungschancen zu erklären. *Primäre Effekte* bezeichnen schichtabhängige Unterschiede in den schulischen Leistungen der Kinder. Solche Kompetenzunterschiede ergeben sich aus der unterschiedlichen Ausstattung von Familien mit ökonomischem, sozialem und kulturellem Kapital. *Sekundäre Effekte*

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 542**

äußern sich dagegen in herkunftsabhängigen Bildungsentscheidungen – auch bei gleichen schulischen Leistungen. Sie kommen durch zwischen den sozialen Schichten variierende Kosten-Ertrags-Abwägungen zustande.

In neueren werterwartungstheoretischen Erklärungsansätzen wurden die Überlegungen von Boudon erweitert und formalisiert (Breen und Goldthorpe 1997; Erikson und Jonsson 1996; Esser 1999, S. 265 ff.). In den Modellen wird davon ausgegangen, dass die Einschätzung von Kosten, Ertrag und Erfolgswahrscheinlichkeit alternativer Bildungswege zwischen den sozialen Schichten variiert. So schätzen Eltern mit hohem sozioökonomischen Status im Vergleich zu weniger privilegierten Familien die Kosten höherer Bildung geringer ein, erwarten von ihr einen größeren Ertrag und rechnen sich größere Chancen aus, dass ihr Kind das Abitur auch erreicht. Nach der rationalen Abwägung von Kosten, Ertrag und Erfolgswahrscheinlichkeit wählen Individuen jene Alternative mit dem größten erwarteten Nutzen. Daher treffen Eltern je nach sozialer Schicht unterschiedliche Bildungsentscheidungen für ihre Kinder. Die Abweichung von der Übergangsempfehlung der Grundschule stellt solch eine familiäre Entscheidung im Sinne sekundärer Herkunftseffekte dar.

Zur Erklärung des Phänomens der (sozialen) Bildungsungleichheit sind die Modelle der rationalen Wahl allerdings nicht ausreichend. „Bei der Aggregation vieler einzelner elterlicher Bildungsentscheidungen muss [...] die hochgradig institutionalisierte Selektionsleistung des Bildungssystems systematisch eingeschlossen werden, damit die theoretische Verknüpfung zwischen der individuellen und gesamtgesellschaftlichen Ebene gelingt“ (Becker 2000, S. 456). In den werterwartungstheoretischen Ansätzen werden demnach eigentlich Bildungs*aspirationen* modelliert bzw. Bildungsentscheidungen, die noch durch Bildungsinstitutionen modifiziert werden können. Neben Becker plädiert daher auch Hillmert (2010) für eine Berücksichtigung der tatsächlichen Entscheidungsspielräume, die durch institutionelle Rahmenbedingungen vorgegeben werden. Zu den wichtigsten formalen Regelungen im deutschen Schulsystem, welche den Spielraum bei der Entscheidung für eine weiterführende Schule beeinflussen können, gehört die Bindekraft der Grundschulempfehlung (vgl. Helbig und Nikolai i. E.).

Haben Eltern bei der Entscheidung die freie Wahl, kann die gewünschte Schulform auch ohne entsprechende Empfehlung besucht werden. Die Bildungsentscheidung wird also den oben dargestellten Kosten-, Ertrags- und Erfolgsabwägungen entsprechen. Unter diesen Bedingungen können Eltern aus bildungsnahen Schichten auch ohne Gymnasialempfehlung häufiger einen Besuch dieser Schulform durchsetzen. Ist die Empfehlung hingegen bindend, sollten schichtspezifische Aspirationen der Eltern beim Übergang eine geringere Rolle spielen. Aus diesen theoretischen Überlegungen leiten wir folgende Hypothesen ab, die empirisch getestet werden sollen:

- H1a*: Durch die Abschaffung der bindenden Schullaufbahneempfehlung steigt insgesamt die Beteiligung an höherer Bildung.
- H1b*: Durch die Einführung der bindenden Schullaufbahneempfehlung reduziert sich insgesamt die Beteiligung an höherer Bildung.
- H2a*: Durch die Abschaffung der verbindlichen Grundschulempfehlung erhöht sich die Gymnasialbeteiligung von Kindern aus bildungsnahen Elternhäusern in

stärkerem Maße als bei weniger privilegierten Schülern und damit die soziale Selektivität beim Gymnasialzugang.

*H2b:* Durch die Einführung der verbindlichen Grundschulempfehlung sinkt die Gymnasialbeteiligung von Kindern aus bildungsnahen Elternhäusern in stärkerem Maße als bei weniger privilegierten Schülern und damit die soziale Selektivität beim Gymnasialzugang.

#### 4 Stand der Forschung

Obleich die Bindekraft von Übergangsempfehlungen in der Literatur als relevante institutionelle Rahmenbedingung thematisiert wird, haben sich bislang nur wenige Studien mit den konkreten Auswirkungen auf die Bildungsbeteiligung befasst. Spangenberg und Weishaupt (1999) sowie Dietze (2011) werteten im Zeitverlauf schulstatistische Daten aus fünf bzw. zehn Bundesländern aus, welche den Übergang auf die weiterführenden Schulen betreffen. In ihren deskriptiven Analysen ziehen sie auch Schlüsse zum Effekt des freien Elternwillens auf absolute Bildungsungleichheiten.

Dafür betrachten sie erstens die Veränderung der Übergangsquoten auf die verschiedenen Schulformen nach der Freigabe des Elternwillens in Schleswig-Holstein und Niedersachsen in den 1970er Jahren. Laut Spangenberg und Weishaupt (1999, S. 97) hatte die Freigabe ein deutliches Ansteigen der Übergangsquoten für Gymnasium und Realschule sowie sinkende Hauptschulquoten zur Folge. Darin sehen die Autoren eher eine Anpassung an die Entwicklung in anderen Bundesländern als eine bemerkenswerte Steigerung der Bildungsbeteiligung. Diese Schlussfolgerung ist unter anderem deshalb fragwürdig, weil ein Blick auf die zugrunde liegenden Daten für Niedersachsen (vgl. Spangenberg und Weishaupt 1999, S. 70 f.) zeigt, dass die elterliche Wahlfreiheit sich nicht eindeutig auf den Gymnasialübergang auswirkte, sondern vielmehr auf die beiden unteren Schulformen (Abkehr von der Hauptzugunsten der Realschule) (s. auch Dietze 2011, S. 66 f.).<sup>1</sup>

In einem zweiten Schritt vergleichen sowohl Spangenberg und Weishaupt (1999, S. 93 ff.) als auch Dietze (2011, S. 98 ff.) das Übergangsverhalten in Ländern mit unterschiedlicher Verbindlichkeit der Empfehlung. In beiden Studien schlussfolgern die Autoren, „daß es für die Quote des Übergangs auf das Gymnasium unbedeutend ist, ob der Elternwille freigegeben ist oder nicht“ (Spangenberg und Weishaupt 1999, S. 94; s. auch Dietze 2011, S. 100). Allerdings variieren die Anteile an Gymnasialempfehlungen und das Ausmaß der Akzeptanz von Schullaufbahneempfehlungen zwischen Ländern mit bindenden und nicht bindenden Empfehlungen: In Bundesländern mit freiem Elternwillen werden vergleichsweise wenig Empfehlungen für das Gymnasium ausgesprochen und die Akzeptanz der ausgesprochenen Empfehlung ist geringer (Dietze 2011, S. 104 ff.; Spangenberg und Weishaupt 1999, S. 98 ff.). Selbst wenn der Verbindlichkeitsgrad keinen Einfluss auf die Übergangsquote in einem Bundesland haben sollte, schließt dies noch nicht aus, dass es durch die Freigabe des

---

<sup>1</sup> Zudem erwarten Spangenberg und Weishaupt (1999) mögliche Änderungen durch die Reform in Schleswig-Holstein vom Schuljahr 1970/71 zu 1971/72. Tatsächlich dürfte man die Effekte der Reform aber erst bei den Übergängen zum Schuljahr 1972/73 sehen (vgl. Abschn. 5.3).



Elternwillens zu sozialen Verschiebungen kommt, weil sekundäre Herkunftseffekte bedeutsamer werden.

Zum Einfluss (un)verbindlicher Grundschulempfehlungen auf solche relativen Bildungsungleichheiten finden sich in der Literatur zwei konträre Positionen. Einerseits ist denkbar, dass unverbindliche Empfehlungen zur Reduktion sozialer Unterschiede beitragen (Schimpl-Neimanns 2000, S. 641), weil Eltern so das Gewicht des Lehrerurteils ausgleichen könnten (Dollmann 2011, S. 596). Mehrfach wurde nachgewiesen, dass die Empfehlungen der Lehrkräfte einem sozialen Bias unterliegen (vgl. u. a. Ditton et al. 2005; Maaz und Nagy 2009). Schüler aus Familien mit niedrigem sozioökonomischen Status haben auch unter Kontrolle von kognitiven Grundfähigkeiten, Testleistungen und Noten geringere Chancen auf eine Gymnasialempfehlung als ihre Mitschüler aus privilegierten Familien.

Dagegen wird andererseits argumentiert, dass die elterlichen Bildungsaspirationen sozial selektiver sind als die Schulformempfehlungen der Lehrer (Ditton 2007; Ditton et al. 2005). „So verschärft die Empfehlungspraxis der Grundschullehrkräfte [...] zwar tendenziell eher soziale Disparitäten, aber büßt die Grundschulempfehlung ihre bindende Kraft ein, ist der Einfluss der sozialen Herkunft für den zukünftigen Bildungsgang noch entscheidender. Denn damit geht die an Schulleistungen gebundene regulierende Funktion von Übergangsempfehlungen gegenüber Bildungsaspirationen von Eltern höherer Sozialschichten verloren“ (Harazd 2007, S. 56 f.). Unabhängig von der Bindekraft der Empfehlung ist bekannt, dass Eltern mit höherer Bildung bzw. höherem sozialen Status häufiger nach oben von der erhaltenen Empfehlung abweichen, während weniger privilegierte Familien eher zu Abweichungen nach unten neigen, ihr Kind also auf einer weniger anspruchsvollen Schulform anmelden als empfohlen (Becker 2000, S. 465 f.; Ditton 2007, S. 76; Lohmann und Groh-Samberg 2010, S. 479 f.).

Vor diesem Hintergrund wurde in drei neueren Studien untersucht, ob der Einfluss der sozialen Herkunft durch eine verbindliche Übergangsempfehlung verstärkt oder reduziert wird (Dollmann 2011; Gresch et al. 2009; Neugebauer 2010). Gresch und Kollegen (2009) haben das Übergangsverhalten auf das Gymnasium in 13 Bundesländern unter Berücksichtigung der ausgestellten Übergangsempfehlung analysiert. Sie prüfen, ob Schüler ohne Gymnasialempfehlung aus Familien mit hohem sozioökonomischen Status stärker von einem freien Elternwillen profitieren als weniger privilegierte Kinder. Ihre Ergebnisse deuten sie in Richtung einer Verschärfung sozialer Disparitäten, wenn die Empfehlungen nicht bindend sind. Neugebauer (2010) kommt mit bundesweiten Daten zu ähnlichen Resultaten: Wenn Eltern die Entscheidungshoheit überlassen wird, ist der Anteil der sekundären Effekte an der gesamten Bildungsungleichheit größer, der Übergang auf das Gymnasium verläuft also sozial selektiver.

In querschnittlichen Bundesländervergleichen wie bei Gresch und Kollegen (2009) sowie Neugebauer (2010) ist es allerdings nicht möglich, die gefundenen Unterschiede eindeutig auf die Bindekraft der Empfehlung zurückzuführen. Sie könnten auch das Resultat anderer institutioneller Charakteristika oder kultureller Eigenheiten sein, die systematisch zwischen Ländern mit verbindlicher und unverbindlicher Empfehlung variieren. Diesem Problem begegnet Dollmann (2011), indem er die Auswirkung unterschiedlicher Empfehlungsregelungen in einem einzigen Bundesland untersucht. In Nordrhein-Westfalen wurde die unverbindliche Grundschulempfehlung zum Schuljahr 2006/07 durch ein verbindliches Übergangsverfahren abgelöst. Dollmanns Analyse des

Übergangsverhaltens von Kölner Grundschulern vor und nach der Reform stützt die Befunde aus den anderen beiden Studien, dass sich durch ein verbindliches Lehrerurteil der Einfluss der sozialen Herkunft auf das Bildungsverhalten verringert. Unter Kontrolle der schulischen Leistungen gehen Schüler aus bildungsnahen Familien verglichen mit weniger privilegierten Kindern in einem verbindlichen Kontext deutlich seltener auf das Gymnasium über als bei einer unverbindlichen Regelung. Da in diesem Untersuchungsdesign aber eine Kontrollgruppe fehlt, kann der bundesweite Trend in der Übergangsnähe nicht vom spezifischen Effekt der Reform in Nordrhein-Westfalen bzw. Köln unterschieden werden. Mit unserem Untersuchungsdesign reagieren wir auf die Limitationen bisheriger Studien.

