

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft  
*The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics*

Puhani, Patrick A.; Weber, Andrea Maria

**Working Paper**

## Fängt der frühe Vogel den Wurm? : Eine empirische Analyse des kausalen Effekts des Einschulungsalters auf den schulischen Erfolg in Deutschland

Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften, Universität Hannover,  
No. 336

**Provided in Cooperation with:**

School of Economics and Management;, University of Hannover

Suggested Citation: Puhani, Patrick A.; Weber, Andrea Maria (2006) : Fängt der frühe Vogel den Wurm? : Eine empirische Analyse des kausalen Effekts des Einschulungsalters auf den schulischen Erfolg in Deutschland, Diskussionspapiere des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften, Universität Hannover, No. 336, <http://hdl.handle.net/10419/22448>

**Nutzungsbedingungen:**

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

**Terms of use:**

*The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at*

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>  
*By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.*

# Fängt der frühe Vogel den Wurm?

## Eine empirische Analyse des kausalen Effekts des Einschulungsalters auf den schulischen Erfolg in Deutschland

**Patrick A. Puhani**

Universität Hannover,  
SIAW, Universität St. Gallen und IZA Bonn

**Andrea M. Weber**

Technische Universität Darmstadt

Die deutsche Übersetzung aus dem Englischen wurde von Frau Tessa Hermann unterstützt.

**Kurzzusammenfassung:** In dieser Arbeit untersuchen wir die Auswirkung des Einschulungsalters auf den späteren schulischen Erfolg. Grundlage der empirischen Analysen sind zwei unterschiedliche Datensätze für Deutschland, die Individualdaten von Schülern am Ende der Grundschule und in der weiterführenden Schule enthalten. Das methodische Vorgehen stützt sich auf Instrumentalvariablenschätzungen, die die exogene Variation des Geburtsmonats verwenden. Dieser Ansatz nutzt den Zusammenhang zwischen Geburtsmonat und Einschulungsalter, der auf Grund gesetzlicher Stichtagsregelungen besteht. Es zeigt sich, dass sich ein höheres Einschulungsalter signifikant positiv auf den späteren schulischen Erfolg auswirkt: So liegen für Schüler, die mit sieben, anstatt mit sechs Jahren eingeschult werden, die Testergebnisse in der standardisierten Grundschul-Lese-Untersuchung IGLU um etwa 0.4 Standardabweichungen höher als bei den relativ jüngeren Schülern und die Wahrscheinlichkeit, ein Gymnasium zu besuchen, steigt für die älter eingeschulten Kinder um etwa 12 Prozentpunkte.

### Korrespondenzadressen:

Prof. Dr. Patrick A. Puhani  
Universität Hannover  
Institut für Arbeitsökonomik  
Königswortherplatz 1  
30167 Hannover

Dipl.-Volkswirtin Andrea M. Weber  
Technische Universität Darmstadt  
Fachbereich 1  
Residenzschloss S313/138, Marktplatz 15  
64283 Darmstadt

Email: [puhani@aoek.uni-hannover.de](mailto:puhani@aoek.uni-hannover.de)

[weber@vwl.tu-darmstadt.de](mailto:weber@vwl.tu-darmstadt.de)

JEL Klassifikation: I21, I28, J24

Schlüsselbegriffe: Bildung, Migration, Bildungspolitik, Identifikation

**Danksagung:** Dieses Projekt wurde durch Diskussionen mit Michael Fertig, RWI, Essen, angeregt. Wir sind ferner Andreas Ammermüller, Bernd Fitzenberger, Gianni De Fraja, Peter Fredriksson, Karsten Kohn, Edwin Leuven, Stephen Machin, Dominique Meurs, Kjell Salvanes und drei anonymen Gutachtern zu Dank verpflichtet sowie den Teilnehmern der IZA Summer School 2005 in Buch am Ammersee, dem 2. Network Workshop der CEPR-IFAU-Uppsala Universität 'Economics of Education and Education Policy in Europe' und Seminarteilnehmern an der Universität Paris II, der Universität St. Gallen und am ZEW Mannheim für hilfreiche Kommentare. Wir danken Hans-Peter Hafner vom Forschungsdatenzentrum des Hessischen Statistischen Landesamtes für seine Hilfe mit den hessischen administrativen Daten. Alle verbleibenden Fehler sind unsere eigenen.

# 1 Einleitung

Das optimale Schuleintrittsalter und die Effektivität vorschulischer Bildungsprogramme sind Inhalte einer anhaltenden Diskussion unter Forschern und politischen Entscheidungsträgern. In der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur fasst Currie (2001) bestehende Studien zusammen, die Kosten und Nutzen frühkindlicher Bildungsprogramme behandeln. Die Auswirkungen des Schuleintrittsalters wurden bislang in einer Reihe ökonometrischer Studien geschätzt, die in der Tradition der methodisch bedeutenden Arbeit von Angrist und Krüger (1992) stehen.<sup>1</sup>

In Deutschland, wie auch in den meisten anderen europäischen Ländern, werden Kinder traditionell mit etwa sechs Jahren eingeschult. Ein Blick zurück in die Geschichte enthüllt, dass der Beginn der schulischen Erziehung mit sechs oder sieben Jahren kein Kennzeichen der industrialisierten Zeit ist. Bereits in Deutschlands mittelalterlichem Vorgänger, dem Heiligen Römischen Reich Deutscher Nation, begann der Weg zum Ritter mit sieben Jahren als Page.<sup>2</sup>

Im Deutschland der Nachkriegszeit wurde die sich ändernde Haltung zum Schuleintrittsalter von Diskussionen unter Erziehungswissenschaftlern beeinflusst. Zu Beginn der fünfziger Jahre stellte Kern (1951) die Hypothese auf, dass ein höheres Schuleintrittsalter Kinder davor bewahren könnte, in der Schule zu versagen. So wurde das Schuleintrittsalter 1955 und 1964 um insgesamt fünf Monate erhöht. Ferner entwickelte sich eine Tendenz, Kinder mit Lernschwierigkeiten für ein Jahr vom Schulbesuch zurückstellen zu lassen

---

<sup>1</sup> Im einzelnen sind dies die Arbeiten von Mayer und Knutson (1999) für die Vereinigten Staaten, von Leuven *et al.* (2004) für die Niederlande, von Ström (2004) für Norwegen, von Bedard und Dhuey (2005) für eine Reihe industrialisierter Länder, von Fertig und Kluge (2005) für Deutschland und von Fredriksson und Öckert (2005) für Schweden.

<sup>2</sup> Der Zeit als Page folgten die Stadien des Knappen mit 14 Jahren und des Ritters mit 21 Jahren. Im Gegensatz zur Moderne hielt man es damals allerdings nicht für wichtig, dass Kenntnisse wie Lesen und Schreiben vermittelt wurden.

In den letzten Jahren haben unter anderem Diskussionen über die lange Ausbildungsdauer in Deutschland den frühen Schulbeginn wieder zurück auf die Tagesordnung gebracht. Die politischen Entscheidungsträger in Deutschlands dezentralisiertem Bildungssystem haben Maßnahmen veranlasst, die das durchschnittliche Schuleintrittsalter senken sollen.<sup>3</sup> Angesichts dieser Maßnahmen erscheint es sinnvoll und wichtig zu fragen, ob eine Variation des Einschulungsalters langfristige Auswirkungen auf den individuellen (schulischen) Erfolg ausübt.

In dieser Arbeit schätzen wir den kausalen Effekt einer Variation des Schuleintrittsalters zwischen sechs und sieben Jahren. Methodisch liegt dieser Schätzung eine Instrumentalvariablenstrategie zu Grunde, bei der die exogene Variation im Geburtsmonat ein Instrument für das Schuleintrittsalter generiert. Dieser Ansatz stützt sich auf den Zusammenhang zwischen Geburtsmonat und Einschulungsalter, der von gesetzlichen Regelungen bestimmt wird.

Die Variation zwischen den Altersstufen sechs und sieben ist zugleich eine der international für das Schuleintrittsalter am häufigsten beobachteten Variationen und ein Hauptdiskussionspunkt in der deutschen bildungspolitischen Debatte. Unter Verwendung zweier Datensätze haben wir die Auswirkung des Schuleintrittsalters zu zwei verschiedenen Zeitpunkten, zum Ende der Grundschulzeit und in der „Mitte“ der weiterführenden Schule, gemessen. Unsere Ergebnisvariablen sind Testergebnisse von Grundschulern<sup>4</sup> in der Internationalen Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU) sowie das Niveau der besuchten weiterführenden Schule. Nach unserem besten Wissen, ist dies die zweite Studie, die die Auswirkungen des Schuleintrittsalters mit Hilfe einer Instrumentalvariablenschätzung für Deutschland untersucht. Da die vor-

---

<sup>3</sup> In vielen Schulen dürfen Schüler heute mit fünf Jahren mit der Schule beginnen. Zum Beispiel führt eine Schulgesetzänderung in Berlin dazu, dass beginnend mit dem Schuljahr 2005/2006 das Schuleintrittsalter um ein halbes Jahr herabgesetzt wird. Gleichzeitig wurde in Berlin die Möglichkeit, ein Jahr älter als empfohlen mit der Schule zu beginnen, abgeschafft.

hergehende Arbeit von Fertig und Kluve (2005) Daten verwendet, die wir auf Grund des Stichprobenkonzepts für die vorliegende Fragestellung als problematisch erachten, verwenden wir zwei weitere Datensätze, von denen einer sämtliche Schüler in einem deutschen Bundesland (Hessen) enthält.<sup>5</sup>

Der Einfluss des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse ist ein häufig diskutiertes Thema, besonders in der US-amerikanischen und britischen empirischen pädagogischen Literatur.<sup>6</sup> Jedoch berücksichtigen diese Studien nicht ausreichend die *Endogenität* des Schuleintrittsalters: In Deutschland wird das Einschulungsalter, wie in vielen anderen Ländern, nicht nur durch eine (beliebige) exogene Regel bestimmt, sondern hängt auch von der intellektuellen und physischen Entwicklung des Kindes und vom Willen der Eltern ab. In einigen Ländern (z. B. den USA) verwenden manche Schulen darüber hinaus standardisierte Tests, um die Schulreife der möglichen Erstklässler oder Kindergartenkinder festzustellen.

Ein grundlegender institutioneller Unterschied zwischen Deutschland einerseits und den USA oder Großbritannien andererseits ist, dass in Deutschland jedes Kind unabhängig von seinem Geburtstag mindestens neun Vollzeit-Pflichtschuljahre

---

<sup>4</sup> „Schüler“ bezieht sich in dieser Arbeit auf Schülerinnen und Schülern, falls anderes nicht explizit zum Ausdruck gebracht wird.

<sup>5</sup> Zusätzlich haben wir unsere Untersuchung auch mit dem Datensatz durchgeführt, den die Arbeit von Fertig und Kluve (2005) verwendet. Die Ergebnisse sind in früheren Versionen unserer Arbeit dokumentiert (z.B. in Puhani und Weber, 2005).

<sup>6</sup> Stipek (2002) bietet einen gründlichen Überblick über diese Literatur. Ein Zweig der vorliegenden Studien betrachtet die Auswirkung des schulischen „redshirting“ (d.h. der Verzögerung des Schulbeginns; der Begriff stammt ursprünglich aus dem Schulsport und bezeichnet das Zurückstellen eines Sportlers für ein Jahr) und die Zurückstellung in den ersten Jahren (z.B. May *et al.*, 1995; Jimerson *et al.*, 1997; Zill *et al.*, 1997; Graue and DiPerna, 2000) oder die frühe Schulzulassung ausgewählter Kinder (vgl. Proctor *et al.*, 1986 für einen Überblick). Allerdings berücksichtigen diese Studien das Endogenitätsproblem bei der Messung des Schuleintrittsalters nicht ausreichend. Aus diesem Grund sind die unterschiedlichen Ergebnisse schwer zu interpretieren (vgl. Stipek, 2002; Angrist, 2004). Ein zweiter Literaturzweig untersucht die Auswirkung des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse und die soziale oder geistige Entwicklung auf Basis der Geburtsjahreszeit (z.B. Kinard und Reinherz, 1986; Morrison *et al.*, 1997; Hutchison and Sharp, 1999; Stipek and Byler, 2001). Die Ergebnisse legen zumeist nahe, dass keine langfristigen Effekte bestehen, wohingegen es Anhaltspunkte für positive *kurzfristige* Auswirkungen eines höheren Schuleintrittsalters gibt. Da die Ergebnisse getrennt nach Geburtsjahreszeit analysiert wurden, die als exogen angenommen werden kann, lösen die angewandten Methoden das Endogenitätsproblem, indem sie reduzierte Formschätzungen produzieren (ohne dies jedoch ausdrücklich zu erwähnen). Keine der erwähnten Studien verwendet einen Instrumentalvariablenansatz, wie in der aktuellen ökonomischen Literatur.

absolvieren muss.<sup>7</sup> In den USA und in Großbritannien hängt die Länge der Schulpflicht vom Geburtstag ab, da die Kinder die Schule verlassen dürfen, sobald sie ein bestimmtes Alter erreicht haben (vgl. Angrist und Krueger, 1992, für die USA, und Del Bono und Galindo-Rueda, 2004, für Großbritannien).<sup>8</sup> Daher ist in diesen angelsächsischen Ländern die Schulpflicht für Schüler, die später in die Schule gekommen sind, kürzer. In Deutschland dagegen müssen alle Schüler wenigstens bis nach ihrem neunten Schuljahr warten, bis sie die Schule verlassen können. Infolgedessen ermöglichen es die Rahmenbedingungen des deutschen Schulsystems, die Auswirkungen des Schuleintrittsalters unabhängig von der Pflichtschulzeit zu messen, während dies für die USA und für Großbritannien nicht möglich ist.

