

## **Kindergartenbesuch und intergenerationale Bildungsmobilität**

Philipp C. Bauer

economiesuisse

Regina T. Riphahn<sup>1</sup>

Universität Erlangen-Nürnberg

Juli 2010

Schlüsselworte: Kindergarten, Einschulung, Bildungsmobilität, Intergenerationale Bildungstransmission

JEL Codes: I2, I21, J24, D30

<sup>1</sup> Korrespondenz:

Regina T. Riphahn; Universität Erlangen-Nürnberg; Lange Gasse 20; D-90403 Nürnberg; Deutschland; Telefon: 0049-911-5302-826; Fax: -178; [regina.riphahn@wiso.uni-erlangen.de](mailto:regina.riphahn@wiso.uni-erlangen.de)

Philipp C. Bauer; economiesuisse; Hegibachstrasse 47; CH-8032 Zürich; Schweiz; [philipp.bauer@economiesuisse.ch](mailto:philipp.bauer@economiesuisse.ch)

### **Zusammenfassung Deutsch:**

Erhöht der frühere Besuch des Kindergartens die Bildungsmobilität zwischen Kind und Eltern? Wir nutzen Schweizer Daten, um dieser Frage nach zu gehen. Frühschulische Politik wird in der Schweiz auf kantonaler Ebene geregelt, so dass das Kindergartensystem zwischen den Kanton unterschiedlich reguliert ist. Wir finden Evidenz, dass diejenigen Kantone, in denen das Durchschnittsalter der Kinder im Kindergarten niedriger ist, eine erhöhte intergenerationale Bildungsmobilität aufweisen. Zum gleichen Schluss kommen wir, wenn wir anstelle des Durchschnittsalters den Anteil der 4 und 5 Jährigen im Kindergarten als erklärende Variable in unsere Untersuchung berücksichtigen. Die Ergebnisse sind robust und auch nach Berücksichtigung der Effekte anderer Einflussgrößen statistisch signifikant und robust.

### **Zusammenfassung Englisch:**

This study investigates whether early kindergarten attendance can affect intergenerational educational mobility between parents and children using data from Switzerland. There, kindergarten regulations are determined at the cantonal level, which allows us to compare the outcomes of different kindergarten policy regimes within a given country. Based on flexible estimations we find that early kindergarten enrollment is associated with higher educational mobility. Our results are confirmed when alternative indicators of kindergarten entry age regulations are considered. The results are statistically significant and robust to specification changes.

## 1. Einleitung

Hohe Bildungsmobilität zwischen Eltern und ihren Kindern ist eine – wenn nicht die – entscheidende Voraussetzung für berufliche und gesellschaftliche Chancengleichheit. Eine umfassende Literatur zur Frage intergenerationaler Transmission hat in jüngster Vergangenheit versucht, zwischen genetischen auf der einen und verhaltensabhängigen Determinanten auf der anderen Seite zu unterscheiden (siehe z.B. Björklund et al. 2006).

Zusätzlich wurden institutionelle Gegebenheiten als potentielle Determinanten der Bildungsmobilität analysiert. Die Studien der letzten Gruppe fokussieren primär auf das Schuldesign, d.h. auf Größen wie beispielsweise das Alter bei Schuleintritt oder das Trennungsalter der Schüler in leistungsabhängige Klassen. So geht man inzwischen davon aus, dass eine frühe Trennung der Kinder nach Leistungsgesichtspunkten ("tracking") die intergenerationale Bildungsmobilität reduziert. Dies wird dadurch erklärt, dass es in frühen kindlichen Lebensphasen schwierig ist, schulische Fähigkeiten verlässlich zu messen. Daher ist unvermeidlich, dass in frühem Lebensalter der Einfluss der Eltern die Schulwahl dominiert (Hanushek und Wößmann 2006). Studien, die sich mit der Bedeutung des Einschulungsalters beschäftigen, argumentieren, dass eine frühe Einschulung die großen Unterschiede in der elterlichen Erziehung und in der Humankapitalausstattung der Kinder ausgleichen können (Currie 2001).

Wir erweitern die Literatur, die institutionelle Gegebenheiten als Determinanten der intergenerationalen Mobilität untersucht, und analysieren den kausalen Effekt des Kindergartenbesuchs auf die Bildungsmobilität. Diese Frage wurde bislang nicht untersucht: Das Alter des Kindergarteneintritts und die Dauer der Kindergartenzeit wurden bisher einzig auf ihre Effekte für den anschließenden schulischen und beruflichen Erfolg überprüft (e.g. Elder und Lubotsky 2009). Deming und Dynarski (2008) finden, dass ein späterer Kindergarten- und Schuleintritt Ungleichheit schafft, da ein ungleicher elterlicher Hintergrund länger die kindliche Entwicklung dominiert. Weil besonders die besser ausgebildeten Eltern ihre Kinder später zur Schule schicken um ihnen einen altersbedingten Vorteil zu verschaffen, argumentieren die Autoren dass sich die Benachteiligung anderer Kinder verschärft.