## 5 Untersuchungsdesign

In dieser Studie wollen wir den Effekt der Reform des Verbindlichkeitsgrades in einem quasi-experimentellen Setting evaluieren. Wir vergleichen die Beteiligung an höherer Bildung vor und nach der Reform im betreffenden Bundesland und stellen dem gleichzeitig die Entwicklung in anderen Bundesländern gegenüber, welche die Bindekraft der Empfehlung nicht reformiert haben.

Insgesamt hat es in den Bundesländern während unseres Untersuchungszeitraumes vom Schuljahr 1949/50 bis zum Schuljahr 2009/10 14 Reformen zum Verbindlichkeitsgrad der Übergangsempfehlung gegeben (s. Tab. 1). Diese Zeitpunkte ergeben sich aus der Datenbank zu „Schulrechtlichen Veränderungen in den deutschen Bundesländern“ (SVDBL), die in den letzten Jahren am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung erarbeitet wurde (Helbig und Nikolai i. E.). Sie umfasst alle Schuljahre von 1949/50 bis 2009/10 und bildet die Entwicklung der 16 Schulsysteme auf drei Dimensionen ab: „Strukturen“, „Kontrolle von Inhalten“ sowie „Inhalte“ (s. von Below 2002). Enthalten sind rund 60 Indikatoren zu schulrechtlichen Regelungen in den Bundesländern, die vorwiegend das Gymnasium betreffen.

Mit dieser Indikatorik können wir nicht nur die Zeitpunkte nachvollziehen, zu denen es Veränderungen im Verbindlichkeitsgrad der Grundschulempfehlung gegeben hat. Wir sind zudem in der Lage, spezifische Gegebenheiten und Hintergrundinformationen zu berücksichtigen, welche es uns erlauben, die Wirkungsweise der Reform zum jeweiligen Untersuchungszeitpunkt zu bewerten. So ist vor allem der Kontext der Änderungen in Berlin 1955/56, Schleswig-Holstein 1971/72, Hessen 1993/94 und Brandenburg 2007/08 durch Besonderheiten gekennzeichnet (s. Tab. 1), die zu schwächeren Effekten der Reform führen könnten oder möglicherweise deren Einfluss überdecken.

Ferner können wir dank der Indikatorik auch berücksichtigen, ob es im jeweiligen Untersuchungszeitraum zu schulrechtlichen Veränderungen in anderen Bundesländern gekommen ist, die potenziell das Übergangsverhalten beeinflussen. Bei Änderungen der 12 Indikatoren aus Tab. 2 im jeweiligen Untersuchungszeitraum haben wir die betreffenden Bundesländer aus der Vergleichsgruppe ausgeschlossen (s. Tab. 3).

Alle aufgeführten schulrechtlichen Regelungen können das Übergangsverhalten aus werterwartungstheoretischer Sicht beeinflussen. Aus Platzgründen verweisen wir

**Tab. 1** Untersuchungszeitpunkte der Studie und deren Besonderheiten. Quelle: SVDBL.

Untersuchungszeitpunkt	Besonderheiten
<i>Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung</i>	
Berlin 1955/56	Anders als in allen anderen Bundesländern (Ausnahme: Niedersachsen 1964–1971) konnten Schüler, die keine Empfehlung für das Gymnasium erhielten, bis 1954/55 nicht an einer Zulassungsprüfung/Probeunterricht teilnehmen, um doch noch das Gymnasium zu besuchen. Widersprüche gegen eine nicht gegebene Gymnasialempfehlung wurden durch eine Kommission begutachtet, die über die Zulassung entschied. Welche Ergebnisse dieses spezielle Verfahren im Vergleich zur „normalen“ Zulassungsprüfung/Probeunterricht im Hinblick auf absolute und relative Bildungsungleichheiten nach sich zog, ist bislang nicht untersucht worden. Sollte dieses Verfahren den Eltern höherer Schichten die Umsetzung ihrer Bildungswünsche erleichtert haben, dann könnte der Einfluss der Abschaffung bindender Empfehlungen hier eher gering gewesen sein.
Hamburg 1968/69	
Schleswig-Holstein 1971/72	Ab dem Schuljahr 1966/67 vereinheitlichten die Bundesländer den Schuljahresbeginn auf den Herbst. Bis auf Bayern, wo das Schuljahr im Herbst begann, mussten alle Länder ihren Schuljahresturnus verändern. Dies erfolgte entweder über sogenannte Kurz- oder Langschuljahre (s. Pischke 2007). Das führte dazu, dass im Schuljahr 1970/71 in Baden-Württemberg, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein die Zahlen der 5.-Klässler auf dem Gymnasium besonders niedrig waren. Es ist an dieser Stelle nur möglich, den Effekt der Abschaffung der bindenden Empfehlung im Zeitraum der Schuljahre 1971/72 und 1972/73 zu untersuchen. Ob es noch im Schuljahr 1971/72 „Nachwirkungen“ des Kurzschuljahres gegeben hat, kann an dieser Stelle nicht beantwortet werden.
(Bremen 1977/78)	Gleichzeitig zur Abschaffung der bindenden Schullaufbahneempfehlung führte Bremen die schulartenunabhängige Orientierungsstufe ein, welche alle Schüler bis zur 6. Klasse besuchten. Wegen dieser massiven schulstrukturellen Veränderung haben wir darauf verzichtet, die Reform in Bremen zu untersuchen.
Niedersachsen 1978/79	Die schulartenunabhängige Orientierungsstufe wurde auch in Niedersachsen ab dem Schuljahr 1971/72 stufenweise eingeführt. Dies sollte die Analysen in unserem Untersuchungszeitraum jedoch nicht in größerem Ausmaß tangieren. Im Jahr vor der Reform der Übergangsempfehlung besuchten nur noch 7% aller Schüler die 5. Klasse eines Gymnasiums, im ersten Jahr nach der Reform knapp 6% (StBA versch. Jahrgänge-a, eigene Berechnungen). Die Einführung der Orientierungsstufe war also schon fast abgeschlossen (endgültig im 2. Jahr nach der Reform des Verbindlichkeitsgrades).
Rheinland-Pfalz 1984/85	Hier wurde die bindende Empfehlung nur teilweise abgeschafft. Über eine Hauptschulempfehlung konnten sich Familien in Rheinland-Pfalz nicht hinwegsetzen, wohl aber über eine Realschulempfehlung. Uns ist keine Studie aus dieser Zeit bekannt, in der untersucht worden wäre, ob sich ein substanzieller Teil der Familien über eine Hauptschulempfehlung hinweggesetzt und für das Gymnasium entschieden hat. Allerdings ist davon auszugehen, dass der Anteil von Schülern, die mit einer Hauptschulempfehlung das Gymnasium besuchen, eher klein ist. Nichtsdestotrotz könnte es sein, dass der Effekt der Reform in Rheinland-Pfalz deshalb kleiner ausfällt als in anderen Bundesländern.

**Tab. 1 (Fortsetzung)**

Untersuchungszeitpunkt	Besonderheiten
Saarland 1988/89	
Hessen 1993/94	Lange Zeit hat in Hessen ein System bestanden, in dem es schulartenabhängige Förderstufen, schulartenunabhängige Orientierungsstufen und „normale“ weiterführende Schulen ab Klasse 5 gegeben hat. Im Schuljahr 1993 besuchten ca. 37% der 5.-Klässler eine schulartenunabhängige Orientierungsstufe, waren also noch nicht auf die weiterführenden Schulen gewechselt (StBA versch. Jahrgänge-a, eigene Berechnungen). In Hessen lässt sich zwischen Anfang der 1970er und Ende der 1990er Jahre ein substantielles Anwachsen der Gymnasialpopulation von Klasse 6 zu 7 auf dem Gymnasium beobachten, weil ein beträchtlicher Anteil von Schülern erst nach Ende der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe auf das Gymnasium wechselte. Das heißt aber auch, dass die Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung in Hessen nicht die Bildungsentscheidungen aller Schüler beeinflusst hat, da noch der Weg über die Orientierungsstufe zum Gymnasium offenstand. Aus dieser Perspektive könnte die Abschaffung der bindenden Empfehlung in Hessen einen geringeren Einfluss auf das Bildungverhalten gehabt haben.
Nordrhein-Westfalen 1997/98	
Saarland 2009/10	
	<i>Einführung der bindenden Übergangsempfehlung</i>
Saarland 2000/01	Zeitgleich mit der Einführung bindender Empfehlungen ist im Saarland die feste Notenbindung der Übergangsempfehlung abgeschafft worden. Was dies für den Effekt der Empfehlungs-Reform bedeutet, ist schwer zu beurteilen, da auch der Einfluss der Notenbindung auf die Empfehlungen der Lehrkräfte bisher nicht untersucht wurde. Einzig für Berlin lassen sich bei Dietze (2011, S. 39 ff.) Hinweise darauf finden, dass auch dieser Indikator das Übergangsverhalten substantiell beeinflussen kann.
Sachsen-Anhalt 2005/06	
Nordrhein-Westfalen 2006/07	
Brandenburg 2007/08	Gleichzeitig mit der Einführung bindender Empfehlungen wurde in Brandenburg die feste Notenbindung der Gymnasialempfehlung aufgegeben. Zudem stellte Brandenburg 2005/06 sein Schulsystem in der Weise um, dass es neben Gymnasien und Gesamtschulen nur noch Oberschulen gab. Damit wurden die noch vorhandenen Realschulen abgeschafft. Dies kann sich vor allem für das Jahr 2006/07 auf den Gymnasialübergang ausgewirkt haben. Des Weiteren gab es in Brandenburg zum Schuljahr 2008/09 einen substantiellen Rückgang der Gesamtschulen. Dadurch könnte für viele Familien das Gymnasium attraktiver geworden sein. Insgesamt finden sich für Brandenburg zwei Jahre vor und nach der Reform der Übergangsempfehlung weitere institutionelle Veränderungen, die das Übergangsverhalten beeinflusst haben könnten. Deshalb berechnen wir den Effekt der Reform hier nur mit dem Zeitraum von einem Jahr vor und nach der schulrechtlichen Änderung.

an dieser Stelle auf die ausführliche Darstellung zu möglichen Auswirkungen der einzelnen Indikatoren bei Helbig und Nikolai (i. E.).

## 5.1 Daten

Um den Effekt unterschiedlicher schulrechtlicher Regelungen auf Bildungsungleichheiten untersuchen zu können, müssen die verwendeten Datenquellen vier Anforderungen erfüllen. Erstens müssen sie Informationen zu mehreren Bundesländern

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 548**

**Tab. 2** Indikatoren für Ausschluss von Bundesländern aus der Kontrollgruppe. Quelle: SVDBL.

**Strukturindikatoren** (Differenzierung von Bildungsgängen)

- 1) Grundschuldauer
- 2) Schulartenunabhängige Orientierungsstufe
- 3) Grundschule/Orientierungsstufe in der Regel an Schulform angeschlossen, die nicht zum Abitur führt (Volksschule)
- 4) Schulform mit mehreren Bildungsgängen als einzige allgemeinbildende Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule (und Förderschule)
- 5) Anteil der Gymnasien an allen Schulformen, die zum Abitur führen (dazu gehören auch Gesamtschulen und Freie Waldorfschulen): Ausschluss bei Veränderungen um mehr als 3,5 Prozentpunkte
- 6) Schulgeldfreiheit am Gymnasium
- 7) Lernmittelfreiheit am Gymnasium (keine Lernmittelfreiheit/Beiträge nach Einkommen gestaffelte Lernmittelfreiheit)

**Indikatoren zur Kontrolle von Inhalten** (Regelung des Zugangs zum Gymnasium)

- 8) Aufnahmeprüfung für alle Schüler als Kriterium für den Gymnasialübergang
- 9) Gymnasialempfehlung an festen Notendurchschnitt gebunden
- 10) Bindende Empfehlung
- 11) Möglichkeit einer Zulassungsprüfung/Probeunterricht bei bindender Grundschulempfehlung
- 12) Probezeit auf dem Gymnasium (nur wichtig für Berechnungen mit den Mikrozensen)

enthalten, die zweitens über mehrere aufeinanderfolgende Zeitpunkte vorhanden sind. Drittens muss die besuchte Schulform relativ zeitnah nach dem Übergang auf die weiterführenden Schulen gemessen werden. Viertens ist es wichtig, dass die Fallzahlen für die Analysen ausreichen. Insgesamt gibt es für Deutschland nur zwei Datenquellen, auf die alle Kriterien zutreffen.<sup>2</sup>

Dies sind zum einen Daten des Statistischen Bundesamtes. Wir haben für alle Bundesländer die Gymnasialquoten nach dem Übergang auf die weiterführenden Schulen vom Schuljahr 1949/50 bis 2012/13 berechnet, indem wir für jedes Bundesland die absolute Schülerzahl der Eingangsklassen an Gymnasien (StBA versch. Jahrgänge-a) mit der jeweiligen alterstypischen Bevölkerung (StBA 2014, versch. Jahrgänge-b) in Beziehung gesetzt haben. Die alterstypische Bevölkerung entspricht im Falle des Übergangs nach Klasse 4 dem Durchschnitt der 11- und 12-Jährigen in einem Bundesland und im Falle des Übergangs nach Klasse 6 dem Durchschnitt der 13- und 14-Jährigen. Mit diesen Daten werden wir den Effekt der Abschaffung bzw. Einführung bindender Empfehlungen auf die Gymnasialquote für jeden der 13 Untersuchungszeitpunkte analysieren. Allerdings kann mit den Daten nicht untersucht werden, inwieweit einzelne soziale Gruppen von der jeweiligen Reform betroffen sind.