Eine weitere Eigenschaft, die die Untersuchung des deutschen Falls interessant macht, ist die hohe Selektivität des deutschen Bildungssystems. In Deutschland ist die Leistung des Kindes in den ersten Schuljahren mehr als in anderen Ländern für die gesamte Bildungskarriere entscheidend, weil die Kinder am Ende der Grundschule (mit etwa zehn Jahren) in typischerweise drei Bildungswege der Sekundarstufe selektiert werden. Wenn die Wahl des Bildungswegs auf den Grundsulleistungen begründet ist, könnte das deutsche dreigliedrige Schulsystem Auswirkungen des Schuleintrittsalters verstärken, indem Ungleichheiten, die in frühen Stadien des Bildungssystems auftreten, durch die frühe Selektion verstärkt werden (vgl. Hanushek und Wößmann, 2005). Daher könnte das Schuleintrittsalter in Deutschland größere und langfristige Auswirkungen haben als in Ländern mit einem generellen Gesamtschulsystem.

---

<sup>7</sup> Die genaue Bestimmung ist bundeslandabhängig. Den neun oder zehn Jahren der Vollzeit-Pflichtschulzeit folgen entweder mindestens ein zusätzliches Schuljahr oder mehrere Jahre der Teilzeit-Bildung in einer Berufsschule innerhalb des deutschen Ausbildungssystems.

<sup>8</sup> Um genauer zu sein, konnten die Kinder in England und Wales traditionsgemäß (zwischen 1962-1997) in dem Schuljahr, in dem sie das entsprechende Alter erreichten, die Schule zu Beginn der Osterferien verlassen, falls sie zwischen September und Ende Januar geboren waren. Kinder, die von Februar bis Ende August geboren waren, konnten erst Ende Mai von der Schule abgehen.

Das Papier gliedert sich folgendermaßen: Kapitel 2 umreißt die Regelungen zum Schuleintrittsalter für die Altersgruppen, die wir in unseren Daten untersuchen. Die Datensätze, die wir verwenden, werden in Kapitel 3 beschrieben: Diese sind die Internationale Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU) aus dem Jahr 2001 und, für die weiterführende Schule, aktuell verfügbare Individualdaten für das Bundesland Hessen, die alle Schüler an allgemein bildenden Schulen des Schuljahrs 2004/2005 beinhalten.

In Kapitel 4 wird dargelegt, dass unser empirischer Ansatz geeignet ist, um Auswirkungen des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse zu schätzen. Wir dokumentieren, dass das verwendete Instrument nicht mit beobachteten Variablen korreliert ist, die als Regressoren verwendet werden, und dass Regressionen der ersten Stufe nicht auf ein Problem eines schwachen Instruments schließen lassen. Die Schätzergebnisse werden in Kapitel 5 vorgestellt und diskutiert. Es zeigt sich, dass Kinder, die (relativ) älter eingeschult werden, Vorteile daraus ziehen: Liegt das Schuleintrittsalter bei sieben anstatt sechs Jahren, so fallen die Testergebnisse am Ende der Grundschulzeit um mehr als zwei Fünftel einer Standardabweichung höher aus, und die Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium als weiterführende Schule zu besuchen, erhöht sich um etwa 12 Prozent.

Die Resultate der vorliegenden Studie werden in Kapitel 6 zusammengefasst. Ferner werden die Ergebnisse einer klein angelegten Umfrage unter Schulleiterinnen und -leitern vorgestellt, die wir durchgeführt haben, um mögliche Erklärungen für unsere empirischen Befunde zu diskutieren.

## 2 Regelungen zum Schuleintrittsalter in Deutschland

Im internationalen Vergleich entspricht das deutsche Pflichtschulalter von sechs Jahren dem Median und dem Modalwert der Verteilung des Einschulungsalters in den in Tabelle 1 aufgeführten Ländern. Vor diesem Alter besuchen deutsche Kinder normalerweise den Kindergarten, der derzeit eher ein Spielkreis als eine Vorschule ist. Projekte, in denen Kinder im Kindergarten lesen und schreiben lernen, sind noch neu und selten. Daher bedeutete der Schulbeginn für ein deutsches Kind bisher den Wechsel aus einem Spielkreis in ein Umfeld, das durch einen festen Stundenplan von acht Uhr morgens bis zwölf Uhr mittags mit nur kurzen Pausen gekennzeichnet ist.<sup>9</sup>

Obwohl das genaue Schuleintrittsalter in Deutschland gesetzlich geregelt wird, ist die Ermessensfreiheit von Eltern und Schulen hoch. Die entsprechenden Regelungen der Schulgesetze der Länder gründen sich traditionell auf eine Regelung des Hamburger Abkommens aus dem Jahr 1964. Diese Regelung besagt, dass Kinder, die vor Ende Juni eines Kalenderjahres Geburtstag haben, zu Beginn des entsprechenden Schuljahres (normalerweise im August) eingeschult werden. Kinder, die später geboren wurden, sollen erst im folgenden Kalenderjahr (wieder im August) zur Schule gehen. Abweichungen von der Stichtagsregelung sind möglich, wenn etwa Eltern oder Schulleiter das Kind (nicht) als reif genug ansehen, um bereits eingeschult zu werden. In der Praxis wurde die Möglichkeit einer späteren (oder auch früheren) Einschulung häufig in Anspruch genommen. So wurden vor allem Kinder, die nach dem Stichtag geboren sind (aber zum Beispiel noch vor Schuljahresbeginn), häufig früher eingeschult. Rein formell war aber der besagte Stichtag, wie er im Hamburger Abkommen geregelt wurde, für Deutschland in den Jahren, die wir in unserer Analyse betrachten, relevant.



Die Bedeutung der Juni-Stichtags hat erst in den vergangenen Jahren etwas abgenommen: 1997 empfahl die Kultusministerkonferenz, von diesem traditionellen Stichtag abzuweichen und spätere Stichtage zuzulassen (bis Ende September). Dennoch beziehen sich heute die meisten Landesgesetzgebungen weiterhin auf den Stichtag Ende Juni (wobei insbesondere die frühere Einschulung explizit in den Gesetzen geregelt wird). Einige Bundesländer haben neuerdings Regelungen verabschiedet, die den Stichtag nach hinten verlagern (Baden-Württemberg, Bayern, Berlin, Brandenburg, Thüringen), so dass tendenziell früher eingeschult wird.

In Hessen (für welches wir aktuelle administrative Daten vorliegen haben, die wir im weiteren analysieren werden) zum Beispiel besagt die gegenwärtige offizielle Regelung, dass im allgemeinen der Juni-Stichtag angewendet werden soll, wobei aber ergänzend auch die frühe Einschulung von Kindern, die mehrere Monate später geboren wurden, zugelassen wird. Inwieweit das tatsächliche Schuleintrittsalter mit den hier umrissenen Regelungen übereinstimmen, wird in Kapitel 4 gezeigt werden.

### **3 Daten**

Wir benutzen zwei verschiedene Datensätze, um die Bildungsergebnisse zu zwei schulischen Abschnitten zu messen. Zum ersten liefert uns die IGLU-Studie aus dem Jahr 2001 international standardisierte Testergebnisse und andere relevante Informationen für 6.591 deutsche Schüler in der vierten Klasse der Grundschule. Zum zweiten verwenden wir administrative Daten, die alle Schülerinnen und Schüler im Bundesland Hessen im Schuljahr 2004/2005 erfassen, die zwischen 1997 und 1999 eingeschult wurden, und die zur Zeit der Beobachtung eine weiterführende Schule besuchten. Die beobachteten Altersgruppen überschneiden sich mit den in der IGLU-

---

<sup>9</sup> Diese Zeiten sind in den einzelnen Bundesländern etwas unterschiedlich.

Studie getesteten Gruppen.<sup>10</sup> Unsere Schätzstichprobe enthält 182.676 Beobachtungen. Mehr Einzelheiten werden in den folgenden Unterkapiteln gegeben.

### 3.1 Die Internationale Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU)

Die IGLU-Studie wurde von der *International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA)* veranlasst und enthält Testergebnisse einer international durchgeführten standardisierten Lese-Untersuchung sowie Hintergrundinformationen zu Schülern und Eltern.<sup>11</sup> Die Testpunktezahl wurde standardisiert, um einen internationalen Vergleich zu ermöglichen: Der internationale Durchschnitt beträgt 500 Testpunkte mit einer Standardabweichung von 100 Punkten. Für Deutschland beträgt die durchschnittliche Punktezahl 539 mit einer Standardabweichung von 67.

Die Studie erfasst 7.633 deutsche Viertklässler in 211 Grundschulen.<sup>12</sup> Für mehr als tausend Beobachtungen fehlen Informationen über das monatsgenaue Schuleintrittsalter, sodass sich unsere tatsächliche Stichprobengröße auf 6.591 Personen reduziert.<sup>13</sup>

Da wir daran interessiert sind, die Auswirkungen des Schuleintrittsalters auf das Bildungsergebnis zu messen, könnten wir eine Stichprobe einer Geburts- oder Schuleingangs-Kohorte verwenden, um die Auswirkungen nach vier Schuljahren unabhängig von der tatsächlich erreichten Klassenstufe zu schätzen. Eine Alternative

---

<sup>10</sup> Wir versuchten auch, Individualdaten der Statistischen Landesämter weiterer Bundesländer zu erhalten. Der Zugang wurde uns entweder verweigert oder man sagte uns, dass eine entscheidende Variable fehle.

<sup>11</sup> Nähere Informationen zur IGLU-Studie können zum Beispiel dem Buch von Bos *et al.* (2003) oder dem Internationalen "User Guide" von Gonzalez and Kennedy (2003) entnommen werden.

<sup>12</sup> Da die primären Stichprobeneinheiten Schulen sind, berücksichtigen die Standardfehler, die in den folgenden Teilen gezeigt werden, eine Anpassung für das Clustering. Wir verwenden auch die Stichprobengewichte, die zur Verfügung stehen.

<sup>13</sup> Das Schuleintrittsalter fehlt leider nicht willkürlich: Migranten und Schüler, deren Eltern einen vergleichsweise niedrigen Bildungsgrad haben, sind in den fehlenden Observationen überrepräsentiert. Falls das Schuleintrittsalter auch systematisch für Schüler fehlt, die unbeobachtete Eigenschaften besitzen, die für den Bildungserfolg relevant sind, könnten unsere Schätzungen, die auf der gewählten Stichprobe basieren, eine systematische Verzerrung aufweisen. Indem wir den Elternhintergrund und den Migrationsstatus als Kontrollvariablen berücksichtigen, sollte diese potentielle Verzerrung beträchtlich verringert werden.

ist es, die Schulleistungen am Ende der Grundschule (also in der vierten Klasse) zu messen, unabhängig davon, wie lange die Schüler benötigten, um die vierte Klasse zu erreichen. Der Vorteil des letzteren Ansatzes ist, dass die Leistung in der vierten Klasse der Grundschule für den Übergang auf die weiterführende Schule von Bedeutung ist. Da die IGLU-Daten sich auf Stichproben von Viertklässlern beziehen, können wir nur den Parameter identifizieren, der mit letzterem Ansatz verbunden ist, wobei wir also keine Eingangs-Kohorte sondern eine Abschluss-Kohorte (Viertklässler am Ende der Grundschule) beobachten. So wurden in unseren Daten 86 Prozent der Schüler 1997 eingeschult, während jeweils elf und zwei Prozent 1996 und 1998 eingeschult wurden.<sup>14</sup>

### **3.2 Statistik der allgemein bildenden Schulen in Hessen**

Die zweite Datenquelle, die wir verwenden, sind die „Hessischen Schülereinzeldaten der Statistik der allgemein bildenden Schulen 2004/2005“. Sie umfassen alle Schüler an allgemein bildenden Schulen im Schuljahr 2004/2005 und werden im Auftrag des hessischen Kultusministeriums gesammelt. Unseres Wissens ist die vorliegende Arbeit die erste Forschungsarbeit, die auf diesen administrativen Daten basiert.