Die Auswirkung des Kindergartenbesuchs auf den späteren Schulerfolg wurde auch in der deutschsprachigen Literatur intensiv diskutiert. So analysieren beispielsweise Büchel et al. (1997) auf Basis der Daten des deutschen Sozioökonomischen Panels (SOEP), ob der Schulerfolg der Kinder im Alter von 14 Jahren mit dem Besuch vorschulischer Einrichtungen korreliert, was die Autoren bestätigen. Becker und Biedinger (2006) verwenden Daten der Osnabrücker Schuleingangsuntersuchung 2000-2005 und zeigen eine direkte und indirekte Auswirkung des Kindergartenbesuchs auf die Schulfähigkeit von Einheimischen und Zuwanderern. Becker und Lauterbach (2007) nutzen die Daten des SOEP und prüfen, ob vorschulische Bildung in der Lage ist, bestehende Nachteile von Arbeiterkinder bei der Wahl des Schultyps auszugleichen, was in den meisten Fällen nicht der Fall ist. Büchner und Spiess (2007), Seyda (2009) und Kratzmann und Schneider (2009) belegen, dass vorhergehender Kindergartenbesuch die Auswahl einer höher qualifizierenden Schule beeinflusst und Rückstellungen bei der Einschulung vermeiden hilft. Im Gegensatz zu den genannten Studien liegt der Fokus unseres Beitrags nicht auf der Betrachtung des Bildungserfolges der Kinder *per se*, sondern auf der Frage, ob es Evidenz dafür gibt, dass früher Kindergartenbesuch den Zusammenhang zwischen den Bildungsabschlüssen von Eltern und Kindern lockert.

Bei der Messung des kausalen Einflusses des Eintrittsalters in den Kindergarten auf den weiteren Bildungserfolg sind grundsätzlich zwei methodologische Probleme zu lösen: (i) das Eintrittsalter ist auf individueller Ebene endogen, und (ii) es ist empirisch schwierig, Effekte des Alters bei Schuleintritt von reinen Alterseffekten zu trennen. Das erste Problem lösen wir, indem wir exogene Variation beim Schuleintrittsalter zwischen den 26 Kantonen der Schweiz ausnutzen. Das zweite Problem umgehen wir dadurch, dass wir ein Maß für den Bildungserfolg verwenden, welches selbst nicht altersabhängig ist: Das Schweizer System der Sekundarschule II trennt die Schüler nach Leistungsgesichtspunkten im Alter von durchschnittlich 12 bis 13 Jahren in 3 verschiedene Niveaustufen, ähnlich dem deutschen System. Wir messen den Zusammenhang zwischen der elterlichen Ausbildung und der Wahrscheinlichkeit dafür, dass das Kind die kognitiv anspruchsvollste Schulstufe, das Gymnasium, erreicht. Wir vergleichen diese Korrelationen über die verschiedenen kantonalen Kindergarten-Systeme. Der Effekt des Eintrittsalters in

den Kindergarten auf die intergenerationale Bildungsmobilität kann identifiziert werden, indem wir die intergenerationalen Bildungszusammenhänge für Kantone mit frühem und spätem Kindertageeintritt vergleichen. Neben dem Kindertageeintrittsalter unterscheiden sich schweizerische Kantone auch hinsichtlich des verpflichtenden Charakters des Kindertagebesuchs. Dies würde in unserem Fall dann zu verzerrten Schätzergebnissen führen, wenn kantonale intergenerationaler Mobilität in Bezug auf das Kindertageregime endogen wäre, d.h. wenn Eltern je nach Bildungshintergrund sich unterschiedlich und systematisch auf Kantone unterschiedlicher Kindertageregulierung aufteilen. Da ein solches Muster nicht plausibel erscheint und wir uns für den Effekt des Zeitpunktes des Kindertagebesuchs und nicht für den Effekt des Pflichtcharakters des Kindertages interessieren, halten wir diesen Aspekt für unproblematisch. Unter der Standardannahme des *difference-in-differences* Ansatzes, d.h. dass es bei identischen Kindertage-Systemen keine kantonalen intergenerationalen Mobilitätsunterschiede gäbe, ergeben unsere Schätzungen den kausalen Effekt des Kindertageeintrittsalters auf die Bildungsmobilität. Die Annahme des *difference-in-differences* Ansatzes scheint plausibel, da das schweizerische Bildungssystem generell über die 26 Kantone relativ homogen ist.

## **2. Daten und empirisches Vorgehen**

Wir nutzen die Daten der Schweizer Volkszählung 2000, die Informationen über die gesamte Bevölkerung der Schweiz enthält. Um die Bedeutung elterlicher Ausbildung für die Ausbildung des Kindes berechnen zu können, teilen wir Jugendliche im Alter von 17 Jahren in drei Gruppen ein: Tiefes, mittleres und hohes Ausbildungsniveau. Ein tiefes Ausbildungsniveau besitzen jene Jugendliche, die die obligatorische Schule nicht oder nur diese abgeschlossen haben. Auch wer nach der obligatorischen Schulzeit nur eine sogenannte Anlehre absolviert (hat), wird dieser Gruppe zugerechnet. Das mittlere Ausbildungsniveau beinhaltet jede weitere Ausbildung, die nicht direkt den Zugang zu einem Hochschulstudium erlaubt; der größte Anteil dieser Jugendlichen absolviert dabei eine Berufslehre. Das „duale Bildungssystem“, das mittels einer Lehre gemeinsam praktische und theoretische