Für die Analyse solcher relativen Bildungsungleichheiten sind einzig die Mikrozensen (Scientific-Use-Files) der Jahre 1976 bis 2009 geeignet. Allerdings lassen sich nur für die Wellen von 1976 bis 1989 sowie 2008 und 2009 das Alter und die besuchte Schulform zum Zeitpunkt der Befragung abbilden, also ob Schüler nach dem Übergang im Alter von 11 und 12 bzw. 13 und 14 Jahren ein Gymnasium besuchen. Mit den Mikrozensen können wir somit nur die Reformen in Niedersachsen 1978/79, Rheinland-Pfalz 1984/85, Nordrhein-Westfalen 2006/07 und Brandenburg 2007/08 untersuchen. Die Reform in Bremen 1977/78 ließe sich theoretisch auch mit

---

<sup>2</sup> Das Sozio-oekonomische Panel (SOEP) und die nationalen PISA-Ergänzungsstudien erfüllen nicht alle Anforderungen.

**Tab. 3** Abschluss von Bundesländern aus der Vergleichsgruppe für den jeweiligen Untersuchungszeitpunkt mit Begründung. Quelle: SVDBL.

Untersuchungszeitpunkt	Analysezeitraum Schuljahre	Ausgeschlossene Bundesländer	Grund
<i>Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung positiver Effekt</i>			
Berlin 1955/56	1954/55–1957/58	Saarland Hamburg	Keine Daten vorhanden Umstellung Grundschulzeit von 6 auf 4 Jahre 1954/55; Wegfall Schulgeld 1957/58 (nur B)
		Bremen Baden-Württemberg	Umstellung Grundschulzeit von 6 auf 4 Jahre 1957/58 (nur B)
		Schrittweise Abschaffung des Schulgeldes bis zum Schuljahr 1957/58 (A und B); Schrittweise Einführung der Lernmittelfreiheit zwischen 1954/55 und 1957/58 (A und B)	
Hamburg 1968/69	1967/68–1970/71	Niedersachsen Bayern	Einführung Lernmittelfreiheit 1970/71 (nur B) Abschaffung Lernmittelfreiheit 1968/69 und Wiedereinführung 1969/70 (A und B)
Schleswig-Holstein 1971/72	1971/72–1972/73		Nur A möglich, weil deutliche Auswirkungen des Kurzschuljahrs 1966 auf die Jahrgangsstärken 1970/71 in Baden-Württemberg, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz und Schleswig-Holstein
		Niedersachsen Hessen	Stufenweise Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe ab 1971/72 (nur B) Starker Rückgang des Gymnasialschulanteils im Untersuchungszeitraum (nur B)
Niedersachsen 1978/79	1977/78–1980/81	Bremen Hamburg	Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe 1977/78 (nur B) Sehr starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 1978/79 zu 1979/80 (A und B); Einführung einer Notenbindung als Kriterium für Gymnasialübergang 1979/80 (A und B)
		Baden-Württemberg	Umstellung des Aufnahmeverfahrens für das Gymnasium von einer Aufnahmeprüfung als Bestandteil der Auswahlkriterien hin zu einer festen Notenbindung 1979/80 (nur B)
Rheinland-Pfalz 1984/85	1983/84–1986/87	Hessen	Schrittweise Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe 1985/86 (A und B) und deren Abschaffung 1987/88
		Saarland Hamburg	Sehr starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 1985/86 zu 1986/87 (nur B) Starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 1987/88 zu 1988/89 (nur B)
Saarland 1988/89	1987/88–1990/91	Niedersachsen	Einführung Lernmittelfreiheit 1990/91 (nur B)
Hessen 1993/94	1992/93–1995/96	Thüringen Neue Bundesländer	Einführung Lernmittelfreiheit 1992/93 (nur B) Normalisierung der Übergangsquoten auf das Gymnasium nach der Wende

Ursprünglich erschienen in:

Tab. 3 (Fortsetzung)

Untersuchungszeitpunkt	Analysezeitraum Schuljahre	Ausgeschlossene Bundesländer	Grund
Nordrhein-Westfalen 1997/98	1996/97–1999/2000	Sachsen-Anhalt	Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe an Sekundarschulen für alle Schüler 1997/98 (A und B)
Saarland 2009/10	2008/09–2011/12	Saarland Berlin, Bremen und Hamburg	Einführung von Schulen mit mehreren Bildungsgängen als einzige Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule 1997/98 (A und B) Umstellung auf zweigliedriges Schulsystem aus Gymnasien und Gesamtschulen 2009/10 (A und B); Sehr starker Rückgang des Gymnasialschulanteils 2009/10 zu 2010/11; Einführung neuer Übergangsverfahren in Berlin (Losverfahren) und Bremen (Erfüllung von Regelstandards) (A und B)
		Rheinland-Pfalz	Einführung von Schulen mit mehreren Bildungsgängen als einzige Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule 2009/10 (nur B);
		Schleswig-Holstein	Sehr starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 2009/10 zu 2010/11 (A und B) Sehr starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 2009/10 zu 2010/11 (A und B)
<i>Einführung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung negativer Effekte</i>			
Saarland 2000/01	1999/2000–2002/03	Berlin	Einführung Notenbindung in Berlin 2000/01 (A und B); Abschaffung vollständige Lernmittelfreiheit 2002/03 (nur B)
Sachsen-Anhalt 2005/06	2004/05–2007/08	Sachsen-Anhalt Mecklenburg-Vorpommern	Abschaffung vollständige Lernmittelfreiheit 2002/03 (nur B) Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe an den Regionalen Schulen für alle Schüler 2006/07 (A und B); Einführung von Schulen mit mehreren Bildungsgängen als einzige Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule 2006/07 (A und B)
		Nordrhein-Westfalen Brandenburg	Einführung bindende Empfehlung 2006/07 (nur B) Einführung von Schulen mit mehreren Bildungsgängen als einzige Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule 2005/06 (A und B)
		Bremen Bayern, Hamburg und Thüringen Sachsen	Starker Rückgang des Gymnasialschulanteils von 2004/05 zu 2005/06 (nur B) Abschaffung vollständige Lernmittelfreiheit 2005/06 (nur B) In Sachsen wurde zum Schuljahr 2004/05 der für den Übergang auf das Gymnasium notwendige Notenschnitt von 2,0 auf 2,5 herabgesetzt. Dadurch kam es zu einem sprunghaften Anstieg der Empfehlung- und Übergangsquoten auf das Gymnasium (Dietze 2011, S. 84 f.). (nur B)

Ursprünglich erschienen in:

**Tab. 3** (Fortsetzung)

Untersuchungszeitpunkt	Analysezeitraum Schuljahre	Ausgeschlossene Bundesländer	Grund
Nordrhein-Westfalen 2006/07	2005/06–2008/09	Sachsen-Anhalt Mecklenburg-Vorpommern	Einführung bindende Empfehlung 2005/06 (nur B) Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe an den Regionalen Schulen für alle Schüler 2006/07 (A und B); Einführung von Schulen mit mehreren Bildungsgängen als einzige Schulform neben Gymnasium und Gesamtschule 2006/07 (A und B); Einführung abgeschlossene Grundschulen 2006/07 (A und B)
		Brandenburg	Sehr starker Anstieg des Gymnasialschulanteils von 2007/08 zu 2008/09 (nur B); Einführung bindende Empfehlung 2007/08 (nur B); Einführung Notenbindung 2007/08 (nur B)
		Bayern	Einführung vollständige Lernmittelfreiheit 2008/09 (nur B); Abschaffung Probezeit 2007/08 (nur für Mikrozensus-Berechnungen relevant)
Brandenburg 2007/08	2007/08–2008/09	Mecklenburg-Vorpommern Bayern	Durch mehrere Reformen in Brandenburg (s. Tab. 1) ist nur die Analyse von Szenario A sinnvoll. Einführung der schulartenunabhängigen Orientierungsstufe an den Regionalen Schulen für alle Schüler 2006/07 Einführung vollständige Lernmittelfreiheit 2008/09

A: Analyse 1 Jahr vor der Reform und 1 Jahr nach der Reform

B: Analyse 2 Jahre vor der Reform und 2 Jahre nach der Reform



dem Mikrozensus analysieren. Allerdings wurde hier parallel zur Abschaffung der bindenden Empfehlung die schulartenunabhängige Orientierungsstufe eingeführt (s. Tab. 1). Diese Veränderung der Schulstruktur könnte einen sehr starken Einfluss auf das Übergangsverhalten gehabt haben, sodass der Effekt des reformierten Verbindlichkeitsgrades nicht mehr eindeutig identifizierbar ist. Daher verzichten wir darauf, die Auswirkungen der Reform in Bremen zu untersuchen.

## 5.2 Methode

Um den kausalen Effekt der Abschaffung bzw. Einführung bindender Empfehlungen auf Bildungsungleichheiten zu schätzen, verwenden wir den sogenannten *Difference-in-Differences*-Ansatz (DiD). Wir machen uns exogene Variation durch die uneinheitliche Reform des Verpflichtungsgrades zunutze, um den Effekt auf die Besuchsquote des Gymnasiums (auch nach sozialen Gruppen) quasi-experimentell zu evaluieren (vgl. Gangl 2010, S. 28; Meyer 1995, S. 151). Beim DiD-Ansatz handelt es sich um eine besondere Art von Fixed-Effekt-Modellen: Der kausale Effekt einer Intervention wird geschätzt, indem man die Trends von Gruppen mit und ohne Intervention vergleicht (für eine Beschreibung des Ansatzes s. u. a. Angrist und Pischke 2009, S. 227 ff.; Legewie 2012, S. 135 f.). Durch dieses Verfahren werden zum einen deutschlandweite Trends berücksichtigt, die alle Bundesländer betreffen (wie z. B. steigende Gymnasialquoten). Zum anderen wird auch auf beobachtbare und unbeobachtbare, zeitlich stabile Unterschiede zwischen den Bundesländern kontrolliert (z. B. unterschiedlich hohe Gymnasialquoten). Damit ergeben sich entscheidende Vorteile gegenüber einfachen Vorher-Nachher-Vergleichen in einem Bundesland oder Querschnittsvergleichen zwischen Bundesländern.

Der Designlogik eines Experiments folgend werden eine Experimentalgruppe (Bundesland mit Reform) und eine Kontrollgruppe (Bundesländer ohne Reform) gebildet. Die Schätzung des Treatmenteffekts basiert auf der impliziten Annahme, dass die Trends in beiden Gruppen ohne Intervention gleich gewesen wären, die Gymnasialquoten sich also ohne schulrechtliche Veränderung in beiden Ländergruppen ähnlich entwickelt hätten (Parallelitätsannahme). Unter dieser Voraussetzung informiert die Kontrollgruppe über das kontrafaktische Szenario, wie sich die Gymnasialquote im Experimentalbundesland entwickelt hätte, wenn es keine schulrechtliche Reform gegeben hätte. Sie zeigt also den bundesweiten Trend in der Gymnasialquote an.

Zur Berechnung des Treatmenteffekts vergleichen wir die Entwicklung der Gymnasialquote vor und nach der Reform im Experimentalbundesland mit der Entwicklung der Gymnasialquoten in den anderen Bundesländern über den gleichen Zeitraum. Die Regressionsmodelle enthalten einen Dummy für das Experimentalbundesland, einen Dummy für den Zeitraum nach der Reform sowie einen Interaktionsterm zwischen Experimentalbundesland und Zeitraum (vgl. Angrist und Pischke 2009, S. 233 f.). Der Interaktionsterm zeigt an, wie sich das Bundesland mit Intervention relativ zu den anderen Bundesländern entwickelt hat.

Die Validität der Schlussfolgerungen zur kausalen Wirkung von Reformen des Elternwillens wird durch folgende drei Merkmale unseres Untersuchungsdesigns erhöht (vgl. Meyer 1995, S. 157 f.): Erstens liefern die Zahlen des Statistischen Bun-

desamtes Daten für mehrere Jahre vor und nach den jeweiligen Reformen. Zweitens analysieren wir verschiedene Treatmentgruppen (unterschiedliche Bundesländer und Zeitpunkte). Drittens können wir zum Teil untersuchen, was passiert, wenn die ursprüngliche Reform wieder rückgängig gemacht wurde – so geschehen in Nordrhein-Westfalen und im Saarland.

### 5.2.1 *Difference-in-Differences-Vorannahmen*

Um mit dem DiD-Schätzer kausale Effekte ermitteln zu können, müssen verschiedene Voraussetzungen erfüllt sein. Erstens muss es eine klare Quelle exogener Variation in der erklärenden Variable geben, welche den Treatmentstatus bestimmt (vgl. Meyer 1995, S. 151). Die Reform der Verbindlichkeit von Übergangsempfehlungen ist eine bildungspolitische Intervention, die darüber entscheidet, ob ein Schüler in einem verbindlichen oder unverbindlichen Kontext in die Sekundarstufe übergeht. Die erste Bedingung ist also erfüllt.