Der Originaldatensatz enthält 694.523 Beobachtungen von 1.869 Schulen. Da er keine Schulnoten oder Testergebnisse enthält, verwenden wir den Sekundarschulzweig, den die Schüler, die zwischen 1997 und 1999 eingeschult wurden, 2004/2005 besuchten, als Ergebnisvariable. Die relevante Stichprobe umfasst 182.676 Schülerinnen und Schüler, von denen 93 Prozent in die Klassen sechs bis acht gehen. Die Ergebnisvariable, die wir für unsere Berechnungen verwenden ko-

---

<sup>14</sup> D.h. wir beobachten Schüler, die die vierte Klasse erreicht haben, selbst wenn sie nur drei oder sogar fünf Jahre in der Schule verbracht haben. Falls das Verhalten beim Wiederholen und Überspringen von Klassen sich zwischen diesen benachbarten Gruppen nicht geändert hat, sollten unsere Ergebnisse repräsentativ für die Schulanfänger von 1997 sein.

diert die Schulzweige mittels der Schuljahre, die regulär zu ihrem Abschluss erforderlich sind (13 für das Gymnasium, 10 für die Realschule und 9 für die Hauptschule). Schüler an Gesamtschulen werden meistens auch einem internen Zweig zugeordnet. In diesem Fall wird die Ergebnisvariable entsprechend kodiert. Falls keine solche Information vorliegt, ordnen wir den Wert 10 zu, entsprechend der Realschulkodierung. Schüler an Sonderschulen bekommen den Code 7 zugeteilt.<sup>15</sup> Alternativ zu dieser Kodierung verwenden wir direkt den zugewiesenen Schulzweig als Ergebnisvariable.

## **4. Die Exogenität des Geburtsmonats und die erste Stufe**

### **4.1 Die Endogenität des Schuleintrittsalters**

Wenn man die Auswirkungen des Einschulungsalters mittels einer einfachen Kleinstquadrateschätzung schätzen würde, bestünde das Problem, dass das Ergebnis vermutlich verzerrt wäre: Der Grund dafür liegt darin, dass die individuelle Entscheidung über den Schulbeginn nicht nur von exogenen Regelungen wie den im Hamburger Abkommen fokussierten Juni-Stichtag beeinflusst wird, sondern auch von der Entwicklung des Kindes sowie den Urteilen der Eltern und der Schule abhängt. So können beispielsweise ehrgeizige Eltern auf eine frühe Einschulung ihrer (begabten) Kinder drängen oder Kinder mit Lernschwierigkeiten können für ein Jahr vom Schulbesuch zurückgestellt werden. Demnach ist zu erwarten, dass Kinder, die weniger begabt sind, im Durchschnitt später eingeschult werden. Aus diesem Grund würde man bei einem einfachen Vergleich von Schülern, die mit einem unterschiedli-

---

<sup>15</sup> 0.86 Prozent der Schüler in der Originalstichprobe sind zum Beobachtungszeitpunkt noch in der Grundschule: Sie werden aus der Stichprobe aussortiert, weil wir nicht wissen, welcher Schulzweig ihnen zugewiesen werden wird. Um zu überprüfen, inwieweit diese Schüler unsere Ergebnisse beeinflussen, führen wir einen „extremen“ Robustheits-Test durch, indem wir Individuen, die noch in die Grundschule gehen, mit vier kodieren. Wir führen einen weiteren Sensitivitäts-Test durch, indem wir die Schüler an Gesamtschulen und Sonderschulen aus der Stichprobe ausschließen. Schüler an Waldorfschulen werden nicht getrennt identifiziert: Sie werden wie Gesamtschulen behandelt. Unsere

chen Alter eingeschult wurden, die Auswirkungen des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse unterschätzen (d.h. „nach unten verzerrt schätzen“).

Abbildung 1 zeigt die Verteilungen des tatsächlich beobachteten Schuleintrittsalters und des theoretischen Einschulungsalters auf Grundlage des Juni-Stichtags. Das theoretische Einschulungsalter  $I(b_i, s_i)$  ergibt sich wie folgt aus dem Geburtsmonat  $b_i$  und dem Monat des Schuljahresbeginns  $s_i$  (üblicherweise liegt der Beginn im August, d.h.  $s_i = 8$ ):

$$I(b_i, s_i) = \begin{cases} \frac{(72 + s_i) - b_i}{12} & \text{wenn } 1 \leq b_i \leq 6 \\ \frac{(84 + s_i) - b_i}{12} & \text{wenn } 6 < b_i \leq 12 \end{cases} \quad (1)$$

wobei das theoretische Einschulungsalter  $I(b_i, s_i)$  in Jahren (monatsgenau) gemessen wird. Der Geburtsmonatsindikator  $b_i$  nimmt Werte zwischen eins und zwölf an. Wenn  $b_i$  und  $s_i$  exogen sind, so ist auch das theoretische Einschulungsalter  $I(b_i, s_i)$  exogen und kann als Instrument für das tatsächliche Schuleintrittsalter verwendet werden.

Abbildung 1 verdeutlicht, dass die tatsächliche Verteilung des Schuleingangsalters rechtsschief ist und stärker streut als die Verteilung, die der Juni-Stichtag generiert (die Schiefe ist positiv und beträgt 0.33 bzw. 0.50). Dies liegt daran, dass relativ viele Eltern bzw. die Entscheidungsträger an den Schulen Kinder für ein Jahr vom Schulbesuch zurückstellen. Andererseits werden einige Kinder ein Jahr früher als regulär, also im Alter von fünf Jahren, eingeschult. Grundsätzlich wird aber die große Mehrheit der Schüler im „vorgeschriebenen“ Alter eingeschult.

---

Stichprobe enthält auch Privatschulen: 10.709 Schüler(innen) sind auf Privatschulen; 76 Prozent davon besuchen ein Gymnasium.

Eine weitere graphische Illustration des Grades der Übereinstimmung mit der Stichtagsregelung bietet Abbildung 2. Die obere Graphik zeigt das tatsächliche und das theoretische Schuleintrittsalter nach Geburtsmonat auf Grundlage der IGLU-Daten. Augenscheinlich besteht eine signifikante Korrelation zwischen unserem Instrument (d.h. dem Alter gemäß der Stichtagsregelung) und dem tatsächlichen Schuleintrittsalter. Es zeigt sich aber, dass Kinder, die zwischen Juni und Oktober geboren sind, durchschnittlich etwas später eingeschult werden als es die Stichtagsregelung erwarten lässt. Diese Erkenntnis bietet eine Übereinstimmung mit dem Muster der Abbildung 1, wonach spätere Einschulungen häufiger sind als frühe. Allerdings ist für Schüler, die zwischen Juli und September geboren wurden, das durchschnittliche Schuleintrittsalter relativ niedrig; Kinder, deren Geburtstag nahe am Stichtag liegt, werden also häufig früher eingeschult.

Ein ähnliches Bild spiegelt die untere Graphik der Abbildung 2 wider. Auf Grundlage der administrativen Daten für Hessen zeigt sich wiederum, dass Schüler, die direkt nach dem Stichtag „Ende Juni“ geboren sind, im Durchschnitt früher eingeschult werden als es der Stichtag vorgibt.

## **4.2 Identifikationsstrategie**

Wir wenden eine Instrumentalvariablenstrategie (zweistufige Kleinstquadratschätzung, 2SLS) an, um den kausalen Effekt des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse zu schätzen (vgl. Greene, 2003, S. 74 ff.). Hierbei stellt das theoretische Einschulungsalter, welches sich auf Grundlage des Stichtages Ende Juni ergibt, ein „Instrument“ für das endogene Einschulungsalter dar.

Ein statistisch gültiges Instrument muss zwei Anforderungen standhalten: Es muss mit der zu erklärenden Variable (Einschulungsalter) korreliert sein und zugleich darf keine Korrelation mit unbeobachteten Faktoren vorliegen, die das Bildungser-

gebnis beeinflussen. Um zu beurteilen, ob das Instrument wirklich exogen ist, d. h. unkorreliert mit *unbeobachteten* Faktoren, die die schulischen Leistungen beeinflussen, eine Annahme, die wir nicht direkt überprüfen können, testen wir, ob die Instrumente mit *beobachteten* Variablen korreliert sind, von denen wir annehmen, dass sie die schulische Leistung beeinflussen könnten.

Tabelle 2 führt die Gruppen von Kontrollvariablen auf, die in unseren Spezifikationen enthalten sind. Man beachte, dass die Kontrollvariablen sowohl in die Regressionen der ersten Stufe (wie unten in diesem Kapitel diskutiert) als auch die Regressionen der zweiten Stufe (wie in Kapitel 5 diskutiert) eingehen. Die Auswahl der Variablen wird zum Teil durch die Verfügbarkeit in den verwendeten Datensätzen bestimmt. In der ersten Spezifikation sind außer dem Schuleintrittsalter als der zu instrumentierenden Variable keine weiteren Kontrollvariablen enthalten. Falls das Instrument (welches vor allem durch den Geburtsmonat bestimmt wird, vgl. Kapitel 2) exogen im Sinne von rein zufällig ist, sind keine weiteren Kontrollvariablen erforderlich, um mittels des 2SLS-Verfahrens den kausalen Effekt des Schuleintrittsalters auf das Bildungsergebnis zu schätzen. Allerdings können Kontrollvariablen, die den Bildungserfolg beeinflussen, die Standardfehler der Schätzwerte reduzieren.

In einer zweiten Spezifikation berücksichtigen wir deshalb als Kontrollvariable einen Indikator für das Geschlecht und bei der Schätzung mit den hessischen Daten zusätzlich verfügbare Kontrollvariablen, die sich auf regionale Indikatoren und Indikatoren für die Schuleintrittskohorte beziehen. In einer dritten Spezifikation wird ferner der kulturelle Hintergrund berücksichtigt, der entweder durch einen Migrations- oder einen Staatsangehörigkeitsindikator gemessen wird. Die vierte Spezifikation nimmt die elterliche Bildung auf, die aber nur in den IGLU-Daten bekannt ist. Schließlich fügen wir in der fünften Spezifikation Familienhintergrundvariablen hinzu, wie z.B. die Anzahl der im Elternhaus vorhandenen Bücher oder die Anzahl der Geschwister.

Dies ist wiederum nur für die IGLU-Daten möglich, da die administrativen Daten für Hessen diese Informationen nicht enthalten. Die Kontrollvariablen, die in der letzten Spezifikation hinzugefügt werden, sind möglicherweise problematisch, da sie ein Ergebnis der (potentiellen) Schülerleistung und somit endogen sein könnten.

Obwohl niedrige Korrelationen zwischen dem Instrument und den beobachtbaren Variablen die Exogenität des Instruments bekräftigen, stellen sie keine Garantie für die Exogenität dar. Neuere Erkenntnisse aus medizinischen Studien legen nahe, dass der Geburtsmonat, der unser Instrument generiert, einen direkten Einfluss auf die psychische oder physische Gesundheit haben könnte (vgl. zum Beispiel Willer *et al.*, 2005). Ferner wäre das Instrument endogen, wenn Eltern den genauen Geburtsmonat planen oder, wenn zum Beispiel Eltern mit einem bestimmten Bildungshintergrund bestimmte Geburtsmonate bevorzugen (vgl. die Diskussion in der Arbeit von Bound, Jaeger and Baker, 1995).

Aus diesen Gründen verlassen wir uns nicht ausschließlich auf einen „traditionellen“ Instrumentalvariablenansatz sondern greifen auch auf einen so genannten „unscharfen Regressions-Diskontinuitäts-Ansatz“ (fuzzy regression discontinuity design, siehe Hahn *et al.*, 2001) zurück: Dabei verengen wir das Beobachtungsfenster, so dass es nur Schüler enthält, die in den beiden Monaten um den Stichtag geboren sind (also im Juni oder im Juli). Durch diese Reduktion der Stichprobe hoffen wir jeden möglichen direkten saisonalen Einfluss, der unser Instrument zu Nichte machen könnte, zu eliminieren. So sollten auch mögliche Unterschiede in elterlichen Eigenschaften, die sich auf den Geburtszeitpunkt auswirken, minimiert werden, wenn nur Personen betrachtet werden, die in zwei aufeinander folgenden Monaten geboren werden.

In den Tabellen 3 und 4 zeigen wir einfache Korrelationen des Instruments mit den Kontrollvariablen. Korrelationen, die auf dem Zehn- oder Fünf-Prozent-Niveau



signifikant sind, wurden mit einem bzw. zwei Sternchen versehen. Aus Tabelle 3 wird deutlich, dass der absolute Wert der maximalen Korrelation in den IGLU-Daten 0.02 beträgt und somit sehr klein ist. Insgesamt gilt, dass die wenigen signifikanten Korrelationen, die vorliegen, sehr klein (nahe Null) sind. Dieses Ergebnis wird mittels der administrativen Daten für Hessen in Tabelle 4 unterstrichen: Hier ist keine Korrelation größer als 0.01. Unser Instrument, welches durch den Geburtsmonat bestimmt wird, scheint also nicht mit dem Geschlecht, dem Wohnort oder der Staatsangehörigkeit korreliert zu sein. Tabelle 3 zeigt außerdem, dass kaum eine Korrelation mit weiteren Faktoren, wie der elterlichen Bildung, der Geschwisterzahl oder der Anzahl der im Haushalt vorhandenen Bücher besteht.

### **4.3 Regressionen der Ersten Stufe des 2SLS-Schätzverfahrens**

Nachdem wir die Exogenität unseres Instruments diskutiert haben, überprüfen wir nun die zweite Bedingung eines validen Instruments, nämlich die (partielle) Korrelation mit der Variablen, die zu instrumentieren ist (d.h. mit dem Schuleintrittsalter). Die Tabellen 5 und 6 enthalten die Koeffizienten des Instruments und die  $F$ -Statistiken der Tests auf Signifikanz des Instruments für die Regressionen der ersten Stufe des 2SLS-Schätzverfahrens. Eine Daumenregel besagt, dass eine  $F$ -Statistik, die kleiner ist als ein Wert von etwa zehn, ein Schwaches-Instrumentenproblem anzeigt (Staiger und Stock, 1997; Stock, Wright und Yogo, 2002).<sup>16</sup> Die Tabellen zeigen die  $F$ -Statistik für die verschiedenen Spezifikationen, die in Kapitel 4.2 beschrieben wurden.