Kompetenzen fördert, ist in der Schweiz stark verankert: Rund zwei Drittel aller Jugendlichen folgen solch einem Bildungsweg. Schließlich werden die Schülerinnen und Schüler, die ein Gymnasium besuchen, dem höchsten Ausbildungsniveau zugeordnet. Die hierarchische Rangordnung dieser drei Bildungswege lässt sich einerseits durch den zunehmenden kognitiven Anspruch begründen. Andererseits steigen mit zunehmendem Bildungsniveau auch die weiteren schulischen und beruflichen Möglichkeiten der Jugendlichen nach bestandenen Abschluss. Das entsprechende Ausbildungsniveau beider Elternteile wurde analog kategorisiert. Hierbei wird der höchste Ausbildungsabschluss von Mutter und Vater getrennt betrachtet.<sup>1</sup>

Aus zwei Gründen betrachtet die Analyse Jugendliche im Alter von 17 Jahren (Geburtskohorte 1983): Erstens ist in allen Kantonen die obligatorische Schulzeit in diesem Alter abgeschlossen und das erreichte Schulbildungsniveau ist also messbar. Zweitens wohnt eine weit überwiegende Mehrheit der 17 Jährigen noch bei ihren Eltern (was im Alter von 18 Jahren bereits nicht mehr der Fall ist). Dies ist von Bedeutung, da der Datensatz nur bei einer identischen Haushaltszugehörigkeit erlaubt, Kinder und Eltern einander zuzuordnen (siehe Bauer und Riphahn 2007). Nachdem wir Beobachtungen von Jugendlichen ohne jegliche elterliche Information ausgeschlossen haben, beinhaltet unser Datensatz 62.535 Beobachtungen, was 89 Prozent aller 17 Jährigen der Schweiz des Jahres 2000 entspricht.

Informationen über die Kindergärten der einzelnen Kantone erhielten wir vom Schweizerischen Bundesamt für Statistik. Folgende Variablen stehen in unserer Studie im Fokus: (i) die Anzahl 4/5/6-Jährigen, die in den Jahren 1987/1988/1989 den Kindergarten besucht haben, bzw. ihre entsprechenden Anteile an der Gesamtzahl aller Kindergartenkinder; (ii) das Durchschnittsalter der Kinder zwischen 1987 und 1989 in den Kindergärten der einzelnen Kantone. Die Jahre zwischen 1987

---

<sup>1</sup> Ein tiefes Ausbildungsniveau hat ein Elternteil ohne weiteren Schulabschluss bzw. einzig mit einer abgeschlossenen Anlehre. Ein hohes Niveau beinhaltet den Erwerb des Abiturs sowie eines Hochschulabschlusses an einer Universität oder einer Fachhochschule. Eltern ohne Abitur, aber mit einer zusätzliche Ausbildung (Berufslehre, Handelsschule) gehören zur zweiten Kategorie. Eltern, die in unserem Fragebogen keine Angaben zu ihrer Ausbildung gemacht haben, wurden als *no response* kategorisiert. Fehlt ein Elternteil, so wird der Bildungsabschluss dieses Elternteils als *missing information* = 1 (sonst =0) kodiert.

und 1989 entsprechen der Zeitperiode, in der die von uns betrachtete Geburtskohorte den Kindergarten besuchen konnte. Tabelle 1 beschreibt die Heterogenität im Besuch des Kindergartens über die einzelnen Kantone hinweg. Das Durchschnittsalter beträgt 5.4 Jahre und variiert zwischen 4 und 6. Wir beobachten einige Kantone, in denen rund 80 Prozent aller 4 jährigen Kinder den Kindergarten besucht haben, während in anderen Kantonen gar kein 4 jähriges Kind den Kindergarten besucht. In manchen Kantonen besuchen rund 96 Prozent aller 6 Jährigen den Kindergarten, während es in anderen weniger als 10 Prozent sind.

[Tabelle 1]

Um die Gültigkeit unserer identifizierenden Annahmen zu überprüfen, vergleichen wir in Tabelle 2 die Merkmale von Kantonen, in denen das Durchschnittsalter des Kindes bei Besuch des Kindergartens unter dem nationalen Durchschnitt liegt mit den Merkmalen der Kantone mit überdurchschnittlichem Kindergartenalter. Nur wenige Charakteristika differieren signifikant zwischen den beiden Gruppen. Während Kantone mit älteren Kindern im Kindergarten durchschnittlich ein tieferes Ausbildungsniveau besitzen, scheinen Kantone, in denen die Kinder im Kindergarten tendenziell jünger sind, hingegen über höhere Pro Kopf Bildungsausgaben zu verfügen. Insgesamt ergeben die präsentierten Zahlen keine wesentlichen Unterschiede zwischen den beiden betrachteten Gruppen von Kantonen.