Zweitens muss die Experimentalgruppe das Treatment erhalten, während in der Kontrollgruppe keine Intervention stattfindet. Zum Problem wird es, wenn sich bestimmte Personen aufgrund ihrer Erwartungen über den Treatmenteffekt in die jeweils andere Gruppe selektieren (Gangl 2010, S. 35; Legewie 2012, S. 145). Wir gehen nicht davon aus, dass Eltern in ein anderes Bundesland umziehen, um einer Reform zu entgehen oder von einer Reform zu profitieren.

Drittens wird vorausgesetzt, dass die Ergebnisse für die jeweilige Untersuchungseinheit ausschließlich vom eigenen Treatmentstatus beeinflusst werden, nicht jedoch vom Treatmentstatus anderer Einheiten (SUTVA, *stable unit treatment value assumption*) (Gangl 2010, S. 26; Legewie 2012, S. 127). Die Bedingung, dass Schüler in ihrem Übergangsverhalten nicht von Reformen in Nachbarländern beeinflusst werden, sehen wir als erfüllt an.

Viertens wollen wir noch einmal die Bedeutung der Parallelitätsannahme für den DiD-Ansatz hervorheben (vgl. Angrist und Pischke 2009, S. 230; Legewie 2012, S. 135). Es wird angenommen, dass die Gymnasialquote sich in der Experimental- und Kontrollgruppe gleich entwickelt hätte, wenn die Verbindlichkeit nicht reformiert worden wäre. Überprüft werden kann diese kontrafaktische Annahme nicht. Um die Annahme dennoch zu plausibilisieren, dürfen keine anderen Vorkommnisse außer der Reform des Verbindlichkeitsgrades die Entwicklung der Gymnasialquoten in der Experimental- oder Kontrollgruppe beeinflussen (vgl. Keele und Minozzi 2013, S. 201; Meyer 1995, S. 152). Alternative Erklärungen, die auf weiteren Reformen in der Experimentalgruppe beruhen, finden sich in Tab. 1. Um ein gutes *counterfactual* zu verwenden, schließen wir in den Analysen Bundesländer aus der Kontrollgruppe aus, in denen es zu anderen relevanten schulrechtlichen Veränderungen gekommen ist, welche einen Effekt auf die Gymnasialquote haben könnten (s. Tab. 3).

## 5.3 Operationalisierung

### 5.3.1 Absolute Bildungsungleichheiten

Zur Beantwortung der Frage, ob sich durch die Reform der Bindekraft von Übergangsempfehlungen Veränderungen in der Gymnasialquote ergeben, verwenden wir die Daten des Statistischen Bundesamtes (vgl. Abschn. 5.1). Als abhängige Variable dient die Gymnasialquote in den Bundesländern direkt nach dem Übergang in die Sekundarstufe. Sie ergibt sich aus der Relation der 5.- bzw. 7.-Klässler auf dem Gymnasium zur alterstypischen Bevölkerung im jeweiligen Bundesland. Für Berlin und Brandenburg ziehen wir für den gesamten Untersuchungszeitraum die Schüler der 7. Klasse heran. Auch für Hamburg von 1949/50 bis 1955/56, Bremen von 1949/50 bis 2003/04, Niedersachsen von 1973/74 bis 2003/04, Sachsen-Anhalt von 1997/98 bis 2002/03 sowie Mecklenburg-Vorpommern ab 2006/07 verwenden wir die 7.-Klässler. In allen sieben Bundesländern erfolgte der Gymnasialübergang in den genannten Zeiträumen regulär erst nach Klasse 6, weil die Schüler entweder 6 Jahre lang die Grundschule besuchten oder nach 4 Jahren Grundschule noch 2 Jahre in einer schulartenunabhängigen Orientierungsstufe lernten. In allen anderen Fällen werden zur Berechnung der Gymnasialquote die Schüler der 5. Klasse herangezogen, weil der Übergang nach 4 Jahren Grundschule erfolgt.

Der angegebene Reformzeitpunkt betrifft immer jene Grundschüler, die als nächstes auf die weiterführenden Schulen übergehen werden. Am Beispiel der Reform 1971/72 in Schleswig-Holstein heißt das: Alle Schüler, die 1971/72 in der 4. Klasse sind, unterliegen bei der Wahl einer weiterführenden Schulform der neuen Regelung. Wir beobachten sie im Schuljahr 1972/73, also nach ihrem Übertritt in die 5. Klasse.

Für jede der 13 Reformen im Übergangsverfahren untersuchen wir, wie sich die Gymnasialquote des Experimentalbundeslandes im Vergleich zu den anderen Bundesländern vom Jahr vor der Reform zum Jahr danach entwickelt hat (Szenario A). Dazu berechnen wir lineare Regressionen, in denen wir robust nach Bundesländern clustern, weil die Beobachtungen innerhalb der einzelnen Bundesländer nicht unabhängig voneinander sind. Obwohl wir davon ausgehen, dass die Reform des Verpflichtungsgrades von Grundschulempfehlungen einen sofortigen Effekt auf den Gymnasialübergang hat, haben wir für alle Reformzeitpunkte ebenfalls eine Analyse durchgeführt, die zwei Jahre vor und nach der Änderung umfasst (Szenario B).<sup>3</sup> Eine zusätzliche Ausweitung des Analysezeitraums auf drei oder mehr Jahre vor und nach der Intervention hätte dazu geführt, dass aufgrund anderer schulrechtlicher Reformen in der Kontrollgruppe zu viele Bundesländer hätten ausgeschlossen werden müssen.

Die Daten des Statistischen Bundesamtes bieten zwei entscheidende Vorteile gegenüber den Mikrozensus: Zum einen sind sie durchgängig für alle Schuljahre ab 1949/50 verfügbar. Zum anderen handelt es sich um eine Vollerhebung, die alle Schüler in Deutschland umfasst. Ein Nachteil dieser Aggregatdaten liegt darin, dass wir nicht auf die soziale Zusammensetzung der Schülerkohorten kontrollieren können.

---

<sup>3</sup> Eine Ausnahme bilden die Analysen für Schleswig-Holstein 1971/72 und Brandenburg 2007/08. In beiden Bundesländern gab es im Zeitraum des Szenarios B weitere wichtige schulrechtliche Änderungen, sodass eine Analyse hier nicht sinnvoll ist (s. Tab. 1).

Sie sollte sich innerhalb der relativ kurzen Untersuchungszeiträume (2 und 4 Jahre) auf Bundeslandebene allerdings kaum verändert haben. Zudem würden derartige Änderungen nur zu verzerrten DiD-Schätzungen führen, wenn sie in Experimental- und Kontrollgruppe unterschiedlich ausfielen.

### 5.3.2 Relative Bildungsungleichheiten

Um zu untersuchen ob sich die Änderung der Bindekraft von Empfehlungen unterschiedlich auf einzelne soziale Gruppen auswirkt, verwenden wir die Mikrozensen der Jahre 1978, 1980, 1985, 1987, 2008 und 2009.<sup>4</sup> Die abhängige Variable ist der Gymnasialübergang. Da die Mikrozensen keine Informationen zur besuchten Klassenstufe der Kinder enthalten, codieren wir, ob sich Kinder im typischen Alter nach dem Übergang auf dem Gymnasium befinden oder nicht.

Für die Analyse der Reform in Niedersachsen 1978/79 ziehen wir die Mikrozensen der Jahre 1978 und 1980 heran. Die Änderung galt zuerst für alle niedersächsischen Schüler, die im Schuljahr 1978/79 die 6. Klasse besuchten. Nach ihrem Übertritt in die 7. Klasse der weiterführenden Schulen zum Schuljahr 1979/80 ist die Mehrheit 13 Jahre alt. Während die 13-jährigen niedersächsischen Schüler im Mikrozensus 1980 das Treatment erhalten haben, gilt das nicht für die 13-Jährigen im Mikrozensus 1978. Daher verwenden wir für diesen Reformzeitpunkt die 13-Jährigen in Niedersachsen, Berlin und Bremen sowie die 11-Jährigen in den übrigen westdeutschen Bundesländern.

Die schulrechtliche Änderung in Rheinland-Pfalz 1984/85 untersuchen wir mit den Mikrozensen der Jahre 1985 und 1987. Der erste Jahrgang, der den Übergang unter der neuen Regelung absolviert, besucht im Schuljahr 1985/86 die 5. Klasse der Sekundarstufe. Im Mikrozensus 1985 sind zwei rheinland-pfälzische Jahrgänge nach der alten Regelung übergegangen, im Mikrozensus 1987 sind zwei Jahrgänge von der bildungspolitischen Reform betroffen. Wir haben beide Jahrgänge verwendet, da so die Fallzahl für Rheinland-Pfalz von 486 auf 1004 erhöht werden konnte. Für Niedersachsen, Berlin und Bremen greifen wir entsprechend auf 13- und 14-jährige Schüler zurück, für die übrigen Bundesländer auf 11- und 12-Jährige.<sup>5</sup>

Was die Reform 2006/07 in Nordrhein-Westfalen angeht, so befinden sich die ersten betroffenen Schüler 2007/08 in der 5. Klasse der weiterführenden Schulen. Eigentlich müssten wir also die 11-Jährigen im Mikrozensus 2007 mit den 11-Jährigen im Mikrozensus 2008 vergleichen. Weil aber im Mikrozensus 2007 nur erfasst ist, ob Schüler die gymnasiale Oberstufe besuchen, messen wir die Schüler jeweils ein Jahr später mit 12 Jahren.<sup>6</sup> Für Berlin und Brandenburg verwenden wir also die 14-jährigen Schüler aus den Mikrozensen 2008 und 2009, für alle übrigen Bundesländer jeweils die 12-Jährigen. In Brandenburg wurde die Bindekraft der Empfehlung 2007/08 reformiert. Der neuen Regelung unterlagen zum ersten Mal die 7.-Klässler im Schuljahr 2008/09 bei

---

<sup>4</sup> Vor 1995 sind die Mikrozensen nicht jährlich als Scientific-Use-Files verfügbar.

<sup>5</sup> Wir haben die Berechnungen für Rheinland-Pfalz ebenfalls mit den 11- bzw. 13-Jährigen durchgeführt. Dabei kamen wir zu den gleichen Ergebnissen (nicht gezeigt).

<sup>6</sup> Dass manche Schüler in dieser Zeit aufgrund mangelnder Leistungen schon wieder vom Gymnasium abgeschult worden sind, stellt kein Problem dar, solange die Rate der Abschlungen innerhalb der einzelnen Bundesländer konstant ist. Bayern muss wegen der Abschaffung der Probezeit auf dem Gymnasium aus der Vergleichsgruppe ausgeschlossen werden.

ihrem Übergang. In den Mikrozensen 2008 und 2009 messen wir daher den Gymnasialübergang der 13-Jährigen in Brandenburg und Berlin sowie der 11-Jährigen in den übrigen Bundesländern.

Die mit den Mikrozensen durchgeführten DiD-Analysen basieren jeweils auf linearen Wahrscheinlichkeitsmodellen, die robust nach Bundesländern geclustert sind. Lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle bieten sich an, weil sie einen Vergleich mit den Analysen der Daten des Statistischen Bundesamtes erlauben. Wir berechnen zusätzlich getrennte Modelle für die verschiedenen Bildungsgruppen, um zu prüfen ob sich die Reformen je nach sozialer Herkunft der Schüler unterschiedlich ausgewirkt haben. Dazu verwenden wir den höchsten allgemeinen Schulabschluss von Vater oder Mutter.

Für die Reformzeitpunkte in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz wird unterschieden zwischen Schülern, deren Eltern höchstens einen Hauptschulabschluss haben und Schülern, deren Eltern mindestens über einen Realschulabschluss verfügen. Ende der 1970er bis Anfang der 1980er Jahre hatten relativ wenige Schüler Eltern mit Hochschulreife. Weil die durchgeführten Analysen auf relativ kleinen Fallzahlen in den Experimentalgruppen basieren, ist eine Differenzierung zwischen Eltern mit Realschulabschluss und Hochschulreife nicht sinnvoll. Aus ähnlichen Gründen fassen wir für die Analyse der Reform in Brandenburg Schüler aus Familien mit (höchstens) Hauptschulabschluss und mittlerer Reife zusammen und betrachten Schüler aus Elternhäusern mit Hochschulreife getrennt. Historisch bedingt finden sich unter den Eltern in den neuen Bundesländern sehr wenige Personen, die maximal einen Hauptschulabschluss erreicht haben. Für Nordrhein-Westfalen können wir eine tiefere Untergliederung nach (höchstens) Hauptschulabschluss, Realschulabschluss und Hochschulreife vornehmen, da für alle Bildungsgruppen ausreichende Fallzahlen vorliegen.