---

<sup>16</sup> Wenn Instrumente schwach sind, hat das 2SLS-Schätzverfahren einen hohen Standardfehler und die Inferenz unter Verwendung asymptotischer Näherungen für die Standardfehler ist nicht verlässlich. Zudem kann bereits eine geringe Korrelation des Instruments mit dem Fehlerterm der Ergebnisgleichung zu signifikanten Inkonsistenzen führen, wenn die Instrumente schwach sind (vgl. Bound, Jaeger und Baker, 1995). D.h. 2SLS ist grundsätzlich bei schwachen Instrumenten kein geeignetes Schätzverfahren.

Aus den Tabellen 5 und 6 wird deutlich, dass die  $F$ -Statistiken oberhalb des Grenzwerts von zehn liegen. Ferner kann der Grad der „Befolgung“ des Juni-Stichtags (d.h. die so genannte „compliance“) den Tabellen entnommen werden. Betrachtet man das engste Stichprobenfenster, welches sich auf Personen bezieht, die im Juni und Juli geboren sind, so zeigt sich ein signifikanter Grad der Regelbefolgung mit einem Koeffizienten von 0.40 in den IGLU-Daten (Tabelle 5) und 0.41 in den administrativen Daten für Hessen (Tabelle 6). In diesen „Diskontinuitäts-Stichproben“ kann dies derart interpretiert werden, dass etwa 40 Prozent der Schüler dem Juni-Stichtag entsprechend eingeschult werden. Der Koeffizient wird etwas höher, wenn das Stichprobenfenster ausgeweitet wird, sodass auch Schüler, die vor Ende September geboren sind, in der Stichprobe enthalten sind. Man beachte, dass bei Verwendung der gesamten Stichprobe der Grad der Stichtagsbefolgung (compliance) sowohl vom Verhalten der Individuen, die um den Stichtag herum geboren sind, als auch der Personen, die in Monaten wie Januar oder April geboren wurden, die relativ weit vom Juni-Stichtag entfernt liegen, beeinflusst wird. Dabei erwarten wir, dass die Abweichung des tatsächlichen Einschulungsalters vom theoretischen Einschulungsalter für Personen, die in Monaten geboren sind, die weiter vom Stichtag entfernt liegen, relativ gering ist (vgl. Abbildung 2). So ist es nicht verwunderlich, dass der Koeffizient der ersten Stufe in der Gesamtstichprobe mit einem Wert von 0.49 etwas höher ist als in den engeren Stichprobenfenstern. Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Schätzkoeffizienten der ersten Stufe und die entsprechenden  $F$ -Statistiken das in Abbildung 1 gezeigte Bild bestätigen, welches nahe legt, dass sich das Einschulungsalter in beträchtlichem Maß (aber nicht vollständig) an dem Juni-Stichtag orientiert.

Es sei ferner festgehalten, dass die verwendete Methode der 2SLS-Schätzung den kausalen Effekt des Schuleintrittsalters identifiziert, indem lediglich die exogene

Variation des Einschulungsalters der „Regelbefolger“ (compliers) verwendet wird, d.h. derjenigen Schüler, die auf Variationen des Instruments reagieren (Imbens and Angrist, 1994). Obwohl das 2SLS-Modell implizit annimmt, dass der Einschulungsalterseffekt in der Grundgesamtheit homogen ist, ist der Schätzer ein Äquivalent des „lokalen durchschnittlichen Maßnahmeeffektes“ (local average treatment effect, LATE) wie er in der Arbeit von Imbens und Angrist (1994) für binäre Instrumente dargestellt wird.<sup>17</sup> So kann es sein, dass die Ergebnisse, die im Folgenden diskutiert werden, nicht für die gesamte Schülerpopulation repräsentativ sind. Die Schüler, die „keine Regelbefolger“ (non-compliers) sind, sind wahrscheinlich entweder besonders leistungsschwache Schüler, die später eingeschult werden als es die Stichtagsregelung vorsieht oder leistungsstarke Schüler, die früher eingeschult werden bzw. Kinder von Eltern, die bestimmte (abweichende) Präferenzen bezüglich des Einschulungsalters ihres Nachwuchses haben. Trotz dieses Einwandes ist unser Instrument aus statistischer Sicht korrekt: Wie gezeigt wurde, liegt ihm plausiblerweise eine exogene Variation zu Grunde und die (partielle) Korrelation mit dem Einschulungsalter ist beträchtlich. Im nächsten Abschnitt werden die Ergebnisse der zweiten Stufe der 2SLS-Schätzung diskutiert.

## **5 Auswirkungen des Schuleintrittsalters auf die Bildungsergebnisse**

### **5.1 Ergebnisse der einfachen Kleinstquadrateschätzung**

Die Tabellen 7 und 8 dokumentieren die geschätzten Effekte des Schuleintrittsalters auf die gemessenen Bildungsergebnisse. Es liegen Regressionen mit unterschiedlichen Kontrollvariablen zu Grunde, wobei die erste Tabellenzeile sich jeweils auf die

---

<sup>17</sup> Alternativ zu dem dargestellten Instrument haben wir die Schätzungen auch mit weiteren Instrumenten durchgeführt, die andere mögliche Stichtage zu Grunde legen. Die Ergebnisse sind in der ursprünglichen Diskussionspapierversion der vorliegenden Studie dargelegt (Puhani und Weber, 2005). Wir nehmen an, dass Individuen, die auf die Stichtagsregelung Ende Juni reagieren, reprä-

Spezifikation ohne Kontrollvariablen bezieht und die letzte Tabellenzeile den Effekt der Regression mit allen verfügbaren Kontrollvariablen wiedergibt (vgl. Tabelle 2). Es sei noch einmal darauf hingewiesen, dass die IGLU-Daten sich auf das Testergebnis des Lesetests beziehen, während die Ergebnisvariable der administrativen Daten für Hessen der weiterführende Schulzweig ist. Im letzteren Fall kodieren wir die Ergebnisvariable mit den implizierten Schuljahren, die zum Abschluss des Sekundarschulzweigs erforderlich sind (2SLS-Schätzung) und alternativ als binäre Variable, die den Besuch eines Gymnasiums indiziert (Probit-IV-Schätzung).

Die ersten Spalten der Tabellen 7 und 8 beziehen sich jeweils auf die einfachen Kleinstquadrateschätzungen für die vollständige Stichprobe, wobei der Endogenität des Einschulungsalters noch nicht Rechnung getragen wird. Es zeigt sich, dass diese Schätzungen für beide Datensätze zu negativen und signifikanten Einschulungsalterskoeffizienten führen, wenn keine Kontrollvariablen berücksichtigt werden (Spezifikation 1). Dies bedeutet, dass die Bildungsergebnisse negativ mit dem Einschulungsalter korreliert sind: Schüler, die relativ spät eingeschult werden, erzielen demnach schlechtere Bildungsergebnisse als Schüler, die früher eingeschult werden. Allerdings wird in den Tabellen 7 und 8 demonstriert, dass die entsprechenden Schätzkoeffizienten umso kleiner sind, je mehr Kontrollvariablen in den Regressionsgleichungen enthalten sind (Spezifikationen 2 ff.). Dies ist ein Hinweis für die Endogenität des Einschulungsalters; d.h. das tatsächliche Einschulungsalter hängt von Faktoren ab, die wiederum für die Bildungsergebnisse von Bedeutung sind. Aus diesem Grund ist es erforderlich, den Instrumentalvariablenansatz heranzuziehen, um den kausalen Effekt des Einschulungsalters zu schätzen.

---

sentativer für den durchschnittlichen Schüler sind als Individuen, die auf andere Stichtage reagieren.

## 5.2 Ergebnisse der Instrumentalvariablenschätzung

Was geschieht nun, wenn wir die in Kapitel 4 erläuterte 2SLS-Schätzung anwenden? Ein Blick auf die Tabellen 7 und 8 zeigt, dass sich das Vorzeichen des relevanten Schätzkoeffizienten umkehrt, und dass der positive Effekt in allen Spezifikationen und in beiden Datensätzen signifikant ist. Ferner ist festzustellen, dass die Differenzen der Punktschätzer unterschiedlicher Stichprobenfenster geringer sind als eine Standardabweichung des engsten Stichprobenfensters, und dass die Größe des geschätzten Effekts kaum mit der Wahl der Kontrollvariablen variiert (d.h. zwischen den unterschiedlichen Spezifikationen). So ist die Variation der 2SLS-Schätzkoeffizienten innerhalb einer Spalte zumeist geringer als jeder der geschätzten Standardfehler in dieser Spalte. Im Folgenden werden die Ergebnisse für beide Datensätze getrennt im Detail erläutert.

Wie in Kapitel 4.2 erklärt wurde, führt die Berücksichtigung zusätzlicher Kontrollvariablen in den 2SLS-Regressionen zumeist zu einer Reduktion des Standardfehlers des geschätzten Einschulungsalterskoeffizienten. Ein Hauptergebnis der Tabelle 8 ist, dass der geschätzte Effekt des Einschulungsalters im engsten Stichprobenfenster zwischen 25.8 und 29.0 Testpunkten liegt und in den weiteren Stichprobenfenstern relativ robust ist (zwischen 26.8 und 34.3).

Wie können diese Ergebnisse nun interpretiert werden? Ein repräsentativer Schätzkoeffizient (basierend auf dem engsten Stichprobenfenster) liegt bei etwa 27 Testpunkten. Das heißt die Leistung im entsprechenden Lesetest in der vierten Klasse erhöht sich für Schüler, die ein Jahr später eingeschult werden (also mit etwa sieben anstatt mit sechs Jahren), um etwa 27 Punkte. Die Größenordnung entspricht zwei Fünftel einer Standardabweichung der IGLU-Testpunkte. Um eine Intuition zu erhalten, was diese Größenordnung bedeutet, kann man die Differenz der Testergebnisse der PISA-Studie für unterschiedliche Sekundarschulzweige heranziehen. In

der PISA-Studie wurde (unter anderem) die Lesekompetenz von Neuntklässlern getestet.<sup>18</sup> Die Differenz der Testpunkte von Schülern des Gymnasiums und der Realschule beträgt dabei 0.78 Standardabweichungen. Die entsprechende Differenz der Realschüler und Hauptschüler beträgt 1.01 Standardabweichungen (vgl. Baumert *et al.*, 2003). Somit impliziert der von uns geschätzte Effekt, dass das ein Jahr höhere Einschulungsalter die Lesekompetenz um mehr als die Hälfte der Differenz der durchschnittlichen Leistung der Gymnasiasten und der Realschüler erhöht. Dies ist ein bedeutender Effekt, der zudem eine plausible Erklärung dafür bietet, warum das Einschulungsalter auch die Wahl der weiterführenden Sekundarschulform beeinflusst.

Tabelle 8 bezieht sich auf die geschätzte Auswirkung des Einschulungsalters auf die Wahl der weiterführenden Schule. Wie bereits erläutert, bezieht sich die Ergebnisvariable hierbei auf den mit Schuljahren kodierten Sekundarschulzweig (siehe Kapitel 3.2). Alternativ zeigen wir die Ergebnisse von Probit-Instrumentalvariablen-schätzungen, die verdeutlichen, wie sich die Wahrscheinlichkeit, ein Gymnasium (anstatt einer alternativen Sekundarschulform) zu besuchen mit dem höheren Einschulungsalter (sieben anstatt sechs Jahre) verändert. Für die Berechnung der Differenz der Wahrscheinlichkeiten setzen wir dabei für die Kontrollvariablen deren Mittelwerte ein.

Auch dank der hohen Beobachtungszahl in dem administrativen Datensatz für Hessen (wir beobachten die Grundgesamtheit) sind alle in Tabelle 8 dokumentierten Effekte signifikant. Die 2SLS-Schätzung für verschiedene Stichprobenfenster führt zu robusten Effekten, die für das engste Stichprobenfenster zwischen 0.37 und 0.40 und für die weiteren Fenster zwischen 0.41 und 0.45 liegen. Zwischen den Schätzergebnissen, die unterschiedliche Kontrollvariablen berücksichtigen, besteht nur eine ge-

---

<sup>18</sup> Wir verwenden die PISA-Daten nicht für unsere Schätzungen, da in ihnen relevante Informationen

ringe Variation.<sup>19</sup> Demnach erhöht sich die Anzahl an Sekundarschuljahren um etwa ein halbes Jahr (fünf Monate), wenn ein Schüler mit etwa sieben anstatt mit sechs Jahren eingeschult wird. Dieser Effekt entspricht einer Erhöhung der Wahrscheinlichkeit, ein Gymnasium zu besuchen (anstatt einer Realschule), um etwa 13 Prozentpunkte.<sup>20</sup>

Tabelle 8 zeigt zusätzlich die Ergebnisse der Probit-Instrumentalvariablenmodelle für die Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium (anstatt alternativer Schulformen) zu besuchen. Der geschätzte Effekt eines ein Jahr höheren Einschulungsalters beträgt in diesen Schätzungen 12 Prozentpunkte, wenn wir die engeren Stichprobenfenster betrachten, bzw. zwischen 10 und 11 Prozentpunkte für die gesamte Stichprobe. Damit zeigt sich, dass verschiedene Schätzverfahren zu einem übereinstimmenden Ergebnis gelangen.