[Tabelle 2]

Tabelle 3 zeigt die (deskriptiven) Korrelationsmuster zwischen dem kantonalen Durchschnittsalter bei Besuch des Kindergartens und der Bildungsmobilität. Zeile 1 beschreibt für Eltern unterschiedlicher Bildungsabschlüsse den Anteil der 17 Jähriger die das Gymnasium besuchen: Bei Kindern von Eltern mit tiefem Ausbildungsniveau beträgt die empirische Häufigkeit das Gymnasium zu besuchen im Mittel 11,5 Prozent (Spalte 1). Haben die Eltern selbst ein hohes Bildungsniveau, so beträgt die empirische Häufigkeit 63,3 Prozent (Spalte 2). Die Werte unterscheiden sich absolut

um 51,8 Prozentpunkte (Spalte 3). Kinder mit bildungsnahem Hintergrund haben somit eine um den Faktor 5,5 größere empirische Häufigkeit, das Gymnasium zu besuchen (Spalte 4).

Die nächsten Zeilen beschreiben die Bedeutung des Kindergarten-Regimes und seinen Zusammenhang mit der intergenerationalen Mobilität, d.h. mit dem Einfluss der Elternbildung auf die Kinderbildung. Zeilen 2 und 3 reflektieren die Werte für Kantone, bei denen das Durchschnittsalter im Kindergarten eine Standardabweichung oberhalb und unterhalb des mittleren Durchschnittsalters im Kindergarten liegt. Die Zeilen 4 und 5 teilen die Stichprobe in eine obere und untere Hälfte in Bezug auf das Mediandurchschnittsalter im Kindergartenbesuch aller Kantone. Die Spalten 3 und 4 beschreiben die absoluten und relativen Unterschiede in der Bildungsmobilität zwischen den jeweils verglichenen Gruppen. Die relativen Unterschiede sind bei Kantonen mit späterem Kindergartenbesuch mit Werten von 8,24 (Zeile 5) bzw. 10,98 (Zeile 3) deutlich oberhalb der Vergleichsgruppen: In Kantonen, in denen die Kinder bereits früh den Kindergarten besuchen, liegen die Unterschiede zwischen Kindern mit bildungsfernem und –nahem Hintergrund bei 3.873 (Zeile 4) bzw. 2.659 (Zeile 2). Die p-Werte unserer deskriptiven Analyse indizieren, dass die relative Bildungsmobilität – beschrieben in den Zeilen 2 und 4 – signifikant höher ist, wenn Kinder den Kindergarten früh besuchen.

[Tabelle 3]

In einem nächsten Schritt schätzen wir ein multinomiales Logit Modell, um den Einfluss verschiedener personeller, Haushalts- und regionaler Charakteristika bei der Betrachtung von Mobilitätsunterschieden heraus rechnen zu können. Die abhängige Variable beschreibt den gegenwärtigen Ausbildungsstand des Kindes (Y). Erklärende Variablen sind Indikatoren wie der elterliche Bildungshintergrund (PE), Haushalts-, Regional- sowie individuelle Faktoren (X). (KG) beschreibt die oben dargestellten Kindergartensysteme der Wohnkantone der Kinder zum Zeitpunkt der Erhebung.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> Die Mobilität von Personen mit Kindern ist in der Schweiz gering. Sollten Kinder den Kindergarten in einem anderen Kanton als dem Wohnkanton des Jahres 2000 absolviert



Insgesamt berücksichtigt das empirische Modell 8 Indikatoren mütterlicher sowie väterlicher Ausbildung. 20 Indikatoren beschreiben die berufliche Position der Mutter und des Vaters. Zusätzlich sind das Alter des Vaters und der Mutter, Indikatoren der Religionszugehörigkeit (4 Variablen), der Geschwisteranzahl (3 Variablen), und das Geschlecht des Kindes berücksichtigt. Auf kantonaler Ebene werden die Effekte der Bevölkerungsdichte und der Jugendarbeitslosigkeit des Wohnkantons herausgerechnet. Das Kindergartensystem wird durch das Durchschnittsalter sowie dem Anteil der 4 und 5 Jährigen beschrieben. Diese Kindergartenindikatoren interagieren wir zusätzlich mit dem elterlichen Bildungshintergrund ( $PE \cdot KG$ ), so dass die empirische Spezifikation wie folgt lautet:

$$Y = \alpha_0 + \alpha_1 PE + \alpha_2 X + \alpha_3 KG + \alpha_4 (PE \cdot KG) + e, \quad (1)$$

$$\partial Y / \partial PE = \alpha_1 + \alpha_4 KG \quad (2)$$

Dabei stellen  $\alpha_0$  bis  $\alpha_4$  zu schätzende Koeffizienten bzw. Vektoren von Koeffizienten dar. Der Zufallsstörterm wird durch  $e$  repräsentiert. Ergibt die Schätzung nun einen statistisch signifikant von Null verschiedenen Koeffizientenvektor  $\alpha_4$ , so zeigt dies, dass der Zusammenhang zwischen elterlicher und kindlicher Bildung tatsächlich durch das bestehende Kindergarten-Regime modifiziert wird. Um die Größe des Effekts des Kindergarten-Regimes abschätzen zu können, verwenden wir prognostizierte Wahrscheinlichkeiten dafür, dass ein Kind das höchste Ausbildungsniveau, d.h. die gymnasiale Stufe, besucht. Die Vorhersagen werden separat für Kinder mit geringem Bildungshintergrund (d.h. für Kinder von Eltern mit nur einem obligatorischen Abschluss oder einer Anlehre) sowie für Kinder mit hoch ausgebildeten Eltern durchgeführt und gleichzeitig wird danach unterschieden, ob die Vorhersage für einen Kanton mit frühem oder spätem Kindergarteneintritt betrachtet wird. Die Ergebnisse erlauben dann eine Bewertung des kausalen Effektes des Kindergarten-Regimes entsprechend einem *difference-in-differences* Ansatz.