In den Mikrozensus-Analysen kontrollieren wir zudem mit der Magnitude-Prestigeskala (MPS) auf das Berufsprestige der Eltern (unter Nutzung der Routine von Frietsch und Wirth 2001).<sup>7</sup> Über den höchsten MPS-Wert eines Elternteils wurden 5 Quantile gebildet, die wir zusammen mit der Kategorie „beide Eltern nicht erwerbstätig“ in insgesamt 6 Dummy-Variablen transformiert haben. Daneben berücksichtigen wir das Geschlecht und für die Nachwendezeit die Zugehörigkeit zu alten vs. neuen Bundesländern. Durch die Kovariaten wird zum einen die Präzision des DiD-Schätzers verbessert (vgl. Angrist und Pischke 2009, S. 237) und zum anderen können so zwischen den Bundesländern divergierende Veränderungen in der sozialen Zusammensetzung der Schülerschaft konstant gehalten werden.

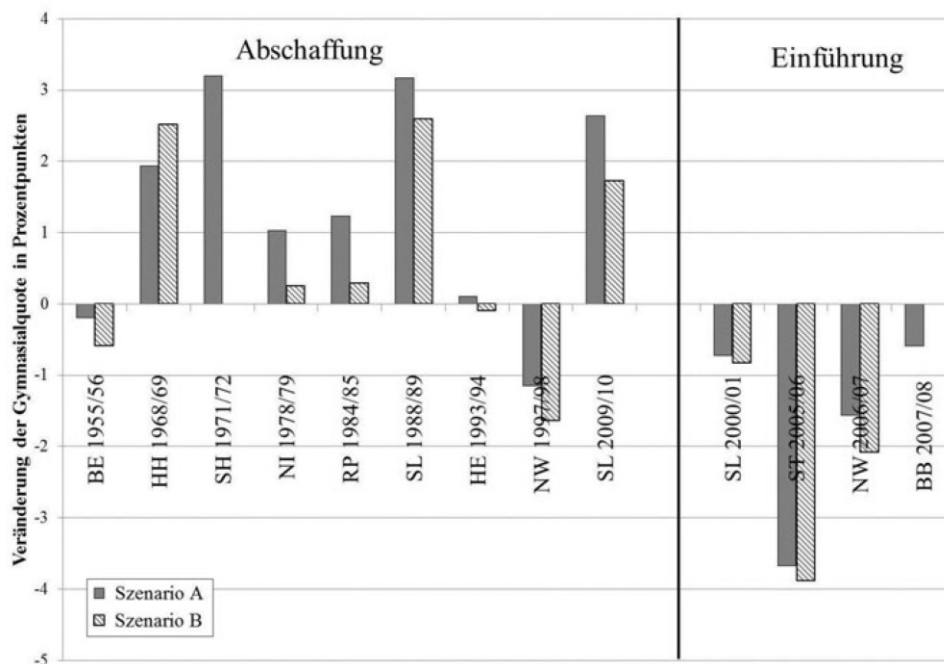
## 6 Ergebnisse

### 6.1 Absolute Bildungsungleichheiten

Die folgenden Analysen haben wir mit den Daten des Statistischen Bundesamtes durchgeführt. In Abb. 1 sind die Effekte der Abschaffung und Einführung bindender

---

<sup>7</sup> Den ISEI (International Socio-Economic Index of Occupational Status) haben wir nicht verwendet, da er mit den Mikrozensen vor 1996 nicht umgesetzt werden kann.



**Abb. 1** Effekt der Abschaffung und Einführung von bindenden Schullaufbahneempfehlungen auf die Veränderung der Gymnasialquote direkt nach dem Übergang auf die weiterführenden Schulen. Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen. Ergebnisse basieren auf den Koeffizienten des Interaktionsterms (Zeitraum nach Treatment \* Experimentalgruppe) aus Tab. 8 im Anhang.

Empfehlungen für Szenario A (2-jähriger Untersuchungszeitraum) und B (4-jähriger Untersuchungszeitraum) festgehalten. Sie basieren auf den Ergebnissen aus Tab. 8 im Anhang und beziehen sich auf den Interaktionsterm aus Experimentalbundesland und Zeitraum nach dem Treatment.<sup>8</sup>

Zuerst haben wir die *Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung* untersucht. Bei den zugehörigen Analysezeitpunkten zeigt sich in 6 von 9 Fällen der vorausgesagte Anstieg der Gymnasialquote. In Berlin 1955/56 und Hessen 1993/94 hatte die Reform dagegen keinen Einfluss auf den Anteil der Schüler, der das Gymnasium besuchte. In Nordrhein-Westfalen 1997/98 hatte die Abschaffung der bindenden Empfehlung sogar einen negativen Effekt auf die Gymnasialquote.

In den übrigen sechs Fällen veränderte sich die Gymnasialquote (Szenario A) um 1,0 (Niedersachsen) bis 3,2 Prozentpunkte (Schleswig-Holstein). Wir halten es aufgrund der geringen Fallzahl auf Bundeslandebene nicht für sinnvoll, auf statistische Signifikanzen einzugehen. So bezieht sich der Interaktionsterm in Szenario A gerade einmal auf einen Fall – nämlich die Gymnasialquote des Experimentalbundeslandes nach Erhalt des Treatments. Ergebnisse von 1,0 bis 3,2 Prozentpunkten interpretieren

<sup>8</sup> Zudem haben wir alle Untersuchungszeitpunkte auch ohne Ausschluss von Bundesländern aus der Kontrollgruppe analysiert. Die zugehörigen Ergebnisse finden sich in Tab. 9 im Anhang. Im Allgemeinen zeigt sich keine größere Abweichung gegenüber den Ergebnissen aus Tab. 8. Dennoch unterscheiden sich die Koeffizienten für einige Analysezeitpunkte (Hamburg, Schleswig-Holstein, Niedersachsen und das Saarland 2009/10).

wir als bedeutsame Abweichung von der allgemeinen Entwicklung in den anderen Bundesländern. Die Abweichung von einem Prozentpunkt mag auf den ersten Blick relativ klein erscheinen. Stellt man sie jedoch in Prozent bezogen auf die Gymnasialquote ein Jahr zuvor dar, dann entsprechen 1,0 bis 3,2 Prozentpunkte einer Veränderung der Gymnasialquote von 3,6 bis 11,1 % (s. Tab. 8). Für sechs Reformzeitpunkte kann Hypothese *H1a* also bestätigt werden.

Warum aber finden wir abweichende Ergebnisse für Berlin, Hessen und Nordrhein-Westfalen 1997/98? Wie aus Tab. 1 hervorgeht, wies das Berliner Übergangsverfahren vor der Abschaffung der bindenden Schulformempfehlung 1955/56 Besonderheiten auf, die nicht mit der Situation in anderen Bundesländern vergleichbar waren. Zudem waren in den 1950er Jahren in fast allen westdeutschen Bundesländern sehr starke Schwankungen der Gymnasialquote zu beobachten, die sich aus heutiger Sicht kaum erklären lassen. Auch Hessen 1993/94 stellt insofern einen Sonderfall dar, als dass sich damals für knapp 40 % aller 4.-Klässler die Frage nach dem Übergang auf die weiterführenden Schulen noch gar nicht stellte. Sie besuchten erst einmal eine schulartenunabhängige Orientierungsstufe, von welcher der Übergang erst nach der 6. Klasse erfolgt.<sup>9</sup>

Für die Analysezeitpunkte in Berlin und Hessen lassen sich also zumindest Gründe anführen, warum die Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung möglicherweise keinen Einfluss auf die dortigen Gymnasialquoten hatte. Das gilt nicht für die Reform in Nordrhein-Westfalen 1997/98. Während die Änderungen in Berlin und Hessen zumindest einen „Nulleffekt“ hatten, geht mit der Abschaffung der bindenden Empfehlung in Nordrhein-Westfalen sogar eine niedrigere Gymnasialquote einher. Eine mögliche Erklärung findet sich bei Harazd (2007, S. 29): Sie verweist darauf, dass die Grundschulen im bevölkerungsreichsten Bundesland zur Anpassung der Empfehlung an die Wünsche der Eltern neigten und es sich deshalb eher um eine „formale“ Freigabe des Elternwillens handelte. Unklar ist aber, inwieweit das nur für Nordrhein-Westfalen zu diesem Zeitpunkt zutraf oder eher ein generelles Phänomen bei der Empfehlungsvergabe auch in anderen Bundesländern ist.

Auch der Effekt der *Einführung bindender Übergangsempfehlungen* ist nicht ganz eindeutig. Zwar weisen alle vier Koeffizienten in die angenommene Richtung. Allerdings ist die gefundene Abweichung vom gesamtdeutschen Trend mit unter einem Prozentpunkt im Saarland und in Brandenburg eher gering (Abb. 1, Szenario A). Für Sachsen-Anhalt und Nordrhein-Westfalen 2006/07 wird Hypothese *H1b* jedoch klar bestätigt - dort sinkt die Gymnasialquote nach der Reform deutlich. Die Veränderung der Prozentpunkte entspricht einem Rückgang der Gymnasialquote zwischen 1,4 % in Brandenburg und 9,4 % in Sachsen-Anhalt (s. Tab. 8).

## 6.2 Relative Bildungsungleichheiten

Um zu untersuchen, welchen Einfluss die Reform des Verbindlichkeitsgrades von Übergangsempfehlungen auf relative Bildungsungleichheiten hat, haben wir mit

---

<sup>9</sup> Die Berechnungen für die Reform in Hessen haben wir noch einmal ohne die neuen Bundesländer durchgeführt (s. Tab. 8 im Anhang), da argumentiert werden kann, dass sich die Übergangsquoten auf das Gymnasium dort nach der Wende erst einmal normalisieren mussten. Allerdings führt der Verzicht auf die neuen Bundesländer zu keinen anderen Ergebnissen.

**Tab. 4** Einfluss der Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung 1978/79 auf den Gymnasialübergang in Niedersachsen (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, robust geclustert nach Bundesländern). Quelle: Mikrozensus 1978 und 1980, eigene Berechnungen. Berechnungen ohne Hamburg (s. Tab. 3). M1 und M2 ohne Kontrolle von Kovariaten. M3 bis M5 unter Kontrolle von Bildung und Berufsprestige der Eltern sowie Geschlecht des Kindes.

	Gesamt			Schüler, deren Eltern höchstens Hauptschulabschluss besitzen	Schüler, deren Eltern mindestens mittlere Reife besitzen
	M1	M2	M3	M4	M5
Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	-0,001 (0,013)	-0,004 (0,016)	0,014 (0,012)	-0,005 (0,009)	<b>0,071*</b> (0,023)
Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	0,002 (0,007)	0,002 (0,008)	-0,001 (0,006)	0,008 (0,007)	<b>-0,022+</b> (0,012)
Experimentalgruppe * Zeitraum nach Treatment		0,005 (0,008)	-0,005 (0,007)	<b>0,020*</b> (0,007)	<b>-0,076**</b> (0,013)
Konstante	0,244 (0,015)	0,244 (0,016)	0,311 (0,022)	0,269 (0,035)	0,730 (0,024)
Fallzahl	13 027	13 027	13 027	9182	3845
Fallzahl Niedersachsen	1721	1721	1721	1240	481

+ $p < 0,10$ ; \* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ , robuste Standardfehler in Klammern

den Mikrozensus verschiedener Jahre vier Reformzeitpunkte genauer analysiert: die Abschaffung der bindenden Empfehlung in Niedersachsen 1978/79 und in Rheinland-Pfalz 1984/85 sowie die Einführung bindender Empfehlungen in Nordrhein-Westfalen 2006/07 und in Brandenburg 2007/08.

In Tab. 4 sind die Ergebnisse für die Reform in Niedersachsen 1978/79 dargestellt. Wie sich in Modell 2 ohne Kontrolle von Kovariaten zeigt, ist mit der Abschaffung der bindenden Empfehlung ein Anstieg des Gymnasialbesuchs in Niedersachsen um 0,5 Prozentpunkte verbunden (nicht statistisch signifikant). Dies ist ein halber Prozentpunkt weniger als die Analysen mit Daten des Statistischen Bundesamtes ergaben (s. Abb. 1, vgl. Tab. 8). Unter Kontrolle von Bildung der Eltern, ihrem Berufsprestige und dem Geschlecht des Kindes (M3) zeigt der Koeffizient für den Effekt der Reform (Experimentalgruppe \* Zeitraum nach Treatment) sogar in eine negative Richtung (ebenfalls nicht statistisch signifikant). Betrachtet man den Einfluss der Reform getrennt nach der Bildung der Eltern (M4 und M5), so wird deutlich, dass sie sich positiv auf den Gymnasialübergang von Schülern aus Familien mit niedriger Bildung ausgewirkt hat und negativ auf den Gymnasialübergang der Schüler aus Elternhäusern mit mittlerer oder höherer Bildung. Zudem hatten Kinder von Eltern mit mittlerem oder hohem Schulabschluss vor der Reform in Niedersachsen eine höhere Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium zu besuchen als in den Vergleichsbundesländern. Auf diese teils überraschenden Ergebnisse werden wir im späteren Verlauf dieses Abschnitts näher eingehen.