Es ist allerdings zu beachten, dass der Anteil der späteren *Absolventen* des Gymnasiums an den Schülern, die in der Unterstufe das Gymnasium besuchen, nicht bekannt ist. Ein ungefährender Wert, den wir aus den vorliegenden administrativen Daten für Hessen abschätzen können, legt nahe, dass etwa 20 Prozent der Schüler, die in der 6. Klasse auf dem Gymnasium sind, dieses vor Vollendung der zehnten Klasse abbrechen. Leider liegen unseres Wissens keine (Panel-)Daten oder offiziellen Sta-

---

nicht vorhanden sind.

<sup>19</sup> Die dokumentierten Koeffizienten sind vergleichbar (aber etwas höher), wenn wir eine Stichprobe zu Grunde legen, die auch Schüler enthält, die noch in der Grundschule sind. Wenn wir Grundschüler einbeziehen (mit einer Kodierung von 4), liegt der Koeffizient für das engste (weiteste) Stichprobenfenster zwischen 0.43 und 0.46 (0.46 und 0.49). In einer weiteren Robustheitsüberprüfung schließen wir Schüler in Gesamt- und Sonderschulen aus. In diesem Fall liegen die geschätzten Effekte zwischen 0.36 und 0.39 (0.42 und 0.47).

<sup>20</sup> Der geschätzte Effekt wird möglicherweise sowohl dadurch erzeugt, dass die Wahrscheinlichkeit, eine Realschule zu besuchen gegenüber der Wahrscheinlichkeit eines Hauptschulbesuchs steigt als auch dadurch, dass die Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs gegenüber der Wahrscheinlichkeit des Realschulbesuchs zunimmt. Um herauszufinden, welcher Effekt überwiegt, schätzen wir zum einen lineare Wahrscheinlichkeitsmodelle des Gymnasial- versus des Realschul- und Hauptschulbesuchs und zum anderen des Gymnasial- oder Realschul- versus des Hauptschulbesuchs. Die geschätzten Koeffizienten ermitteln wir wiederum über eine 2SLS-Schätzung mit dem bekannten Instrument. Die Ergebnisse zeigen, dass der Effekt des ersten Modells zwischen 11 und 13 Prozentpunkten liegt. Im zweiten Fall liegt der Effekt zwischen 2 und 3 Prozentpunkten. Diese Ergebnisse sind für

tistiken vor, die es ermöglichen würden, genauere Abbrecherzahlen (bis in die Jahrgangsstufe 13) zu berechnen. Jedoch legen nach Kohorten getrennt geschätzte Effekte nahe, dass es keinen abnehmenden Trend in der Größe des Einschulungsaltereffekts für ältere Kohorten gibt. Zusammenfassend zeigt sich also, dass die verfügbaren Daten keinen Hinweis darauf ergeben, dass die Durchlässigkeit zwischen den Sekundarschulformen den Einschulungsaltereffekt langfristig neutralisiert, den wir für die Sekundarschüler in unserer Stichprobe erhalten haben.

### 5.3 Ergebnisse für Untergruppen

Nachdem wir robuste Evidenz dafür erhalten haben, dass ein relativ höheres Einschulungsalter die Bildungsergebnisse verbessert, führen wir nun Analysen für *Teilgruppen* von Schülern durch. Tabelle 9 bezieht sich auf die entsprechenden Ergebnisse, die wir auf Grundlage der IGLU-Daten geschätzt haben: Die Schätzkoeffizienten der ersten und zweiten Stufe werden für Jungen und Mädchen mit und ohne Migrationshintergrund und für Kinder, deren Eltern eine bzw. keine akademische Bildung besitzen, getrennt ausgewiesen. Die Ergebnisse werden wiederum für verschiedene Stichprobenfenster angegeben, wobei jeweils die Gesamtstichprobe oder die enge Diskontinuitäts-Stichprobe zu Grunde liegt. Aus Gründen der Übersichtlichkeit zeigen wir nur Effekte, die sich auf die Spezifikation mit allen Kontrollvariablen beziehen (Spezifikation 5).

Ein Hauptergebnis der Untergruppen-Analyse auf Grundlage der IGLU-Daten ist, dass Jungen ohne Migrationshintergrund stärker von einem höheren Einschulungsalter profitieren als Mädchen ohne Migrationshintergrund: Die entsprechenden Koeffizienten betragen 42.9 versus 16.2 in der kompletten Stichprobe. Auf Grund der

---

verschiedene Spezifikationen signifikant und sehr robust. Aus diesem Grunde scheint das Einschulungsalter insbesondere für den Übergang auf das Gymnasium von Bedeutung zu sein.



eingeschränkten Stichprobengrößen und den hohen Standardfehlern (zwischen 5.9 und 62.1) sind die Teilgruppen-Koeffizienten nur bedingt aussagekräftig (besonders in den Diskontinuitäts-Stichproben, in denen die Beobachtungszahl relativ klein ist). Aus diesen genannten Gründen führen die Schätzungen für Jungen mit Migrationshintergrund (Gesamtstichprobe), Mädchen mit Migrationshintergrund (Gesamt- und Diskontinuitätsstichprobe), Mädchen ohne Migrationshintergrund (Diskontinuitätsstichprobe) und für Schüler, deren Eltern eine akademische Bildung besitzen (Diskontinuitätsstichprobe), vermutlich auch nicht zu signifikanten Effekten.

Wiederum gilt es zu beachten, dass unser 2SLS-Schätzverfahren nur den Effekt für die Regelbefolger (compliers) identifiziert. Demnach kann es sein, dass die geschätzten lokalen durchschnittlichen Maßnahmeeffekte (local average treatment effects) nicht repräsentativ für die Untergruppen sind. Dies wäre zum Beispiel der Fall, wenn Schüler mit Migrationshintergrund zumeist spät eingeschult werden, so dass die Gruppe der Regelbefolger eine kleine und nicht repräsentative Untergruppe darstellt. Die Koeffizienten der ersten Stufe legen jedoch nahe, dass dieses Problem nicht vorliegt: Der Grad der Regelbefolgung ist für die meisten Untergruppen vergleichbar (vor allem, wenn man die Gesamtstichproben betrachtet) und die entsprechenden Koeffizienten liegen überwiegend zwischen 0.44 and 0.56. Ausnahmen stellen Mädchen mit einem Migrationshintergrund und Individuen, deren Eltern eine akademische Bildung besitzen, dar, für die der Grad der Regelbefolgung etwas niedriger ist (0.38 bzw. 0.35 in der Gesamtstichprobe).

Tabelle 10 enthält die Ergebnisse der Untergruppen-Analyse, die auf den administrativen Daten für Hessen basieren. Die Darstellung ist analog zu Tabelle 9. Mittels der hessischen Daten bestätigt sich das auf Grundlage der IGLU-Daten erhaltene Ergebnis, dass Schüler ohne Migrationshintergrund stärker von einem höheren Einschulungsalter profitieren als Mädchen ohne Migrationshintergrund, nicht. Aller-

dings stellt dies nicht notwendigerweise einen Widerspruch dar, da sich das Maß aus den IGLU-Daten nur auf die Lesekompetenz bezieht, während das Niveau der Sekundarschule ein allgemeineres Maß für den Bildungserfolg ist.

Die Daten für Hessen ermöglichen es, die Effekte getrennt für Gruppen verschiedener Nationalitäten zu schätzen. Wir unterscheiden folgende Gruppen: Deutsche, Türken, Schüler aus überwiegend muslimischen Ländern (ohne Türkei), Italiener und Griechen und Schüler aus den Ländern des ehemaligen Jugoslawiens. Da die Stichprobengröße für alle Gruppen mit Ausnahme der Deutschen und Türken unter 1.600 (Gesamtstichproben) bzw. 300 (Diskontinuitätsstichproben) fällt, sind die Standardfehler der Koeffizienten in der zweiten Stufe sehr hoch (zwischen 0.26 und 0.76), sodass die geschätzten Effekte wiederum nur sehr bedingt aussagekräftig sind. Die eingeschränkte Stichprobengröße ist auch der Grund dafür, dass wir auf eine Darstellung hier nicht berücksichtigter Nationalitätengruppen verzichten.

Die Koeffizienten der ersten Stufe sind für fast alle Untergruppen dem für die Kompletstichprobe geschätzten Effekt ähnlich. Ausnahmen stellen die Schülerinnen und Schüler aus überwiegend muslimischen Ländern (ohne Türkei) dar, wobei die Regelbefolgung geringer ist als in der Kompletstichprobe (die Koeffizienten der Gesamtstichprobe liegen für diese Gruppen zwischen 0.35 und 0.36 verglichen mit den sonstigen Werten, die zwischen 0.45 und 0.52 liegen). Obwohl die *F*-Statistiken nahe legen, dass die Instrumente für diese beiden Gruppen nicht so stark sind, lassen die marginal signifikanten Punktschätzungen für die Schülerinnen vermuten, dass diese stärker von einem höheren Einschulungsalter profitieren als Deutsche. Diese Interpretation ist allerdings auf Grund der hohen Standardfehler der geschätzten Koeffizienten eher spekulativ, da die Differenz nicht statistisch signifikant ist. Ebenso ist der geringere Punktschätzer für türkische (verglichen mit deutschen) Schülerinnen und Schülern mit einem hohen Standardfehler verbunden, sodass diese Differenz eben-

falls nicht signifikant ist. Für die Gruppen aus Italien und Griechenland und dem ehemaligen Jugoslawien sind die Einschulungsalterseffekte nicht signifikant. Einzig in der Gesamtstichprobe gilt, dass der geschätzte Effekt für Schülerinnen aus dem ehemaligen Jugoslawien signifikant und sehr hoch ist (0.95), wobei der Standardfehler aber beträchtlich ist (0.41).

Um herauszufinden, ob die Insignifikanz der meisten Teilgruppeneffekte durch die relativ geringen Stichprobengrößen erklärt werden kann, haben wir eine Zufallsauswahl aus der Gruppe der deutschen Schüler gezogen, von der wir wissen, dass der Einschulungsalterseffekt signifikant ist. Ergebnisse, die auf zufälligen Teilstichproben dieser Schüler basieren, zeigen, dass die geschätzten Effekte nicht mehr robust (und zumeist insignifikant) sind, wenn die Stichprobengröße unter 1.500 Beobachtungen fällt. Demnach gilt für die meisten der oben betrachteten ausländischen Teilgruppen (mit Ausnahme der Schüler türkischer Nationalität in der Gesamtstichprobe), dass die Ergebnisse kaum aussagekräftig sind.

## **6 Schlussfolgerungen**

Auf Grundlage von Instrumentalvariablenschätzungen wurde gezeigt, dass eine Einschulung mit einem relativ höheren Alter im gegenwärtigen deutschen Schulsystem die Bildungsergebnisse positiv und statistisch signifikant beeinflusst. So erhöht sich das IGLU-Testergebnis um etwa 0.40 Standardabweichungen, wenn ein Schüler mit etwa sieben anstatt mit sechs Jahren eingeschult wurde (d.h. ein Jahr später auf Grund der bestehenden Stichtagsregelung). Diese Größenordnung entspricht mehr als der Hälfte des Unterschieds der durchschnittlichen Ergebnisse von Gymnasiasten und Realschülern in der PISA-Studie der OECD. Ergebnisse auf Grundlage administrativer Daten für das Bundesland Hessen legen außerdem nahe, dass der Einschulungsalterseffekt sich auf den weiteren Bildungsweg auswirkt. So steigt für älter Ein-

geschulte die Wahrscheinlichkeit des Besuchs eines Gymnasiums (gegenüber der Real- oder Hauptschule) um etwa zwölf Prozentpunkte.

Unsere Ergebnisse sind mit den Befunden der Arbeiten von Fredriksson und Öckert (2005) und Bedard und Dhuey (2006), vergleichbar, die ähnliche Analysen für Schweden bzw. für die internationalen TIMSS-Daten und Daten für die USA und Kanada durchführen: Fredriksson and Öckert (2006) erhalten das Ergebnis, dass ein um ein Jahr höheres Einschulungsalter die Leistungen von Neuntklässlern um 0.2 Standardabweichungen erhöht. Ähnlich liegen die Effekte für Viertklässler in der Arbeit von Bedard und Dhuey (2006) zwischen 0.2 und 0.5 Standardabweichungen. Ferner erhält die Studie von Strøm (2004) einen Effekt von 0.2 Standardabweichungen für 15-16-jährige Schüler in Norwegen in der PISA-Studie.<sup>21</sup>

Allerdings weichen die positiven Effekte, die unsere und die anderen besagten Studien dokumentieren, von den negativen oder neutralen Ergebnissen ab, die die Arbeiten von Angrist und Krueger (1992) und Mayer und Knutson (1999) für die USA erhalten. Die unterschiedlichen Ergebnisse für die USA können dabei teilweise durch die Tatsache erklärt werden, dass der Geburtsmonat in diesem Land (und anders als in Deutschland) nicht nur das Einschulungsalter sondern auch die Pflichtschulzeit beeinflusst. Allerdings sind in der genannten Literatur für die USA auch neutrale oder negative Effekte des Einschulungsalters auf die über die Pflichtschulbildung hinausgehende schulische Bildung dokumentiert.