---

haben, ergibt sich ein Messfehler. Dieser sollte aber nicht zur Überschätzung der hier betrachteten Koeffizienten führen.

### 3. Ergebnisse

Aus Platzgründen präsentieren wir hier nicht die geschätzten Koeffizienten des geschätzten multinomialen Logit Modells (die Ergebnisse können bei den Autoren bezogen werden). Der Vektor der Interaktionsterme ist in allen Schätzungen statistisch hoch signifikant von Null verschieden. Der durchgeführte Hausman Test verwirft die Hypothese, dass die betrachteten alternativen Schulabschlüsse korreliert sind und dass somit unbeobachtbare Heterogenität den Schätzer verzerrt. Die unterliegende sogenannte IIA (independence of irrelevant alternatives) - Annahme ist somit unproblematisch.

Die ersten Spalten von Tabelle 4 zeigen die auf Basis der Schätzung vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten eines Gymnasiumbesuchs, separat nach dem elterlichen Bildungsniveau und für die unterschiedlich abgegrenzten Kindergarten-Regimes. Dabei präsentiert Panel A die Resultate, wenn wir in den Schätzungen das beobachtete Durchschnittsalter in den Kindergärten verwenden. Für die Vorhersagen werden dann die vorher gesagten Gymnasialwahrscheinlichkeiten für Kinder in Kantonen mit einem besonders niedrigen, mittleren, und besonders hohen Durchschnittsalter verwendet.<sup>3</sup> Panel B und C geben die Ergebnisse wider, wenn anstelle des Durchschnittsalters der Anteil der 4 bzw. 5 jährigen Kinder an allen Kindergartenkindern des Kantons verwendet wird.<sup>4</sup> Die Resultate sind robust über alle Panels hinweg und lassen auch bei Berücksichtigung einer Vielzahl anderer Faktoren den Schluss zu: Je früher Kinder den Kindergarten besuchen (bzw. je grösser der Anteil der 4 und 5 Jährigen), umso geringer ist der Einfluss der elterlichen Bildung auf das Bildungsniveau des Kindes.

[Tabelle 4]

---

<sup>3</sup> Wir betrachteten Kinder in Kantonen deren mittleres Kindergartenalter um eine Standardabweichung unterhalb (Zeile a) bzw. oberhalb (Zeile c) des Mittelwertes liegt.

<sup>4</sup> Den Anteil der 6 jährigen konnten wir nicht als Indikator mit einbeziehen, da in einigen Kantonen die Kinder bereits mit 6 Jahren eingeschult werden. Anstelle des Durchschnittsalters in Panel A wird in den Panels B und C die Abgrenzung zwischen den Einträgen in den Zeilen a, b und c auf Basis des Anteils an 4 bzw. 5 Jährigen in den kantonalen Kindergärten berechnet.

Die Spalten 4-9 charakterisieren absolute Mobilitätsunterschiede und die Spalten 10-15 von Tabelle 4 beschreiben die relativen Mobilitätsunterschiede der vorhergesagten Gymnasialwahrscheinlichkeiten. Nachdem die Mobilitätsunterschiede alle in eine klare Richtung weisen, sind die dargestellten p-Statistiken von besonderem Interesse. Sie geben an, ob die beobachteten Mobilitätsunterschiede zwischen den Kindergarten-Regimes statistisch signifikant von Null verschieden sind. Für die absoluten Unterschiede in den bedingten Wahrscheinlichkeiten, ein höheres Schulniveau zu erreichen, finden wir – analog zu unserer deskriptiven Statistik in Tabelle 3 - nicht in allen Fällen statistisch signifikante Werte. Die p-Werte in den Spalten 11, 12, 14 und 15 indizieren jedoch durchgängig eine signifikant höhere relative Bildungsmobilität wenn Kinder den Kindergarten früh besuchen. Die Ergebnisse in Spalte 10 von Panel A besagen, dass in Kantonen mit einem durchschnittlichen Alter der Kinder im Kindergarten, die Wahrscheinlichkeit des Gymnasiumsbesuchs für die die Kinder von hoch gebildeten Eltern um den Faktor 7,5 höher ist als für die Kinder von gering gebildeten Eltern (die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten betragen 61,4 vs. 8,1 Prozent). Der Faktor reduziert sich von 7,5 auf 5,3 in Kantonen in denen das mittlere Alter der Kinder im Kindergarten um eine Standardabweichung niedriger ist und er erhöht sich auf 10,8, wenn die Kinder erst in höherem Alter den Kindergarten besuchen. Betrachtet man die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten in den Spalten 1-3, so sieht man, dass insbesondere die Wahrscheinlichkeit des Gymnasiumsbesuchs für die Kinder von geringer gebildeten Eltern mit dem Kindergartenalter schwankt. Die Ergebnisse in den Panels B und C bestätigen diese Befunde.