Ganz ähnliche Entwicklungen lassen sich für die Abschaffung der bindenden Empfehlung in Rheinland-Pfalz 1984/85 beobachten (s. Tab. 5). Zwar zeigt sich hier in Modell 2 ein stärkerer und signifikanter positiver Effekt der Reform auf den Gymnasialbesuch, der rund 1,7 Prozentpunkte über den Analysen mit den Daten des



**Tab. 5** Einfluss der Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung 1984/85 auf den Gymnasialübergang in Rheinland-Pfalz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, robust geclustert nach Bundesländern). Quelle: Mikrozensus 1985 und 1987, eigene Berechnungen. Berechnungen ohne Hessen (s. Tab. 3). M1 und M2 ohne Kontrolle von Kovariaten. M3 bis M5 unter Kontrolle von Bildung und Berufsprestige der Eltern sowie Geschlecht des Kindes.

	Gesamt			Schüler, deren Eltern höchstens Hauptschulabschluss besitzen	Schüler, deren Eltern mindestens mittlere Reife besitzen
	M1	M2	M3	M4	M5
Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	0,018 (0,016)	0,003 (0,016)	-0,003 (0,015)	-0,023 (0,017)	<b>0,041*</b> (0,014)
Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	-0,005 (0,005)	-0,007 (0,004)	<b>-0,008+</b> (0,003)	-0,008 (0,005)	-0,009 (0,011)
Experimentalgruppe * Zeitraum nach Treatment		<b>0,029**</b> (0,004)	0,005 (0,003)	<b>0,039**</b> (0,004)	<b>-0,061**</b> (0,011)
Konstante	0,266** (0,016)	0,267** (0,016)	0,368** (0,033)	0,295** (0,050)	0,734** (0,023)
Fallzahl	15 130	15 130	15 130	9782	5348
Fallzahl Rheinland-Pfalz	1004	1004	1004	643	361

+ $p < 0,10$ ; \* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ , robuste Standardfehler in Klammern

Statistischen Bundesamts liegt (s. Abb. 1, vgl. Tab. 8). Allerdings verschwindet dieser Effekt unter Kontrolle der Kovariaten (M3). Grund hierfür ist aber nicht, dass sich die Sozialstruktur in Rheinland-Pfalz gegenüber den anderen Bundesländern stärker verändert hätte. Vielmehr hat sich auch hier die Reform unterschiedlich auf die einzelnen Bildungsgruppen ausgewirkt (M4 und M5). Wie in Niedersachsen führte die Reform in Rheinland-Pfalz zu einer höheren Gymnasialbeteiligung von Kindern aus bildungsfernen Elternhäusern (M4) und einer niedrigeren Gymnasialbeteiligung der mittleren und höheren Bildungsgruppen (M5). Und wie schon in Niedersachsen zeigt sich auch hier, dass Schüler aus Elternhäusern mit mittlerer und hoher Bildung vor der Reform öfter das Gymnasium besuchten als im Bundesdurchschnitt (Experimentalgruppe in M5).

Der Hauptargumentationsstrang in der Fachliteratur geht davon aus, dass es durch die Abschaffung bindender Grundschulempfehlungen zu einer Verschärfung sozialer Ungleichheiten beim Übergang auf die weiterführenden Schulen kommt. Die beiden hier analysierten Reformen Ende der 1970er und Mitte der 1980er Jahre zeigen aber genau das Gegenteil. Eine höhere Gymnasialbeteiligung bildungsferner Schichten ist durchaus vereinbar mit unseren theoretischen Annahmen. Dass es auf der anderen Seite aber zu einem Rückgang der Gymnasialbeteiligung von Kindern aus Familien mit mittlerem oder hohem Schulabschluss kam, hatten wir nicht erwartet. Die Analysen weisen aber auf ein interessantes Ergebnis hin, das wenigstens einen Erklärungsansatz für die unerwarteten Befunde bietet. Die Schüler aus mittleren und höheren Bildungsgruppen in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz hatten vor der jeweiligen Reform eine höhere Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium zu besuchen als in den Vergleichsbundesländern. Setzt man die betreffenden Koeffizienten (Experimentalgruppe und Experimentalgruppe \* Zeitraum nach Treatment) zueinander in Bezie-

**Tab. 6** Einfluss der Einführung der bindenden Grundschulempfehlung 2006/07 auf den Gymnasialübergang in Nordrhein-Westfalen (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, robust geclustert nach Bundesländern). Quelle: Mikrozensus 2008 und 2009, eigene Berechnungen. Berechnungen ohne Bayern und Mecklenburg-Vorpommern (s. Tab. 3). M1 und M2 ohne Kontrolle von Kovariaten. M3 bis M6 unter Kontrolle von Bildung und Berufsprestige der Eltern, Geschlecht des Kindes und Ost/West.

	Gesamt			Schüler, deren Eltern höchstens Hauptschulabschluss besitzen	Schüler, deren Eltern mittlere Reife besitzen	Schüler, deren Eltern Hochschulreife besitzen
	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	<b>-0,024*</b> (0,010)	<b>-0,022**</b> (0,007)	0,001 (0,010)	0,012 (0,008)	<b>-0,032+</b> (0,017)	0,013 (0,015)
Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	<b>0,019+</b> (0,010)	0,020 (0,014)	<b>0,071**</b> (0,013)	0,042 (0,027)	<b>0,077**</b> (0,016)	<b>0,076**</b> (0,021)
Experimentalgruppe * Zeitraum nach Treatment		-0,004 (0,014)	-0,017 (0,010)	-0,020 (0,023)	-0,008 (0,018)	-0,011 (0,019)
Konstante	0,361** (0,007)	0,361** (0,007)	0,598** (0,017)	0,139** (0,018)	0,332** (0,022)	0,602** (0,019)
Fallzahl	7506	7506	7506	1937	2791	2778
Fallzahl Nordrhein-Westfalen	2129	2129	2129	659	667	803

+ $p < 0,10$ ; \* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ , robuste Standardfehler in Klammern

hung, wird ersichtlich, dass sich die Gymnasialbeteiligung dieser Gruppen nach der Reform dem Bundesdurchschnitt angepasst hat. Dies haben wir in Tab. 10 im Anhang noch einmal verdeutlicht. Besonders Kinder aus Haushalten, in denen ein Elternteil die Hochschulreife erlangt hatte, wiesen im Vergleich mit dem bundesdeutschen Schnitt vor der Reform deutlich größere Chancen auf den Gymnasialübergang auf. Nach der Reform glichen sie sich dem Bundesdurchschnitt an.

Nach diesen beiden überraschenden Ergebnissen zur Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung wollen wir uns in einem letzten Schritt der Einführung von bindenden Empfehlungen in Nordrhein-Westfalen 2006/07 und Brandenburg 2007/08 zuwenden. In Tab. 6 sind die Ergebnisse für die Reform in Nordrhein-Westfalen festgehalten.

Der Interaktionsterm in Modell 2 indiziert, dass mit der Einführung von verbindlichen Schulformempfehlungen in Nordrhein-Westfalen ein Absinken der Gymnasialbeteiligung um 0,4 Prozentpunkte verbunden war (nicht statistisch signifikant). Das sind etwa 1,2 Prozentpunkte weniger als in den Analysen mit Daten des Statistischen Bundesamtes (s. Abb. 1, vgl. Tab. 8). Unter Berücksichtigung der Kovariaten in Modell 3 vergrößert sich der Effekt, ist aber weiterhin nicht signifikant. Anders als in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz lässt sich keine unterschiedliche Wirkung der Reform auf die einzelnen Bildungsgruppen feststellen (M4 bis M6). Eine denkbare Erklärung für die „Nulleffekte“ liegt in der bereits erwähnten Argumentation von Harazd (2007, S. 29): Wenn die Lehrer in Nordrhein-Westfalen tatsächlich in besonderem Maße zur Anpassung ihrer Empfehlung an die Bildungsaspirationen der Eltern tendierten, würde es sich äquivalent zur „formalen“ Abschaffung der verbind-

**Tab. 7** Einfluss der Einführung der bindenden Grundschulempfehlung 2007/08 auf den Gymnasialübergang in Brandenburg (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, robust geclustert nach Bundesländern). Quelle: Mikrozensus 2008 und 2009, eigene Berechnungen. Berechnungen ohne Bayern und Mecklenburg-Vorpommern (s. Tab. 3). M1 und M2 ohne Kontrolle von Kovariaten. M3 bis M5 unter Kontrolle von Bildung und Berufsprestige der Eltern, Geschlecht des Kindes und Ost/West.

	Gesamt			Schüler, deren Eltern höchstens mittlere Reife besitzen	Schüler, deren Eltern Hochschulreife besitzen
	M1	M2	M3	M4	M5
Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	0,010 (0,006)	0,014 (0,013)	-0,013 (0,021)	<b>-0,096**</b> (0,025)	<b>0,117*</b> (0,040)
Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	-0,007 (0,016)	-0,006 (0,017)	0,004 (0,014)	-0,001 (0,010)	0,010 (0,024)
Experimentalgruppe * Zeitraum nach Treatment		-0,009 (0,017)	0,008 (0,016)	<b>0,092**</b> (0,012)	<b>-0,119**</b> (0,028)
Konstante	0,399** (0,013)	0,399** (0,013)	0,728** (0,015)	0,466** (0,048)	0,718** (0,015)
Fallzahl	7096	7096	7096	4307	2789
Fallzahl Brandenburg	369	369	369	239	130

\* $p < 0,05$ ; \*\* $p < 0,01$ , robuste Standardfehler in Klammern

lichen Empfehlung 1997/98 bei der Reform 2006/07 auch nur um eine „formale“ Einführung von bindenden Grundschulempfehlungen handeln. Fraglich bleibt aber, warum sich die gefundenen Ergebnisse sowohl von den Resultaten Dollmanns (2011) für Kölner Schüler unterscheiden als auch von der Effektgröße in den Analysen mit Daten des Statistischen Bundesamtes abweichen.<sup>10</sup>

Für die brandenburgische Reform 2007/08 zeigen sich andere Ergebnisse (s. Tab. 7). Hier ist anzumerken, dass es sich bei Brandenburg um das Experimentalbundesland mit der geringsten Fallzahl handelt (N = 369). Modell 2 kann entnommen werden, dass es im Zuge der Reform zu einem Rückgang der Gymnasialbeteiligung um 0,9 Prozentpunkte kam (nicht statistisch signifikant). Dies entspricht in etwa den Ergebnissen aus Abb. 1 mit den Daten des Statistischen Bundesamtes (vgl. auch Tab. 8). Allerdings ändert sich das Bild unter Kontrolle der Kovariaten (M3). Auch hier ist dies darauf zurückzuführen, dass sich die Reform auf die einzelnen Bildungsgruppen unterschiedlich ausgewirkt hat. So beobachten wir bei den Kindern mit Eltern, die höchstens eine mittlere Reife haben, im Zuge der Reform einen Anstieg der Gymnasialpartizipation (M4), wohingegen es bei den Schülern, deren Eltern eine Hochschulreife erlangt haben, zu einem ähnlich großen Rückgang der Gymnasialpartizipation gekommen ist (M5).

Der Rückgang bei der bildungsnahen Gruppe entspricht den Erwartungen aus Hypothese H2b. Der Anstieg bei den niedrigeren Bildungsgruppen ist jedoch erklärungsbedürftig. Dollmann (2011, S. 612 f.) fand in seiner Analyse der Reform in Nordrhein-Westfalen 2006/07 heraus, dass leistungsstarke Kinder aus Familien mit

<sup>10</sup> Die Robustheit der Mikrozensus-Ergebnisse für Nordrhein-Westfalen haben wir durch eine Reihe von alternativen Modellspezifikationen überprüft. Unter anderem haben wir logistische Regression sowie Mehrebenenmodelle mit Bundesländern auf der höheren Ebene berechnet, für die Schätzungen nur Schüler aus Nordrhein-Westfalen herangezogen und die Beobachtungen auf Quartal I und II der seit 2005 unterjährig erhobenen Mikrozensus-Erhebung beschränkt (um Treatment- und Kontrollgruppe noch klarer zuzuschneiden).

niedrigem Bildungsniveau bei einer verbindlichen Übergangsregelung eher auf das Gymnasium gehen: „In einem verbindlichen Kontext verlieren die Aspirationen dieser Familien [...] an Einfluss und es erfolgt eher ein Wechsel auf das Gymnasium, auch wenn ein Realschulübergang ursprünglich besser bewertet wurde“ (Dollmann 2011, S. 613). Bemerkenswert ist dieses Verhalten, weil eine Abweichung von der Schulformempfehlung nach unten auch bei einer verbindlichen Regelung möglich ist. Auf der anderen Seite gab es in Brandenburg in diesem Zeitraum weitere wichtige schulrechtliche Reformen (s. Tab. 1). Insbesondere kam es zu einer deutlichen Abnahme der Gesamtschulen und einem gleichzeitigen Anwachsen von Oberschulen (Schulform mit mehreren Bildungsgängen). Vielleicht entschieden sich Eltern mit höchstens mittlerer Bildung bei einer Gymnasialempfehlung vor den strukturellen Änderungen in Brandenburg häufiger für eine Gesamtschule. Mit der Umstrukturierung hin zu weniger Gesamtschulen könnten sich diese Eltern nun eher für das Gymnasium entschieden haben – unabhängig davon, dass es auch eine Reform der Verbindlichkeit von Grundschulempfehlungen gegeben hat.