---

<sup>21</sup> Die von uns auf Grundlage der IGLU-Daten geschätztem Effekte (0.4 Standardabweichungen) liegen am oberen Ende der dokumentierten Ergebnisspanne der anderen Länder. Die Ergebnisse für elf Länder aus Tabelle 3 der Studie von Bedard and Dhuey (2005) und die Ergebnisse der Arbeit von Fredriksson und Öckert (2005) für Schweden zeigen ferner, dass der Regelbefolgungsgrad in Deutschland relativ gering ist. Da wir einen „lokalen durchschnittlichen Maßnahmeeffekt“ schätzen, kann es sein, dass die Regelbefolger (compliers) in Deutschland weniger repräsentativ für die Gesamtbevölkerung sind als in anderen Ländern. Dies könnte ein möglicher Grund (neben weiteren Gründen wie den Unterschieden in den Schulsystemen, Unterschieden in den Stichproben etc.) sein, warum die Punktschätzer für verschiedene Länder unterschiedlich ausfallen. In der Tat besteht eine leicht negative Korrelation zwischen den Koeffizienten der ersten und zweiten Stufe, die in der Arbeit von Bedard and Dhuey (2006) in Tabelle 3 dokumentiert sind. Die Korrelation beträgt -0.19 für die Leistungen in Naturwissenschaften bzw. -0.02 für die Mathematikleistungen in der TIMSS-Studie. Wir danken Peter Fredriksson für den Hinweis auf diesen Sachverhalt.

Unter dem Aspekt, dass derzeit ein Trend zur früheren Einschulung in Deutschland besteht, haben wir zusätzlich zu unseren ökonometrischen Analysen eine kleine Telefonumfrage unter 25 Schulleiterinnen und Schulleitern in Hessen durchgeführt. Dabei wurden die Ergebnisse der vorliegenden Studie erläutert und die Kontaktpersonen wurden gebeten, dazu Stellung zu nehmen.<sup>22</sup> Zwei dieser 25 Schulen wiesen die Besonderheit aus, dass es an ihnen Vorklassen gibt. Die Kontaktpersonen dieser Schulen erklärten, dass dieses System sehr geeignet sei, um auf die Bedürfnisse der jungen Schüler einzugehen. In einer weiteren Schule konnten wir keine klare Aussage erhalten, wohingegen die Kontaktpersonen der restlichen 22 Schulen, die traditionelle Grundschulen sind, zu 95 Prozent (21 von 22) bestätigten, dass die vorgelegten Ergebnisse plausibel seien. Zusätzlich gaben 21 Kontaktpersonen Erklärungen, die sich damit zusammenfassen lassen, dass älter eingeschulte Kinder reifer sind, sich besser (über längere Zeit) konzentrieren können, besser organisiert und weniger verspielt sind sowie besser mit Frustrationen umgehen können. Nur 18 Prozent der Kontaktpersonen (vier von 22) gaben an, dass auch relative Alterseffekte von Bedeutung seien, während die restlichen Personen betonten, dass (nur) die persönliche Reife von Bedeutung sei.<sup>23</sup> Die Kontaktpersonen sprachen sich mehrheitlich gegen eine frühere Einschulung im gegenwärtigen Schulsystem aus, befürworteten aber Einrichtungen für junge Kinder, wie etwa die Vorklassen in Hessen.

In einem weiteren Telefoninterview unter zehn Schulleiterinnen und Schulleitern behaupteten wir, dass wir das Gegenteil unseres tatsächlichen Ergebnisses erhalten hätten, um zu sehen, ob die Aussagen der Kontaktpersonen dadurch beein-

---

<sup>22</sup> 30 Telefonnummern von Grundschulen wurden zufällig aus dem hessischen Schulverzeichnis gezogen. Zu 25 der ausgewählten Schulen konnte Kontakt hergestellt werden (die Vertreter dreier Schulen wollten kein Telefoninterview geben und in zwei Schulen konnte keine Kontaktperson erreicht werden).

flusst werden.<sup>24</sup> Es zeigte sich jedoch, dass die Einstellungen der Schulleiter nicht durch die Art der Fragestellung beeinflussbar waren. Abermals war die mehrheitliche Antwort, dass es jung eingeschulten Kindern häufig an persönlicher (Schul-)Reife mangle.

Alles in allem haben unsere statistischen Analysen gezeigt, dass die Schätzergebnisse sehr robust sind. Allerdings muss berücksichtigt werden, dass negative (Bildungs-)Effekte eines früheren Schuleintritts gegen andere ökonomische Effekte (z.B. ein höheres individuelles Lebenseinkommen durch einen früheren Arbeitsmarkteintritt) abgewogen werden müssen. Um den ökonomischen Netto-Effekt abzuschätzen, wären umfangreiche Datenquellen zu Arbeitsverdiensten, Einschulungsalter und Bildungsergebnissen erforderlich, die leider nicht verfügbar sind.

Es sei abschließend erwähnt, dass die gewählte Identifikationsstrategie keine Unterscheidung von absoluten und relativen Alterseffekten zulässt. Die Studie von Fredriksson and Öckert (2005), die auf umfangreichen schwedischen Daten basiert, legt jedoch nahe, dass absolute Alterseffekte überwiegen.

Letztlich gilt es festzuhalten, dass die präsentierten Ergebnisse auf keinen Falls als Evidenz gegen frühkindliches Lernen *per se* interpretiert werden sollen. Die optimale Organisation frühkindlicher Bildungsinstitutionen ist eine weitere interessante Forschungsfrage, die in der Zukunft untersucht werden könnte, wenn entsprechende Daten zur Verfügung stehen würden.

---

<sup>23</sup> Dies ist konsistent mit Ergebnissen von Fredriksson und Öckert (2005) für Schweden, wonach absolute Alterseffekte relative Effekte dominieren.

<sup>24</sup> Wir danken Dominique Meurs für den Vorschlag dieser Strategie.

## Literaturverzeichnis

- Angrist JD (2004) American Education Research Changes Tack. *Oxford Review of Economic Policy* 20:198-212
- Angrist JD, Krueger AB (1992) The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: An Application of Instrumental Variables With Moments From Two Samples. *Journal of the American Statistical Association* 87:328-335
- Baumert J, Trautwein U, Artelt C (2003) Schulumwelten – institutionelle Bedingungen des Lehrens und Lernens. In: Deutsches PISA-Konsortium (Hrg.): *PISA 2000. Ein differenzierter Blick auf die Länder der Bundesrepublik Deutschland*. Verlag Leske + Budrich, Opladen, 261-331
- Bedard K, Dhuey E (2006) The Persistence of Early Childhood Maturity: International Evidence of Long-Run Age Effects. Working Paper: Department of Economics University of California, Santa Barbara; erscheint in: *Quarterly Journal of Economics*
- Bertram T, Pascal C (2002) *Early Years Education: An International Perspective*. Qualifications and Curriculum Authority, London
- Bos W, Lankes EM, Prenzel M, Schwippert K, Walther G, Valtin R (2003) *Erste Ergebnisse aus IGLU*. Waxmann Verlag, Münster
- Bound J, Jaeger DA, Baker RM (1995) Problems with Instrumental Variables Estimation When the Correlation Between the Instruments and the Endogenous Explanatory Variables is Weak. *Journal of the American Statistical Association* 90:443-450
- Cunha, F, Heckman JJ, Lochner L, Masterov DV (2006) Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation. In: Hanushek E, Welch F (Hrg.) *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier, North-Holland, im Erscheinen
- Currie J (2001): Early Childhood Education Programs. *Journal of Economic Perspectives* 15:213-238
- Del Bono E, Galindo-Rueda F (2004) Do a Few Months of Compulsory Schooling Matter? The Education and Labour Market Impact of School Leaving Rules. IZA Discussion Paper No. 1233
- Dustmann C (2004) Parental Background, Secondary School Track Choice, and Wages. *Oxford Economic Papers* 56:209–230
- Fertig M, Kluve J (2005) The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment in Germany. IZA Discussion Paper No. 1507
- Fredriksson P, Öckert B (2005) Is Early Learning Really More Productive? The Effect of School Starting Age on School and Labour Market Performance. IZA Discussion Paper No. 1659
- Gonzalez EJ and Kennedy AM (2003) *PIRLS 2001 User Guide for the International Database*. International Study Center, Lynch School of Education, Boston College, Boston
- Graue ME, DiPerna J (2000) Redshirting and Early Retention: Who Gets the “Gift of Time” and What Are Its Outcomes?. *American Educational Research Journal* 37:509-534
- Greene WH (2003): *Econometric Analysis*. Fifth Edition, Prentice Hall, New Jersey
- Hahn J, Todd P, Van der Klaauw W (2001) Identification and Estimation of Treatment Effects With a Regression-Discontinuity Design. *Econometrica* 69:201-209

- Hanushek EA, Wößmann L (2006) Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality?: Differences-in-Differences Evidence Across Countries. *Economic Journal* 116:63-76.
- Hutchison D, Sharp C (1999) A Lasting Legacy? The Persistence of Season of Birth Effects. NFER Conference Paper, British Educational Research Association Conference, University of Brighton
- Imbens GW, Angrist JD (1994) Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects. *Econometrica* 62:467-475
- Jimerson, S, Carlson E, Rotert M, Egeland B, Sroufe LA (1997) A Prospective, Longitudinal Study of the Correlates and Consequences of Early Grade Retention. *Journal of School Psychology* 35:3-25
- Kern A (1951) *Sitzenbleiberelend und Schulreife*. Verlag Herder, Freiburg
- Kinard EM, Reinherz H (1986) Birthdate Effects on School Performance and Adjustment: A Longitudinal Study. *Journal of Educational Research* 79:366-372
- Leuven E, Lindahl M, Oosterbeek H, Webbink D (2004) New evidence on the effect of time in school on early achievement. HEW 0410001, Economics Working Paper Archive at WUSTL
- May DC, Kundert DK, Brent D (1995) Does Delayed School Entry Reduce Later Grade Retentions and Use of Special Education Services?. *Remedial and Special Education* 16:288-294
- Mayer S, Knutson D (1999) Does the Timing of School Affect How Much Children Learn?. In: Mayer S, Peterson P (Hrg.) *Earning and Learning: How Schools Matter*. Brookings Institution Press, Washington D.C., pp. 79-102.
- Morrison FJ, Griffith EM, Alberts DM (1997) Nature-Nurture in the Classroom: Entrance Age, School Readiness, and Learning in Children. *Development Psychology* 33:254-262
- Proctor TB, Black KN, Feldhusen JF (1986) Early Admission of Selected Children to Elementary School: A Review of the Research Literature. *Journal of Education Research* 80,70-76
- Puhani PA, Weber AM (2005) Does the Early Bird Catch the Worm? Instrumental Variable Coefficients of Educational Effects of Age of School Entry in Germany. IZA Discussion Paper No. 1827
- Sharp C (2002) School Starting Age: European Policy and Recent Research, NFER Conference Paper, presented at the LGA seminar 'When Should Our Children Start School?'. LGA Conference Centre, London
- Staiger D, Stock JH (1997) Instrumental Variables Regression with Weak Instruments. *Econometrica* 65:557-586
- Stipek D (2002) At What Age Should Children Enter Kindergarten? A Question for Policy Makers and Parents. *Social Policy Report* 16,3-16
- Stipek D, Byler P (2001) Academic achievement and social behaviors associated with age of entry into kindergarten. *Applied Developmental Psychology* 22:175-189
- Stock JH, Wright JH, Yogo M (2002) Survey of Weak Instruments and Weak Identification in Generalized Method of Moments. *Journal of Business and Economic Statistics* 4:518-529



- Strøm B (2004) Student achievement and birthday effects. Mimeo, Norwegian University of Science and Technology
- Willer CW, Dymont DA, Sadovnick AD, Rothwell PM, Murray TJ, Ebers GC (2005) Timing of Birth and Risk of Multiple Sclerosis: Population Based Study. *British Medical Journal* 330:120-123
- Zill N, Loomis LS, West J (1997) National Household Education Survey. The Elementary School Performance and Adjustment of Children Who Enter Kindergarten Late or Repeat Kindergarten: Findings from National Surveys. NCEs Statistical Analysis Report 98-097, Washington, DC: U.S. Department of Education, National Center for Education Statistics

**Tabelle 1: Pflichtschulalter in verschiedenen Ländern**

4 Jahre	5 Jahre	6 Jahre	7 Jahre
Nordirland	Australien (Tasmanien)	Österreich	Bulgarien
Niederlande (seit 08/2002)	England	Australien*	Kanada
	Malta	Belgien	Dänemark
	Niederlande (bis 08/2002)	Zypern	Estland
	Neuseeland	Tschechien	Finnland
	Schottland	Frankreich	Lettland
	Wales	Deutschland	Polen
		Griechenland	Rumänien
		Hongkong	Singapur
		Ungarn	Schweden
		Island	Schweiz
		Irland	
		Italien	
		Japan	
		Korea	
		Liechtenstein	
		Litauen	
		Luxemburg	
		Norwegen	
		Portugal	
		Slovakei	
		Slovenien	
		Spanien	
		Schweiz	
		USA	

*Anmerkung:* Basierend auf Informationen aus dem Jahr 2002. \*Außer Tasmanien. *In der Schweiz bestehen kantonale Unterschiede.*

*Quellen:* Sharp (2002) und Bertram and Pascal (2002).