Da wir durchgängig höhere Mobilität bei frühem Kindergartenzugang finden, die in den meisten Fällen auch statistisch signifikant ist, ergeben sich unter den gemachten Annahmen deutliche kausale Effekte: in einigen Fällen ist der ohnehin vorliegende deutliche Nachteil von Kindern gering gebildeter Eltern gegenüber den Kindern hoch gebildeter Eltern doppelt so stark wenn sie in einem Kanton mit spätem Kindergartenzugang leben als wenn sie bereits frühzeitig eine vorschulische Ausbildung erfahren können.

#### **4. Schlussfolgerungen**

Unsere Studie untersucht, ob die intergenerationale Bildungsmobilität durch das Alter, in dem Kinder den Kindergarten besuchen, beeinflusst wird. Die Ergebnisse bestätigen, dass sich ein früherer Besuch des Kindergartens positiv auf die Bildungsmobilität auswirkt. Insbesondere für die Kinder von bildungsferneren Eltern steigt die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs deutlich, wenn sie in einem Kanton mit frühem Kindergartenzugang leben. Die relativen Unterschiede zwischen Kantonen, in denen Kinder früh bzw. spät den Kindergarten besuchen, sind hoch signifikant. Während unsere (spezifische) Erkenntnis neu in der ökonomischen Literatur ist, so ist der Mechanismus doch ein ähnlicher wie der zur Bedeutung eines frühen Schuleintritts für die intergenerationale Transmission in der Bildung: Eine frühere Partizipation im Kindergarten reduziert Bedeutung und Einfluss des elterlichen Hintergrunds. Entsprechend können unterschiedliche „Ausstattungen“ der Kinder aufgrund einer unterschiedlichen Bildung der Eltern durch diese frühkindliche Förderung angeglichen werden.

Wir identifizieren die kausalen Effekte anhand eines Querschnittsvergleichs unterschiedlicher Schweizer Kantone zum Zeitpunkt der Volkszählung 2000. Man könnte einwenden, dass eine Änderung im Kindergartenregime nicht ausreicht, wenn nicht gleichzeitig die Anzahl verfügbarer Plätze in den Gymnasien ansteigt. Dies trifft für die Analyse der Chancengleichheit nicht zu, denn der Zusammenhang zwischen dem Bildungserfolg von Kindern und Eltern ist grundsätzlich unabhängig von der Anzahl verfügbarer Gymnasialplätze. Selbst bei einer allgemeinen Erhöhung der verfügbaren Plätze in Gymnasien ist nicht davon auszugehen, dass dies die Bildungsmobilität erhöht: es ist möglich, dass alle zusätzlichen Plätze von den Kindern der bestausgebildeten Eltern gefüllt würden.

Unsere Ergebnisse zeigen, dass eine andere institutionelle Reform geeignet wäre, die Unabhängigkeit des Bildungserfolges der Kinder von dem ihrer Eltern zu erhöhen. Diese Reform besteht darin, insbesondere bildungsferne Gruppen früher an den Kindergarten heranzuführen. In diesem Fall hätten die Institutionen mehr Zeit und Gelegenheit, elternhausabhängige Unterschiede zwischen den Kindern auszugleichen und die Bildungschancen insbesondere für die Schwächeren und

Benachteiligten zu erhöhen. Unsere Ergebnisse bekräftigen die Forderungen des Nobelpreisträgers James J. Heckman (2006): "Investing in disadvantaged young children is a rare public policy initiative that promotes fairness and social justice and at the same time promotes productivity in the economy and in society at large. Early interventions targeted toward disadvantaged children have much higher returns than later interventions ...". Gesamtgesellschaftlich ist frühkindliche Förderung deutlich effizienter als Humankapitalinvestitionen in einem späteren Alter.

## Literatur

- Bauer, Philipp und Regina T. Riphahn, 2007, Heterogeneity in the intergenerational transmission of educational attainment: evidence from Switzerland on natives and second generation immigrants, *Journal of Population Economics* 20(1), 121-148.
- Becker, Birgit und Nicole Biedinger, 2006, Ethnische Bildungsungleichheit zu Schulbeginn, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 58(4), 660-684.
- Becker, Rolf und Wolfgang Lauterbach, 2007, Vom Nutzen vorschulischer Kinderbetreuung für Bildungschancen, in: Becker, R., W. Lauterbach (Hrsg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. VS Verlag für Sozialwissenschaften, Wiesbaden 2007, pp. 127-159.
- Björklund, Anders, Mikael Lindahl und Erik Plug, 2006, The Origins of Intergenerational Associations: Lessons from Swedish Adoption Data, *Quarterly Journal of Economics* 121(3), 999-1028.
- Büchel, Felix, C. Katharina Spiess und Gert G. Wagner, 1997, Bildungseffekte vorschulischer Kinderbetreuung - Eine repräsentative empirische Analyse auf der Grundlage des Sozio-ökonomischen Panels (SOEP), *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 49, 528-539.
- Büchner, Charlotte und C. Katharina Spiess, 2007, Die Dauer vorschulischer Betreuungs- und Bildungserfahrungen: Ergebnisse auf der Basis von Paneldaten, *DIW Discussion Papers* Nr. 687, Berlin.
- Currie, Janet, 2001, Early Childhood Education Programs, *Journal of Economic Perspectives* 15(2), 213-238.
- Deming, David und Susan Dynarski, 2008, The Lengthening of Childhood, *Journal of Economic Perspectives* 22(3), 71-92.
- Elder, Todd E. und Darren H. Lubotsky, 2009, Kindergarten Entrance Age and Children's Achievement. Impacts of State Policies, Family Background, and Peers, *Journal of Human Resources* 44(3), 641-683.
- Hanushek, Eric A. und Ludger Wößmann, 2006, Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-Differences Evidence Across Countries, *Economic Journal* 116(510), C63-C76.
- Heckman, James J., 2006, Skill Formation and the Economics of Investing in Disadvantaged Children, *Science* 312 (5782), 1900-1902.
- Kratzmann, Jens und Thorsten Schneider, 2009, Soziale Ungleichheiten beim Schulstart Empirische Untersuchungen zur Bedeutung der sozialen Herkunft und des Kindergartenbesuchs auf den Zeitpunkt der Einschulung, *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie*, 61(1), 1-24.