Weiterhin fällt auf, dass die soziale Zusammensetzung der Gymnasialpopulation in Brandenburg, ähnlich wie in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz, im Jahr vor der Reform vom bundesdeutschen Schnitt abwich (Experimentalgruppe in M4 und M5) und es im Zuge der Reform zu einer Anpassung der Ungleichheiten an den Bundesdurchschnitt gekommen ist. Dies ist aufgrund der hier verwendeten Fallzahl natürlich vorsichtiger zu interpretieren als bei Niedersachsen und Rheinland-Pfalz.

## 7 Fazit

Im vorliegenden Beitrag haben wir mithilfe eines quasi-experimentellen Designs untersucht, welchen Einfluss Unterschiede in der institutionellen Ausgestaltung des Übergangsverfahrens auf das Bildungsverhalten von Schülern haben.

In den Analysen mit Daten des Statistischen Bundesamtes zu absoluten Bildungsungleichheiten konnten wir für die Mehrzahl der Untersuchungszeitpunkte zeigen, dass die Abschaffung der bindenden Empfehlung mit steigenden Gymnasialquoten und deren Einführung mit sinkenden Gymnasialquoten einhergeht. Zwar bewegen sich die Effektstärken nur in 8 von 13 Fällen über 1 Prozentpunkt und nur in 4 Fällen über 2 Prozentpunkten und wirken damit auf den ersten Blick relativ gering. Allerdings entspricht eine Veränderung von 1 Prozentpunkt je nach Untersuchungszeitpunkt einer Veränderung der Gymnasialquote von über 3,5 %. Geht man theoriekonform davon aus, dass sich die Gymnasialquoten durch die Reform des Übergangsverfahrens dauerhaft verändern, dann würde dies zum Beispiel für Niedersachsen bedeuten: Zwischen 1979 und 2012 besuchten 33.442 Schüler das Gymnasium, die dies ohne Abschaffung der verbindlichen Empfehlung nicht gekonnt hätten – obwohl wir für Niedersachsen „nur“ einen Effekt von einem Prozentpunkt gefunden haben. Ob der Effekt der Reform in seiner Größenordnung als bedeutsam eingeschätzt wird und die teils aufgeregte bildungspolitische Debatte um diese Regelung rechtfertigt, hängt also auch von der Darstellungsweise ab.

Dass für einige Reformzeitpunkte kein Effekt feststellbar war, könnte, wie bereits diskutiert, auf bestimmte institutionelle Konstellationen zurückzuführen sein, die den

Effekt der Reform abschwächen oder überdecken. Einzig ein Analysezeitpunkt (Nordrhein-Westfalen 1997/98) wies deutlich in eine nicht erwartete Richtung. Nach der Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung sank hier die Gymnasialquote. Insgesamt sehen wir jedoch die Hypothesen H1a und H1b als größtenteils bestätigt an.

Mit den Mikrozensen haben wir für vier Reformzeitpunkte genauer untersucht, ob sich die Änderung der Bindekraft von Schullaufbahneempfehlungen unterschiedlich auf bestimmte Bildungsgruppen auswirkt. Unsere Annahme, dass soziale Ungleichheiten durch die Abschaffung bindender Empfehlungen verstärkt (H2a) und durch die Einführung reduziert (H2b) werden, konnte nicht bestätigt werden. Die steigende Gymnasialbeteiligung von Kindern aus bildungsfernen Elternhäusern in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz im Zuge der Abschaffung von bindenden Grundschulempfehlungen war noch erwartungskonform. Allerdings hätten wir für die höheren Bildungsgruppen einen noch stärkeren Anstieg erwartet. Sie besuchen aber in beiden Fällen seltener das Gymnasium als vor der Reform. Unseren Erwartungen entsprach zwar der Rückgang der Gymnasialpartizipation der bildungsnahen Gruppe in Brandenburg nach Einführung verbindlicher Empfehlungen, nicht aber der Anstieg bei weniger privilegierten Kindern. In Nordrhein-Westfalen fanden wir für keine der Bildungsgruppen einen signifikanten Effekt der Reform.

Wir können also nicht die Befunde von Gresch und Kollegen (2009), Neugebauer (2010) und Dollmann (2011) bestätigen, nach denen eine unverbindliche Übergangsempfehlung mit größeren sozialen Ungleichheiten einhergeht. Speziell was die Studien von Gresch und Kollegen sowie Neugebauer betrifft, ist dies ein Hinweis darauf, dass die Bindekraft von Empfehlungen mit anderen schulrechtlichen Regelungen in Zusammenhang steht (s. Helbig und Nikolai i. E.), die für die unterschiedliche soziale Selektivität in den Bundesländern verantwortlich sind.

Wie ist der unerwartete Rückgang der Gymnasialbeteiligung bei den höheren Bildungsgruppen nach der Abschaffung bindender Empfehlungen zu erklären? Eine auffällige Gemeinsamkeit in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz ist, dass die höheren Bildungsgruppen vor der jeweiligen Reform gegenüber dem Bundesdurchschnitt eine signifikant höhere Gymnasialbeteiligung aufwiesen, die sich nach der Reform dem Schnitt der Vergleichsbundesländer angleich. Dies deutet möglicherweise darauf hin, dass der soziale Bias in den Lehrerempfehlungen in beiden Bundesländern vor der Reform ausgeprägter war als in den Vergleichsbundesländern. Aus anderen Studien wissen wir, dass in Bundesländern mit bindender Empfehlung mehr Gymnasialempfehlungen ausgesprochen werden als in Bundesländern mit einer unverbindlichen Regelung (Dietze 2011, S. 104 ff.; Spangenberg und Weishaupt 1999, S. 98 ff.). Während die Empfehlung bindend war, könnten Lehrer in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz Schüler aus bildungsnahen Schichten überproportional häufig für das Gymnasium empfohlen haben, weil sie von deren Eltern einen Druck verspürten oder antizipierten, dem Kind auch bei mangelnden Leistungen eine Empfehlung für die höchste Schulform auszustellen. Die Abschaffung der bindenden Empfehlung in beiden Bundesländern hätte dann zu einem Rückgang der Gymnasialempfehlungen insbesondere für bildungsnahen Gruppen geführt, da der (antizipierte) Druck auf die Lehrer abnimmt.

Dennoch lassen sich die Ergebnisse für Niedersachsen und Rheinland-Pfalz nicht im Sinne unserer Modellannahmen erklären. Rational Choice-Ansätze gehen davon aus, dass Eltern mit Hochschulreife ihre Kinder auf das Gymnasium schicken wollen. Allerdings ist hierin kein Naturgesetz zu sehen, das das Verhalten für 100 % der

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 565**

Eltern richtig voraussagt. Einer gegebenen Gymnasialempfehlung dürften zwar fast alle bildungsnahen Eltern folgen. Dies traf vor der Reform in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz wohl auf rund 80 % aller Kinder aus bildungsnahen Familien zu (M1 und M5 in Tab. 10). Mit dem angenommenen starken Rückgang der Lehrerempfehlungen für diese Kinder haben sich theoriekonform sicherlich viele, aber bei Weitem nicht alle Eltern über eine nicht gegebene Gymnasialempfehlung hinweggesetzt. Ein substanzieller Teil der bildungsnahen Eltern könnte wie vor der Reform der Empfehlung der Lehrer gefolgt sein. Unsere Ergebnisse weisen also darauf hin, dass werterwartungstheoretische Ansätze erstens nicht für alle bildungsnahen Eltern das Verhalten korrekt vorhersagen und zweitens die Rolle der Lehrkraft beim Übergang auf die weiterführenden Schulen systematisch ausblenden.

Die teilweise unerwarteten Resultate für einige Untersuchungszeitpunkte könnten auch mit den Limitationen unserer Studie in Zusammenhang stehen: Wenn Schüler in einem verbindlichen Kontext keine Gymnasialempfehlung erhalten haben, können sie an einer Zulassungsprüfung oder am Probeunterricht teilnehmen. Sowohl die Teilnahme- als auch die Bestehensquoten unterscheiden sich stark zwischen einzelnen Bundesländern, sind aber nur für eine Minderheit der Bundesländer und meist erst für die neueren Jahre dokumentiert (vgl. Dietze 2011; Helbig und Nikolai i. E.). Wenn ein Bundesland also beispielsweise verbindliche Schulformempfehlungen einführt, aber sehr hohe Teilnahme- und Erfolgsquoten bei den Zulassungsprüfungen bzw. beim Probeunterricht aufweist, würden wir einen kleineren Effekt der Reform des Übergangsverfahrens beobachten. Aufgrund der mangelnden Datenlage können wir dieses Problem jedoch nicht lösen. Eine weitere Einschränkung unserer Analysen besteht darin, dass wir weder die Leistungen der Schüler noch ihre tatsächlich erhaltene Übergangsempfehlung berücksichtigen konnten.

Trotz dieser Limitationen weist das von uns verwendete Untersuchungsdesign in mehrfacher Hinsicht Vorteile gegenüber den bestehenden Studien zum Effekt (un)verbindlicher Übergangsempfehlungen auf. Erstens verwenden wir keine einmaligen Querschnitts-, sondern Trenddaten. Zweitens ziehen wir für die Untersuchung geeignete Vergleichsbundesländer heran, die auf der Basis institutioneller Stabilität bei 12 relevanten schulrechtlichen Regelungen ausgewählt wurden. Drittens untersuchen wir den Effekt von Reformen der Bindekraft von Empfehlungen in beide Richtungen (Abschaffung und Einführung), zu verschiedenen Zeitpunkten und in unterschiedlichen Bundesländern. Unsere Ergebnisse haben gezeigt, dass die Auswirkungen schulrechtlicher Änderungen je nach Kontext unterschiedlich ausfallen können. Daher sehen wir in einer Analyse der zwei jüngsten Reformen in Nordrhein-Westfalen (2010/11) und Baden-Württemberg (2012/13) ein lohnendes Unterfangen für weitere Forschung.

#### **Danksagung:**

Für hilfreiche Kommentare und Anregungen danken wir Anette Eva Fasang, Joscha Legewie, Jaap Dronkers, Stefan Stuth und Rita Nikolai.

## Anhang

**Tab. 8** Effekt der Abschaffung und Einführung der bindenden Schullaufbahnpflichtung auf die Gymnasialquote mit Ausschluss von Bundesländern aus der Kontrollgruppe (lineare Regression). Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Untersuchungszeitpunkt	Analyse 1 Jahr vor der Reform und 1 Jahr nach der Reform			Analyse 2 Jahre vor der Reform und 2 Jahre nach der Reform					
	Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	Experimential-Gruppe, Ref.: Kontrollgruppe	Veränderung in Prozent	Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	Experimential-Gruppe, Ref.: Kontrollgruppe	Zeitraum nach Treatment, Ref.: Kontrollgruppe			
<i>Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung positiver Effekt</i>									
Berlin 1955/56	-1,40	2,67	-0,19	18,10	-1,05	-2,16	0,67	-0,59	18,50
Hamburg 1968/69	0,52	11,38	1,94	24,32	7,98	2,82	14,65	2,52	21,05
Schleswig-Holstein 1971/72	1,27	-5,37	3,20	28,83	11,10				
Niedersachsen 1978/79	0,80	-4,52	1,03	28,87	3,57	1,06	-2,01	0,25	27,27
Rheinland-Pfalz 1984/85	0,14	-2,33	1,23	31,66	3,89	0,74	-2,08	,29	31,50
Saarland 1988/89	-0,80	-1,13	3,17	33,56	9,45	0,09	-0,53	2,59	32,54
Hessen 1993/94	-0,95	-4,42	0,11	32,99	0,33	-0,68	-4,16	-0,10	32,94
Hessen 1993/94 ohne neue Bundesländer	-0,56	-4,25	-0,27	32,83	-0,82	-0,55	-4,25	-0,23	33,02
Nordrhein-Westfalen 1997/98	0,57	2,70	-1,15	32,14	-3,58	1,01	2,74	-1,64	31,86
Saarland 2009/10	-0,08	-4,32	2,62	41,54	6,31	0,42	-4,05	1,73	41,17
<i>Einführung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung negativer Effekt</i>									
Saarland 2000/01	1,06	2,83	-0,72	33,20	-2,17	1,09	2,77	-0,83	32,97
Sachsen-Anhalt 2005/06	1,49	4,05	-3,67	39,11	-9,38	2,96	5,24	-3,88	37,78
Nordrhein-Westfalen 2006/07	2,03	-3,07	-1,56	40,86	-3,82	2,52	-3,19	-2,08	40,39
Brandenburg 2007/08	-0,78	0,32	-0,59	43,48	-1,36				

Ursprünglich erschienen in:

**Tab. 9** Effekt der Abschaffung und Einführung der bindenden Schullaufbahnpflichtung auf die Gymnasialquote ohne Ausschluss von Bundesländern aus der Kontrollgruppe (lineare Regression). Quelle: Statistisches Bundesamt, eigene Berechnungen.