**Tabelle 2: Variablen der Regressionsmodelle**

Regressoren	IGLU 2001	Schülereinzeldaten für Hessen
Spezifikation 1	Einschulungsalter	Einschulungsalter
Spezifikation 2	Spezifikation 1 + Geschlecht	Spezifikation 1 + Geschlecht + Einschulungskohorten + regionale Indikatoren
Spezifikation 3	Spezifikation 2 + Migrationshintergrund <sup>a)</sup>	Spezifikation 2 + Staatsangehörigkeitsindikatoren
Spezifikation 4	Spezifikation 3 + Bildung der Eltern <sup>b)</sup>	
Spezifikation 5	Spezifikation 4 + Familienhintergrund <sup>c)</sup>	

*Anmerkung:* <sup>a)</sup>Der Migrationshintergrund wird mittels einer Indikatorvariablen berücksichtigt, die angibt, ob der Schüler oder seine Eltern im Ausland geboren wurde(n) bzw., ob im Elternhaus eine Fremdsprache gesprochen wird. <sup>b)</sup>Es werden drei Kategorien elterlicher Bildung definiert: (1) Akademische Bildung, (2) Nicht-akademischer beruflicher Bildungsabschluss, (3) kein beruflicher Bildungsabschluss. <sup>c)</sup>Umfasst die Anzahl der Geschwister (einfach und quadriert) und die Anzahl der im Elternhaus vorhandenen Bücher.

**Tabelle 3: Einfache Korrelationen des Instruments mit den Kontrollvariablen (IGLU)**

Beobachtungsfenster / Kontrollvariablen	Juni/Juli	Juni-September	Januar-Dezember
<i>Aus Spezifikation 2: Geschlecht (Basiskategorie = Weiblich):</i>			
Geschlecht (Männlich)	0.03	0.02	0.00
<i>Aus Spezifikation 3: Immigration (Basiskategorie = Kein Migrationshintergrund):</i>			
Immigrant	0.04	0.02	0.00
Nicht beobachteter Status	-0.03	0.00	-0.02
<i>Aus Spezifikation 4: Bildung der Eltern Education (Basiskategorie = Kein beruflicher Bildungsabschluss)</i>			
Vater: Akademischer Abschluss	0.00	0.01	0.00
Mutter: Akademischer Abschluss	-0.02	-0.01	0.00
Vater: Nicht akademischer Abschluss	0.03	0.01	0.01
Mutter: Nicht akademischer Abschluss	0.02	0.00	0.00
Unbekannt: Bildung des Vaters	-0.03	-0.01	0.00
Unbekannt: Bildung der Mutter	-0.01	0.00	0.00
<i>Aus Spezifikation 5: Familienhintergrund</i>			
Geschwisterzahl	-0.01*	0.00	0.01
Unbekannt: Geschwisterzahl	-0.05	-0.02	-0.02**
Log(Bücherzahl)	0.02	0.02	0.01
Unbekannt: Bücherzahl	-0.03	-0.02	-0.01
<i>Beobachtungen</i>	<i>1,123</i>	<i>2,943</i>	<i>6,591</i>

Anmerkung: \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 5) werden in Tabelle 2 erklärt. Spezifikation 1 enthält nur das Einschulungsalter.

Quelle: IGLU 2001. Eigene Berechnungen.

**Tabelle 4: Einfache Korrelationen des Instruments mit den Kontrollvariablen (Hessische Schülereinzeldaten)**

Beobachtungsfenster	Juni/Juli	Juni-September	Januar-Dezember
<i>Aus Spezifikation 2: Geschlecht (Basis = Weiblich), Einschulungskohorte (Basis. = 1997) und Region:</i>			
Geschlecht (Männlich)	0.00	0.00	0.00
Einschulung 1998	0.00	0.00	0.01**
Einschulung 1999	0.01*	0.01	0.00*
Region 1 (Darmstadt)	0.00	0.00	0.00
Region 2 (Frankfurt)	0.01	0.00	0.00
Region 3 (Offenbach Stadt)	0.00	0.00	0.00
Region 4 (Wiesbaden)	0.00	0.00	-0.01**
Region 5 (Bergstraße / Odenwald)	0.01	0.01	0.01**
Region 6 (Darmstadt-Dieburg)	-0.01	-0.01	0.00
Region 7 (Groß-Gerau)	-0.01**	-0.01*	-0.01**
Region 8 (Hochtaunus)	0.00	0.00	0.00
Region 9 (Main-Kinzig)	0.00	0.00	0.00
Region 10 (Offenbach)	0.00	0.00	0.00**
Region 11 (Rheingau-Taunus)	0.00	0.00	0.00
Region 12 (Offenbach)	0.00	0.00	0.00
Region 13 (Wetterau)	0.00	0.00	0.00
Region 14 (Gießen)	0.00	0.00	0.00
Region 15 (Lahn-Dill)	0.00	0.00	0.00
Region 16 (Limburg-Weilburg)	0.01**	0.01	0.00**
Region 17 (Marburg-Bied./Vogelsb.)	-0.01	0.00	0.00
Region 18 (Kassel Stadt)	0.00	0.00	0.00**
Region 19 (Fulda / Hersfeld-Rotenb.)	-0.01	0.00	0.00
Region (Kassel/Werra-Meißner)	0.00	0.00	0.00
Region 21 (Schwalm-Ed./Waldeck-F.)	0.00	0.00	0.00
<i>Aus Spezifikation 3: Staatsangehörigkeit:</i>			
Ländergruppe 1 (Deutschsprachige Länder)	0.00	0.01	0.01**
Ländergruppe 2 (Türkei)	0.00	-0.01	-0.01**
Ländergruppe 3 (Italien und Griechenland)	-0.01**	-0.01**	-0.01**
Ländergruppe 4 (Ehemaliges Jugoslawien)	0.01	0.00	0.00
Ländergruppe 5 (Sonstige „Westliche“ Länder)	-0.01	0.00	0.00
Ländergruppe 6 (Osteuropa; eh. Sowjetunion)	0.00	0.00	0.00
Ländergruppe 7 (Sonstige Muslimische Länder)	0.00	0.00	0.00**
Ländergruppe 8 (Sonstiges Asien)	0.00	0.00	0.00
Ländergruppe 9 (Sonstige Länder)	0.00	0.00	0.00
<i>Beobachtungen</i>	<i>32,059</i>	<i>64,072</i>	<i>182,676</i>

*Anmerkung:* \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 3) werden in Tabelle 2 erklärt. Spezifikation 1 enthält nur das Einschulungsalter.

*Quelle:* Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.

**Tabelle 5: Ergebnisse der ersten Stufe (IGLU)**

Beobachtungsfenster / Spezifikation	Juni/Juli	Juni-September	Januar-Dezember
Spezifikation 1 ( <i>F</i> -Statistik)	0.40** (86.7)	0.42** (147.2)	0.49** (433.1)
Spezifikation 2 ( <i>F</i> -Statistik)	0.40** (89.1)	0.42** (147.8)	0.49** (427.1)
Spezifikation 3 ( <i>F</i> -Statistik)	0.40** (90.6)	0.42** (147.4)	0.49** (426.5)
Spezifikation 4 ( <i>F</i> -Statistik)	0.40** (94.6)	0.42** (150.9)	0.49** (440.8)
Spezifikation 5 ( <i>F</i> -Statistik)	0.40** (95.1)	0.42** (150.6)	0.49** (428.6)
<b>Beobachtungen</b>	<b>1,123</b>	<b>2,943</b>	<b>6,591</b>

Anmerkung: \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 5) werden in Tabelle 2 erklärt.

Quelle: IGLU 2001. Eigene Berechnungen.

**Tabelle 6: Ergebnisse der ersten Stufe (Hessische Schülereinzeldaten)**

Beobachtungsfenster / Spezifikation	Juni/Juli	Juni-September	Januar-Dezember
Spezifikation 1 ( <i>F</i> -Statistik)	0.41** (2277.1)	0.45** (3504.3)	0.49** (8196.0)
Spezifikation 2 ( <i>F</i> -Statistik)	0.41** (2306.4)	0.45** (3524.6)	0.49** (8189.0)
Spezifikation 3 ( <i>F</i> -Statistik)	0.41** (2325.5)	0.45** (3567.7)	0.49** (8321.2)
<b>Beobachtungen</b>	<b>32,059</b>	<b>64,072</b>	<b>182,676</b>

Anmerkung: \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 3) werden in Tabelle 2 erklärt.

Quelle: Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.

**Tabelle 7: Kleinstquadrateschätzung (OLS) und Ergebnisse der zweiten Stufe (IGLU)**

Beobachtungsfenster / Spezifikation	Januar-Dezember	Juni/Juli	Juni-September	Januar-Dezember
Koeffizient	OLS	2SLS	2SLS	2SLS
Spezifikation 1 (SF)	-12.80** (3.0)	28.17** (13.2)	32.87** (11.3)	30.74** (6.2)
Spezifikation 2 (SF)	-11.49** (3.0)	28.18** (13.1)	33.24** (11.3)	30.64** (6.3)
Spezifikation 3 (SF)	-8.65** (2.7)	28.98** (12.6)	34.29** (11.0)	27.14** (6.2)
Spezifikation 4 (SF)	-4.57** (2.3)	26.41** (11.5)	33.20** (10.2)	27.37** (5.8)
Spezifikation 5 (SF)	-1.24 (2.2)	25.83** (11.2)	31.67** (9.7)	26.77** (5.6)
<b>Beobachtungen</b>	<b>6,591</b>	<b>1,123</b>	<b>2,943</b>	<b>6,591</b>

Anmerkung: \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 5) werden in Tabelle 2 erklärt. (SF) bezeichnet die Standardfehler.

Quelle: IGLU 2001. Eigene Berechnungen.

**Tabelle 8: Kleinstquadrateschätzung (OLS) und Ergebnisse der zweiten Stufe (Hessische Schülereinzeldaten)**

Beobachtungsfenster/ Spezifikation	Januar- Dezember		Juni/Juli		Juni- September		Januar-Dezember	
	OLS	2SLS	Probit-IV	2SLS	Probit-IV	2SLS	Probit-IV	
Spezifikation 1 (SF)	-0.37** (0.01)	0.40** (0.05)	0.12** (0.01)	0.45** (0.04)	0.12** (0.01)	0.45** (0.03)	0.11** (0.01)	
Spezifikation 2 (SF)	-0.36** (0.01)	0.38** (0.05)	0.12** (0.01)	0.44** (0.04)	0.12** (0.01)	0.44** (0.03)	0.11** (0.01)	
Spezifikation 3 (SF)	-0.31** (0.01)	0.37** (0.05)	0.12** (0.01)	0.42** (0.04)	0.12** (0.01)	0.41** (0.03)	0.10** (0.01)	
<i>Beobachtungen</i>	182,676		32,059		64,072		182,676	

Anmerkung: 2SLS-Koeffizienten stellen den marginalen Effekt des höheren Einschulungsalters auf die Anzahl der erwarteten Schuljahre dar. Ein Effekt von 0,40 Jahren entspricht einer Steigerung der Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium zu besuchen (im Vergleich zu kürzeren Schulzweigen) um etwa 12 Prozent. Die Koeffizienten der Probit-Instrumentalvariablen-schätzungen sind die Veränderung der Wahrscheinlichkeit, das Gymnasium zu besuchen, wenn das Einschulungsalter sieben statt sechs Jahre beträgt, wobei die Kontrollvariablen auf ihren Mittelwert gesetzt werden. Die Schätzungen wurden mit der Software „Stata“ durchgeführt. Die Standardfehler der Koeffizienten der Probit-IV Spalten wurden mittels der „Delta Methode“ berechnet.

\* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau. Die unterschiedlichen Spezifikationen (Spezifikation 1 – Spezifikation 3) werden in Tabelle 2 erklärt. (SF) bezeichnet die Standardfehler.

Quelle: Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.