Müller Kucera, Karin und Martin Stauffer, 2003, *Wirkungsvolle Lehrkräfte rekrutieren, weiterbilden und halten. Grundlagenbericht Schweiz*, Schweizerische Koordinationskonferenz Bildungsforschung, Aarau.

Seyda, Susanne, 2009, Kindergartenbesuch und späterer Bildungserfolg. Eine bildungsökonomische Analyse anhand des Sozio-ökonomischen Panels, *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 12, 233-251.

**Tabelle 1** Kantonale Kindergarten-Charakteristika

Variable	Mittel	Std.abw.	Min	Max
Anteil der 4 jährigen Kinder im Kindergarten	0.152	0.228	0.000	0.825
Anteil der 5 jährigen Kinder im Kindergarten	0.601	0.261	0.037	0.910
Anteil der 6 jährigen Kinder im Kindergarten	0.683	0.231	0.090	0.957
Durchschnittsalter im Kindergarten	5.407	0.474	4.018	6.027

Quelle: Die Information zu den kantonalen Kindergartensysteme (N=26) der Jahre 1987-1989 stammt vom Schweizerischen Bundesamt für Statistik, Abteilung Schule und Berufsbildung.

**Tabelle 2** Durchschnittliche Charakteristika der Kantone mit jüngeren bzw. älteren Kinder im Kindergarten

	Kantone unter dem Medianalter	Kantone über dem Medianalter	Test auf Gleichheit der Mittelwerte (p-Werte)
Anteil der Bevölkerung: Hochschulabschluss	0.0586	0.0350	0.0109 *
Anteil der Bevölkerung: Abitur	0.1147	0.0698	0.0008 *
Anteil der Bevölkerung: nur obligatorische Schule	0.2388	0.2468	0.5675
Pro Kopf Bildungsausgaben (in Schweizer Franken)	2705.2	2544.9	0.0000 *
Anteil der Bildungs- an den Gesamtausgaben	0.2444	0.3091	0.3193
Durchschnittlicher Lehrerlohn: Primarschule (indexiert)	98.78	102.3	0.3049
Durchschnittlicher Lehrerlohn: Sekundarschule (index.)	99.87	99.2	0.8584
Wahrsch. eines Jobwechsels bei Primarlehrern (in %)	3.667	3.286	0.7015
Wahrsch. eines Jobwechsels bei Sekundarl. (in %)	4.167	3.857	0.7912

Quelle: Eigene Berechnung, basierend auf der Volkszählung 2000 und Müller Kucera und Stauffer (2003), sowie s. Tabelle 1.

Hinweis: \* indiziert signifikante Unterschiede auf dem 5 Prozent Level an.



**Tabelle 3** Wahrscheinlichkeiten des Gymnasiumbesuchs, nach Bildung der Eltern und Kindergarten-Regime

	P(hoch   tief) 1	P (hoch   hoch) 2	Absolute Diff. 3	p	Relative Diff. 4	p
1 Alle	0.115 (0.004)	0.633 (0.006)	0.518 (0.007)		5.504	
2 Durchsch. Alter < 1 Std.abw.	0.290 (0.013)	0.770 (0.011)	0.480 (0.017)	0.441	2.655 (1.202)	0.000
3 Durchsch. Alter > 1 Std.abw.	0.063 (0.011)	0.691 (0.037)	0.628 (0.039)		10.968 (0.287)	
4 Kantone mit frühem Kindergarten	0.176 (0.007)	0.681 (0.008)	0.505 (0.010)	0.502	3.869 (0.876)	0.000
5 Kantone mit spätem Kindergarten	0.069 (0.004)	0.570 (0.009)	0.501 (0.010)		8.261 (0.415)	

Hinweis: P (hoch | tief) beschreibt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Kind mit einem niedrig ausgebildeten Vater ein Gymnasium besucht. P (hoch | hoch) beschreibt diese Wahrscheinlichkeit, wenn der Vater gut ausgebildet ist. Spalte 1 der ersten Reihe bildet 7.680 Beobachtungen ab; Spalte 2 der ersten Reihe wurde auf Basis von 6.651 Beobachtungen berechnet. Die Reihen 2-4 verwenden die entsprechenden Stichproben der Kantone mit frühem bzw. spätem Besuch des Kindergartens. Die Standardabweichungen sind in Klammern. Die p-Werte wurden mittels einseitiger Tests ermittelt. Die zugrunde liegende Nullhypothese war, dass die Differenzen der absoluten und relativen Unterschiede in Kantonen, in denen Kinder früher den Kindergarten besuchen, grösser sind.