Untersuchungszeitpunkt	Analyse 1. Jahr vor der Reform und 1. Jahr nach der Reform			Analyse 2. Jahre vor der Reform und 2. Jahre nach der Reform		
	Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	Zeitraum nach Treatment * Experimentalgruppe	Zeitraum nach Treatment, Ref.: Zeitraum vor Treatment	Experimentalgruppe, Ref.: Kontrollgruppe	Zeitraum nach Treatment * Experimentalgruppe
<i>Abschaffung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung positiver Effekt</i>						
Berlin 1955/56 <sup>a</sup>	-1,15	2,36	-0,44	18,42	0,65	-1,5
Hamburg 1968/69	0,86	11,61	1,61	24,09	15,96	2,21
Schleswig-Holstein 1971/72	1,56	-3,52	2,92	26,98		
Niedersachsen 1978/79	0,41	-5,73	1,42	30,08	-4,43	0,66
Rheinland-Pfalz 1984/85	0,21	-0,83	1,16	30,16	-0,19	0,28
Saarland 1988/89	-0,80	-1,13	3,17	34,22	-1,00	2,68
Hessen 1993/94	-0,95	-4,42	0,11	32,99	-4,15	0,05
Nordrhein-Westfalen 1997/98	0,60	2,33	-1,18	32,50	2,48	-1,62
Saarland 2009/10	-0,53	-5,09	3,08	42,31	-5,07	2,42
<i>Einführung der bindenden Übergangsempfehlung – Erwartung negativer Effekt</i>						
Saarland 2000/01	1,06	2,51	-0,71	33,53	2,46	-1,11
Sachsen-Anhalt 2005/06	1,46	3,95	-3,63	39,22	4,67	-4,18
Nordrhein-Westfalen 2006/07	1,98	-3,11	-1,50	40,90	-3,07	-1,74
Brandenburg 2007/08	-0,79	1,30	-0,57	42,51		

<sup>a</sup>Bei den Analysen der Reform in Berlin musste das Saarland aufgrund fehlender Daten und Hamburg wegen der Umstellung von einer 6- zu einer 4-jährigen Grundschule ausgeschlossen werden.



**Tab. 10** Einfluss der Bildung der Eltern auf den Gymnasialübergang vor und nach Abschaffung der bindenden Grundschulempfehlung in Niedersachsen und Rheinland-Pfalz (lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle, robust geclustert nach Bundesländern). Quelle: Mikrozensus 1978, 1980, 1985 und 1987, eigene Berechnungen. M3 und M4 ohne Hamburg, M7 und M8 ohne Hessen (s. Tab. 3). Alle Berechnungen ohne Kontrolle von Kovariaten.

	Niedersachsen (Mikrozensus 1978 und 1980)				Rheinland-Pfalz (Mikrozensus 1985 und 1987)			
	NI vor	NI nach	BRD vor	BRD nach	RP vor	RP nach	BRD vor	BRD nach
	M1	M2	M3	M4	M5	M6	M7	M8
<i>Bildung der Eltern, Ref.: Hochschulreife</i>								
Haupt- schulab- schluss	<b>-0,693**</b> (0,041)	<b>-0,481**</b> (0,041)	<b>-0,564**</b> (0,024)	<b>-0,483**</b> (0,025)	<b>-0,656**</b> (0,044)	<b>-0,497**</b> (0,045)	<b>-0,519**</b> (0,013)	<b>-0,527**</b> (0,013)
Mittlere Reife	<b>-0,414**</b> (0,051)	<b>-0,264**</b> (0,049)	<b>-0,311**</b> (0,031)	<b>-0,228**</b> (0,028)	<b>-0,396**</b> (0,059)	<b>-0,284**</b> (0,058)	<b>-0,262**</b> (0,013)	<b>-0,273**</b> (0,030)
Konstante	0,815** (0,038)	0,631** (0,038)	0,694** (0,024)	0,620** (0,026)	0,773** (0,039)	0,643** (0,039)	0,652** (0,018)	0,650** (0,026)
Fallzahl	815	906	5589	5731	492	512	7270	6941

\*\* $p < 0,01$ , robuste Standardfehler in Klammern

## Literatur

- Angrist, Joshua D., und Jörn-Steffen Pischke. 2009. Mostly harmless econometrics. An empiricist's companion. Princeton: Princeton University Press.
- Becker, Rolf. 2000. Klassenlage und Bildungsentscheidungen. Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 52:450–474.
- Bellenberg, Gabriele. 2012. Schulformwechsel in Deutschland. Durchlässigkeit und Selektion in den 16 Schulsystemen der Bundesländer innerhalb der Sekundarstufe I. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung. von Below, Susanne. 2002. Bildungssysteme und soziale Ungleichheit. Das Beispiel der neuen Bundesländer. Opladen: Leske + Budrich.
- Boudon, Raymond. 1974. Education, opportunity, and social inequality. Changing prospects in Western society. New York: Wiley.
- Breen, Richard, und John H. Goldthorpe. 1997. Explaining educational differentials. Towards a Formal Rational Action Theory. Rationality and Society 9:275–305.
- Dietze, Torsten. 2011. Zum Übergang auf weiterführende Schulen – Auswertung schulstatistischer Daten aus 10 Bundesländern (= Materialien zur Bildungsforschung; Bd. 27). Frankfurt a. M.: Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung.
- Ditton, Hartmut. 2007. Schulübertritte, Geschlecht und soziale Herkunft. In Kompetenzaufbau und Laufbahnen im Schulsystem. Ergebnisse einer Längsschnittuntersuchung an Grundschulen, Hrsg. Hartmut Ditton, 63–87. Münster: Waxmann.
- Ditton, Hartmut, Jan Krüsken und Magdalena Schauenberg. 2005. Bildungsungleichheit – der Beitrag von Familie und Schule. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft 8:285–304.
- Dollmann, Jörg. 2011. Verbindliche und unverbindliche Grundschulempfehlungen und soziale Ungleichheiten am ersten Bildungsübergang. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 63:595–621.
- Erikson, Robert, und Jan O. Jonsson. 1996. Explaining class inequality in education: The Swedish test case. In Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective, Hrsg. Robert Erikson und Jan O. Jonsson, 1–63. Boulder: Westview Press.
- Esser, Hartmut. 1999. Soziologie. Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln. Frankfurt a. M.: Campus.
- Frietsch, Rainer, und Heike Wirth. 2001. Die Übertragung der Magnitude-Prestigeskala von Wegener auf die Klassifikation der Berufe. ZUMA-Nachrichten 25:139–163.

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 569**

- Füssel, Hans-Peter, Cornelia Gresch, Jürgen Baumert und Kai Maaz. 2010. Der institutionelle Kontext von Übergangsentscheidungen: Rechtliche Regelungen und die Schulformwahl am Ende der Grundschulzeit. In *Der Übergang von der Grundschule in die weiterführende Schule. Leistungsgerechtigkeit und regionale, soziale und ethnisch-kulturelle Disparitäten* (= Bildungsforschung; Bd. 34), Hrsg. BMBF, 87–106. Berlin: Bundesministerium für Bildung und Forschung.
- Gangl, Markus. 2010. Causal inference in sociological research. *Annual Review of Sociology* 36:21–47.
- Gresch, Cornelia, Jürgen Baumert und Kai Maaz. 2009. Empfehlungsstatus, Übergangsempfehlung und der Wechsel in die Sekundarstufe I: Bildungsentscheidungen und soziale Ungleichheit. In *Bildungsentscheidungen* (= Zeitschrift für Erziehungswissenschaft; Sonderheft 12/2009), Hrsg. Jürgen Baumert, Kai Maaz und Ulrich Trautwein, 230–256. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Harazd, Bea. 2007. Die Bildungsentscheidung. Zur Ablehnung der Schulformempfehlung am Ende der Grundschulzeit (= *Empirische Erziehungswissenschaft*; Bd. 7). Münster: Waxmann.
- Helbig, Marcel. 2012. Sind Mädchen besser? Der Wandel geschlechtsspezifischen Bildungserfolgs in Deutschland. Frankfurt a. M: Campus.
- Helbig, Marcel, und Rita Nikolai. i. E. Die Unvergleichbaren. Der Wandel der Schulsysteme in den deutschen Bundesländern seit 1949. Bad Heilbrunn: Klinkhardt.
- Hepp, Gerd F. 2011. Bildungspolitik in Deutschland. Eine Einführung. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hillmert, Steffen. 2010. Soziale Ungleichheit im Bildungsverlauf: zum Verhältnis von Bildungsinstitutionen und Entscheidungen. In *Bildung als Privileg. Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. 4., akt. Aufl., Hrsg. Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach, 79–106. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hillmert, Steffen, und Marita Jacob. 2005. Zweite Chance im Schulsystem? Zur sozialen Selektivität bei ‚späteren‘ Bildungsentscheidungen. In *Institutionalisierte Ungleichheiten. Wie das Bildungswesen Chancen blockiert*, Hrsg. Peter A. Berger und Heike Kahlert, 155–176. Weinheim: Juventa.
- Keele, Luke, und William Minozzi. 2013. How much is Minnesota like Wisconsin? Assumptions and counterfactuals in causal inference with observational data. *Political Analysis* 21:193–216.
- Legewie, Joscha. 2012. Die Schätzung von kausalen Effekten: Überlegungen zu Methoden der Kausalanalyse anhand von Kontexteffekten in der Schule. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 64:123–153.
- Lohmann, Henning, und Olaf Groh-Samberg. 2010. Akzeptanz von Grundschulempfehlungen und Auswirkungen auf den weiteren Bildungsverlauf. *Zeitschrift für Soziologie* 39:470–492.
- Maaz, Kai, und Gabriel Nagy. 2009. Der Übergang von der Grundschule in die weiterführenden Schulen des Sekundarschulsystems: Definition, Spezifikation und Quantifizierung primärer und sekundärer Herkunftseffekte. In *Bildungsentscheidungen* (= Zeitschrift für Erziehungswissenschaft; Sonderheft 12/2009), Hrsg. Jürgen Baumert, Kai Maaz und Ulrich Trautwein, 153–182. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Meyer, Bruce D. 1995. Natural and quasi-experiments in economics. *Journal of Business & Economic Statistics* 13:151–161.
- Neugebauer, Martin. 2010. Bildungsungleichheit und Grundschulempfehlung beim Übergang auf das Gymnasium: Eine Dekomposition primärer und sekundärer Herkunftseffekte. *Zeitschrift für Soziologie* 39:202–214.
- Pischke, Jörn-Steffen. 2007. The impact of length of the school year on student performance and earnings: Evidence from the German short school years. *The Economic Journal* 117:1216–1242.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard. 2000. Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. Empirische Analysen zu herkunftsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen 1950 und 1989. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52:636–669.
- Spangenberg, Heike, und Horst Weishaupt. 1999. Der Übergang auf weiterführende Schulen in ausgewählten Ländern der Bundesrepublik Deutschland. Auswertung schulstatistischer Daten. In *Zum Übergang auf weiterführende Schulen. Statistische Analysen und Fallstudien*, Hrsg. Horst Weishaupt, 7–111. Erfurt: Pädagogische Hochschule.
- StBA. 2014. GENESIS-Online. Tabelle 12411-0006: Bevölkerung: Deutschland, Stichtag, Altersjahre, Nationalität/Geschlecht/Familienstand 1970–2012. <https://www-genesis.destatis.de/genesis/online/logon> (Zugegriffen: 01. Juni 2014).
- StBA. versch. Jahrgänge-a. Allgemeinbildende Schulen. Fachserie 11 Reihe 1. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.
- StBA. versch. Jahrgänge-b. Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland. Wiesbaden: Statistisches Bundesamt.

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 570**

**Stefanie Jähnen**, 1987, M. A., wissenschaftliche Mitarbeiterin am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung in der Projektgruppe der Präsidentin. Forschungsgebiete: Bildungssoziologie, soziale Ungleichheit, Kultursociologie. Veröffentlichung: Bildungsbenachteiligt durch Übergewicht: Warum adipöse Kinder in der Schule schlechter abschneiden. Zeitschrift für Soziologie 30, 2013 (mit M. Helbig).

**Marcel Helbig**, 1980, Dr. phil., wissenschaftlicher Mitarbeiter am Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung in der Projektgruppe der Präsidentin. Forschungsgebiete: Bildungsforschung, Bundesländervergleich, Geschlechterungleichheiten, soziale Ungleichheit, Kontexteffekte. Veröffentlichungen: Auf der Suche nach dem katholischen Arbeitermädchen vom Lande. Religion und Bildungserfolg im regionalen, historischen und internationalen Vergleich, Wiesbaden 2014 (mit T. Schneider); Sind Mädchen besser? Der Wandel geschlechtsspezifischen Bildungserfolgs in Deutschland. Frankfurt a. M./New York 2012.

Ursprünglich erschienen in:

**Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie 67 (2015), H. 3, S. 571**