**Tabelle 9: Ergebnisse für Untergruppen (IGLU)**

	Erste Stufe		Zweite Stufe	
Kein Migrationshintergrund - Männlich (Alle: 2,642 Beobachtungen; Teilstichprobe: 447 Beob.)	Alle (F)	0.45** (138.9)	Alle (SF)	42.86** (8.6)
	Teilstichprobe (F)	0.30** (21.6)	Teilstichprobe (SF)	59.83** (22.5)
Kein Migrationshintergrund - Weiblich (Alle: 2,717 Beobachtungen; Teilstichprobe: 469 Beob.)	Alle (F)	0.56** (244.7)	Alle (SF)	16.23** (8.4)
	Teilstichprobe (F)	0.52** (104.5)	Teilstichprobe (SF)	7.25 (12.8)
Migrationshintergrund - Männlich (Alle: 668 Beobachtungen; Teilstichprobe: 109 Beob.)	Alle (F)	0.44** (33.4)	Alle (SF)	20.50 (20.2)
	Teilstichprobe (F)	0.43** (17.7)	Teilstichprobe (SF)	67.38* (36.2)
Migrationshintergrund - Weiblich (Alle: 564 Beobachtungen; Teilstichprobe: 98 Beob.)	Alle (F)	0.38** (10.8)	Alle (SF)	37.65 (30.0)
	Teilstichprobe (F)	0.30** (4.6)	Teilstichprobe (SF)	-4.06 (62.1)
Eltern: Akademische Bildung (Alle: 1,330 Beobachtungen; Teilstichprobe: 223 Beob.)	Alle (F)	0.35** (45.2)	Alle (SF)	29.36* (17.0)
	Teilstichprobe (F)	0.29** (10.1)	Teilstichprobe (SF)	32.11 (30.5)
Eltern: Keine akademische Bildung (Alle: 5,261 Beobachtungen; Teilstichprobe: 900 Beob.)	Alle (F)	0.53** (438.6)	Alle (SF)	25.71** (5.9)
	Teilstichprobe (F)	0.43** (97.1)	Teilstichprobe (SF)	24.14** (11.6)

Anmerkung: Koeffizienten für Spezifikation 5. Teilstichproben beziehen sich auf Personen, die im Juni oder Juli geboren sind. \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau.

Quelle: IGLU 2001. Eigene Berechnungen.

**Tabelle 10: Ergebnisse für Untergruppen (Hessische Schülereinzeldaten)**

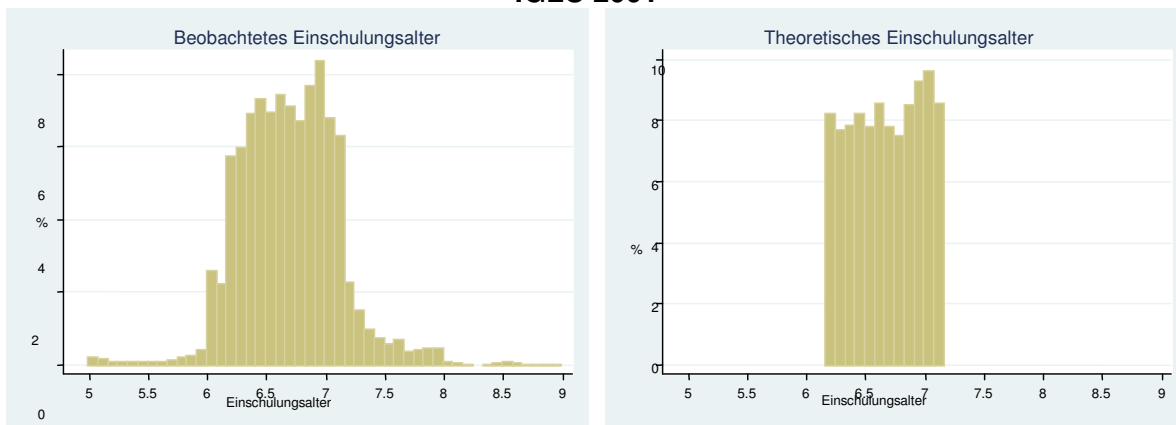
	Erste Stufe		Zweite Stufe	
Deutsch – Männlich	Alle	0.50** (F) (3885.8)	Alle	0.41** (SF) (0.04)
<i>(Alle: 79,400 Beobachtungen; Teilstichprobe: 13,898 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.41** (F) (1025.0)	Teilstichprobe	0.35** (SF) (0.08)
Deutsch – Weiblich	Alle	0.50** (F) (3845.2)	Alle	0.45** (SF) (0.04)
<i>(Alle: 77,106 Beobachtungen; Teilstichprobe: 13,555 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.41** (F) (1039.2)	Teilstichprobe	0.39** (SF) (0.08)
Türkei - Männlich	Alle	0.46** (F) (221.0)	Alle	0.21 (SF) (0.14)
<i>(Alle: 5,772 Beobachtungen; Teilstichprobe: 1,009 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.42** (F) (62.5)	Teilstichprobe	0.33 (SF) (0.23)
Türkei - Weiblich	Alle	0.49** (F) (255.5)	Alle	0.32** (SF) (0.13)
<i>(Alle: 5,647 Beobachtungen; Teilstichprobe: 1,045 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.45** (F) (88.3)	Teilstichprobe	0.32 (SF) (0.22)
Überwiegend Muslimische Länder (ohne Türkei) – Männlich	Alle	0.36** (F) (25.0)	Alle	0.37 (SF) (0.41)
<i>(Alle: 1,539 Beobachtungen; Teilstichprobe: 247 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.31** (F) (6.2)	Teilstichprobe	-0.24 (SF) (0.72)
Überwiegend Muslimische Länder (ohne Türkei) – Weiblich	Alle	0.35** (F) (26.3)	Alle	0.55 (SF) (0.40)
<i>(Alle: 1,474 Beobachtungen; Teilstichprobe: 248 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.43** (F) (16.0)	Teilstichprobe	1.00* (SF) (0.55)
Italien/Griechenland - Männlich	Alle	0.52** (F) (86.9)	Alle	-0.16 (SF) (0.26)
<i>(Alle: 1,462 Beobachtungen; Teilstichprobe: 271 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.37** (F) (22.5)	Teilstichprobe	0.34 (SF) (0.61)
Italien/Griechenland - Weiblich	Alle	0.51** (F) (67.1)	Alle	-0.07 (SF) (0.27)
<i>(Alle: 1,419 Beobachtungen; Teilstichprobe: 244 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.50** (F) (31.3)	Teilstichprobe	-0.57 (SF) (0.44)
Ehemaliges Jugoslawien - Männlich	Alle	0.46** (F) (48.9)	Alle	0.04 (SF) (0.34)
<i>(Alle: 1,217 Beobachtungen; Teilstichprobe: 213 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.51** (F) (20.1)	Teilstichprobe	0.01 (SF) (0.51)
Ehemaliges Jugoslawien Weiblich	Alle	0.45** (F) (46.2)	Alle	0.95** (SF) (0.41)
<i>(Alle: 1,190 Beobachtungen; Teilstichprobe: 221 Beob.)</i>	Teilstichprobe	0.38** (F) (15.7)	Teilstichprobe	1.09 (SF) (0.76)

Anmerkung: Koeffizienten für Spezifikation 3. Teilstichproben beziehen sich auf Personen, die im Juni oder Juli geboren sind. \* Signifikant auf dem 10%-Niveau. \*\* Signifikant auf dem 5%-Niveau.

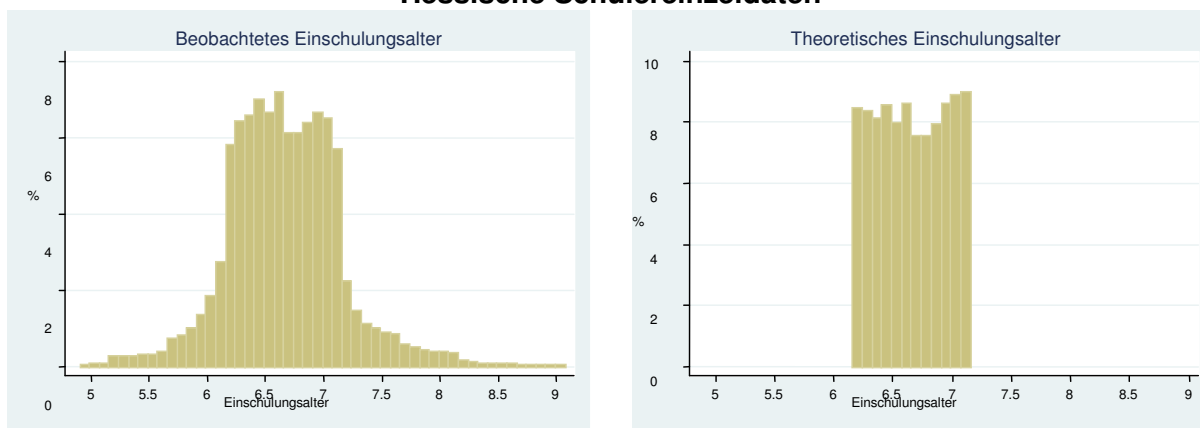
Quelle: Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.

**Abbildung 1: Theoretisches und tatsächliches Einschulungsalter**

**IGLU 2001**



**Hessische Schülereinzeldaten**



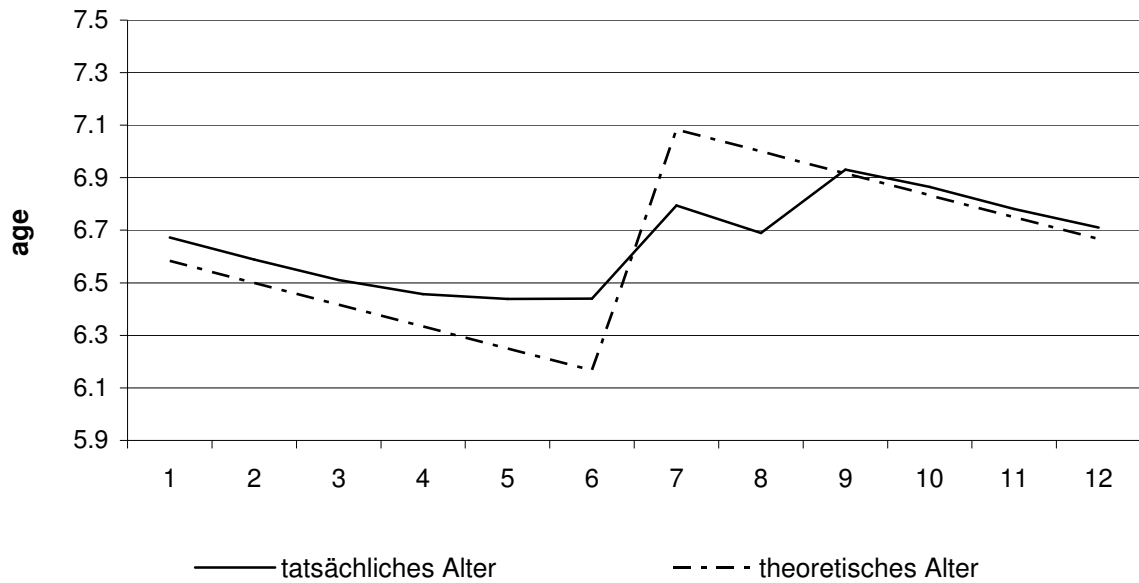
*Anmerkung:* Theoretisches Einschulungsalter basierend auf dem Juni-Stichtag.

*Quellen:* IGLU 2001. Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.

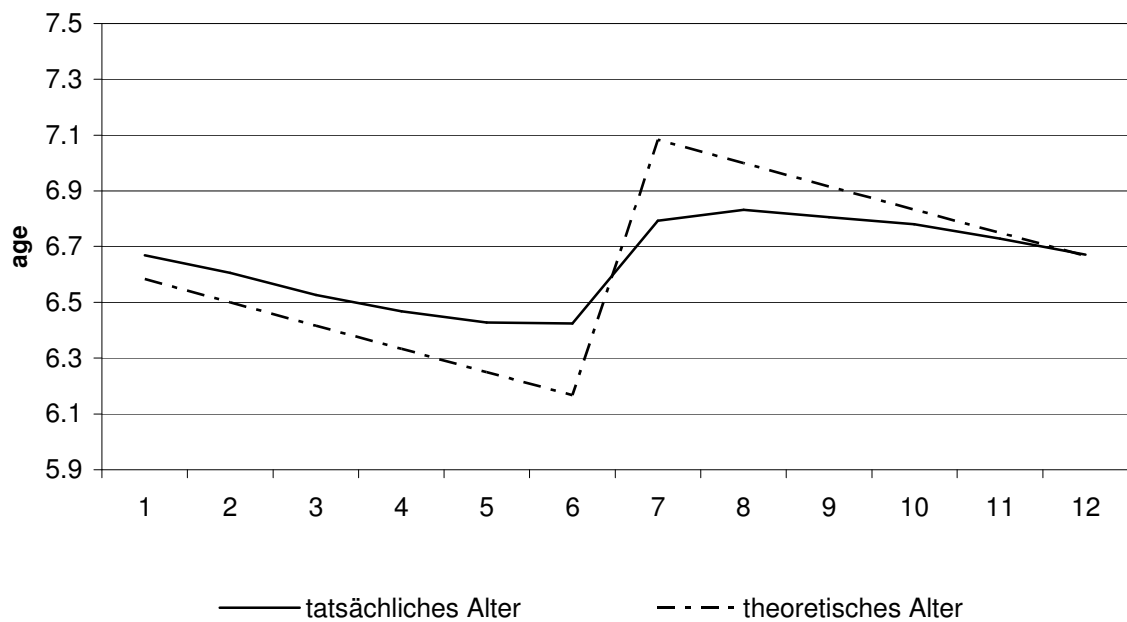


**Abbildung 2: Theoretisches und tatsächliches Einschulungsalter nach Geburtsmonat**

**IGLU 2001**



**Hessische Schülereinzeldaten**



*Anmerkung:* Theoretisches Einschulungsalter basierend auf dem Juni-Stichtag.

*Quellen:* IGLU 2001. Hessische Schülereinzeldaten 2004/2005 (Hessisches Statistisches Landesamt). Eigene Berechnungen.