Quelle: Eigene Berechnung, basierend auf der Volkszählung 2000.

**Tabelle 4** Vorhergesagte Wahrscheinlichkeit des Gymnasiumsbesuchs nach Bildung der Eltern und Kindergarten-Regime

	Prognost. Wahrsch.			Absolute Differenzen						Relative Differenzen						
	1 P (hoch   tief)	2 P (hoch   mittel)	3 P (hoch   hoch)	4 = 3 - 1	5 p-Werte der Diff. a-b und b- c	6 p-Werte der Diff. a-c	7 = 3 - 2	8 p-Werte der Diff. a-b und b- c	9 p-Werte der Diff. a-c	10 = 3 / 1	11 p-Werte der Diff. a-b und b-c	12 p-Werte der Diff. a-c	13 = 3 / 2	14 p-Werte der Diff. a-b und b-c	15 p-Werte der Diff. a-c	
<b>A: Einfluss des Alters im Kindergarten</b>																
a	Durchschn. Alter: Mittel - 1. Std.abw.	0.118 (0.082)	0.261 (0.14)	0.629 (0.169)	0.512 (0.108)			0.368 (0.066)	<b>0.063</b>				5.354 (2.736)		2.412 (0.842)	<b>0.041</b>
b	Durchschn. Alter: Mittelwert	0.081 (0.06)	0.212 (0.123)	0.614 (0.17)	0.533 (0.123)		0.271 0.349	0.402 (0.076)	<b>0.090</b>				7.561 (3.999)	<b>0.045</b>	<b>0.046</b> 2.898 (1.103)	<b>0.041</b>
c	Durchschn. Alter: Mittel + 1. Std.abw.	0.055 (0.043)	0.169 (0.107)	0.597 (0.171)	0.542 (0.137)			0.427 (0.088)					10.836 (5.85)		3.524 (1.439)	
<b>B: Effekt des Anteils der 4 Jährigen</b>																
a	Durchschn. - 1 Std.abw.	0.071 (0.056)	0.198 (0.123)	0.612 (0.171)	0.541 (0.128)			0.414 (0.079)	<b>0.026</b>				8.667 (4.852)	<b>0.074</b>	3.090 (1.255)	<b>0.076</b>
b	Durchschn. Anteil der 4 Jährigen	0.084 (0.066)	0.216 (0.13)	0.612 (0.172)	0.528 (0.122)		0.134 <b>0.092</b>	0.397 (0.075)	<b>0.100</b>	<b>0.022</b>			7.265 (3.936)	<b>0.069</b>	<b>0.071</b> 2.837 (1.094)	<b>0.073</b>
c	Durchschn. + 1 Std.abw.	0.109 (0.081)	0.244 (0.14)	0.612 (0.173)	0.503 (0.112)			0.367 (0.07)					5.612 (2.885)		2.503 (0.891)	
<b>C: Effekt des Anteils der 5 Jährigen</b>																
a	Durchschn. - 1 Std.abw.	0.064 (0.057)	0.188 (0.128)	0.584 (0.182)	0.520 (0.139)			0.396 (0.087)	0.333				9.092 (5.331)	<b>0.080</b>	3.105 (1.284)	<b>0.077</b>
b	Durchschn. Anteil der 5 Jährigen	0.086 (0.073)	0.214 (0.138)	0.602 (0.181)	0.516 (0.127)		0.434 0.338	0.388 (0.08)	0.306				6.963 (3.964)	<b>0.073</b>	<b>0.076</b> 2.811 (1.128)	<b>0.069</b>
c	Durchschn. + 1 Std.abw.	0.115 (0.091)	0.243 (0.148)	0.620 (0.18)	0.505 (0.114)			0.378 (0.075)					5.392 (2.996)		2.555 (0.999)	

Bemerkung: P (hoch | tief) gibt die Wahrscheinlichkeit wider, dass ein Kind mit gering ausgebildeten Eltern ein Gymnasium besucht. Entsprechend gibt P (hoch | hoch) die Wahrscheinlichkeit für diejenigen Kinder wider, die gut ausgebildete Eltern haben. Die durch *Bootstrapping*-Verfahren ermittelte Standardfehler sind in Klammern angegeben. Die p-Werte (in den Spalten 5, 6, 8, 9, 11, 12, 14, 15) wurden durch einen einseitigen Test ermittelt: Die Nullhypothese lautet, dass die Differenzen (präsentiert in den Spalten 4, 7, 10 und 13) grösser sind in Kantonen, in denen die Kinder

den Kindergarten früh besuchen. Fett markierte Werte entsprechen einer Signifikanz mindestens auf dem 10 Prozent Niveau wider (oder besser).

Quelle: Eigene Berechnungen aufgrund der Volkszählung 2000, BfS.