

Schneider, Thorsten

Working Paper

Der Einfluss des Einkommens der Eltern auf die Schulwahl

DIW Discussion Papers, No. 446

Provided in Cooperation with:

German Institute for Economic Research (DIW Berlin)

Suggested Citation: Schneider, Thorsten (2004) : Der Einfluss des Einkommens der Eltern auf die Schulwahl, DIW Discussion Papers, No. 446, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/18298>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Discussion Papers

446

Thorsten Schneider

Der Einfluss des Einkommens der Eltern
auf die Schulwahl

Berlin, Oktober 2004



DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Opinions expressed in this paper are those of the author and do not necessarily reflect views of the Institute.

DIW Berlin

German Institute
for Economic Research

Königin-Luise-Str. 5
14195 Berlin,
Germany

Phone +49-30-897 89-0

Fax +49-30-897 89-200

www.diw.de

ISSN 1619-4535

Thorsten Schneider

Der Einfluss des Einkommens der Eltern auf die Schulwahl*

Zusammenfassung

Die Einflüsse der Bildung und der sozialen Position der Eltern auf die Schulverläufe ihrer Kinder sind für Deutschland gut erforscht, die des Einkommens jedoch nicht. Nach den Theorien der Bildungswahl sind allerdings die Kosten des weiterführenden Schulbesuchs und die finanziellen Möglichkeiten der Eltern hierbei zentrale Aspekte. Deshalb konzentriert sich die vorliegende Untersuchung auf den Einfluss des Einkommens beim Eintritt in das gegliederte Schulsystem. Dafür werden Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) aus den Jahren 1984 bis 2003 analysiert. Die Ergebnisse zeigen, dass eine günstigere Einkommensposition mit höheren Übergangswahrscheinlichkeiten auf das Gymnasium und mit niedrigeren auf die Hauptschule einhergehen. Dennoch ist der Einfluss des Einkommens im Vergleich zur Bildung der Eltern eher gering. Des Weiteren zeigt sich, dass die Einkommenssituation in den ersten Lebensjahren des Kindes einen stärkeren Einfluss auf den Besuch des Gymnasiums hat als die zum Zeitpunkt der Entscheidung. Ob antizipierte Kosten bei der Wahl einer weiterführenden Schule am Ende der Grundschulzeit eine Rolle spielen, kann mit der Untersuchung nicht vollständig geklärt werden.

The Influence of Parental Income on School Choice

Abstract

The impact of parents' education and social position on their children's educational career is very well known for Germany. However, there is little research on the influence of parental income. The costs of longer-lasting school tracks and the financial opportunities of the parents are crucial in models on educational choice. This article examines the connection between income and school tracking, looking at the transition from primary school to one of the three main types of German secondary schools, using the data from the German Socio-Economic Panel Study (SOEP) from the years 1984 to 2003. The analysis shows that a good income position fosters the transition into the top level 'Gymnasium', hinders the shift into the lowest level 'Hauptschule', and has hardly any effect on the middle level 'Realschule'. However, the impact of income is relatively small compared to that of parental education. Income during early childhood has a stronger effect than income at the time of deciding on a school. It might be that a good economic position at earlier ages leads to an advantageous development. The study can not definitely confirm the claim made by educational choice theory, that costs really are important at this early point in the German educational system.

JEL codes: I21, D31

Keywords: educational choice, stress theory, school tracking, family income, social origin

* Das Manuskript erscheint in der Zeitschrift für Soziologie, Heft 6, 2004.

1. Einleitung

Nicht erst seit den Ergebnissen der PISA-Studie ist bekannt, dass der Zugang zu höherer Bildung sozial selektiv ist. Dass diese aber in der Öffentlichkeit auf eine derart große Resonanz gestoßen sind, mag angesichts der vielen soziologischen Forschung zu diesem Thema (vgl. z.B. Blossfeld 1993; Müller/Haun 1994; Schimpl-Neimanns 2000) verwundern. Der Zusammenhang von sozialer Herkunft und Bildung ist deshalb so brisant, weil Bildungszertifikate zwar keine hinreichende, aber oftmals notwendige Voraussetzung für eine gute berufliche und gesellschaftliche Positionierung sind. Entsprechend der meritokratischen Ideologie sind Bildungsabschlüsse das legitime Mittel zur Produktion sozialer Ungleichheit (Kreckel 1992: 98). Da aber zugleich die soziale Herkunft einen Einfluss auf den Bildungserwerb hat, stabilisiert sich die soziale Ungleichheit über Generationen hinweg. Dies widerspricht in starkem Maße den idealtypischen Vorstellungen von einer Gesellschaft mit gleichen Startchancen für alle, die neu in sie hineingeboren werden.

Als Herkunftsmerkmale, die sich auf den Schulverlauf auswirken, gelten insbesondere die Bildung der Eltern, ihre berufliche Stellung und ihre Einkommenssituation (Boudon 1974; Breen/Goldthorpe 1997; Müller/Haun 1994). Kinder, deren Eltern über eine hohe Bildung verfügen, wachsen in einer anregungsreicheren Umgebung auf. Außerdem haben deren Eltern eine größere Nähe zu und Vertrautheit mit den Institutionen des Bildungssystems. Eltern schätzen den Nutzen von Bildungsabschlüssen nach ihrer beruflichen Stellung ein. Eine hohe Position in der Sozialstruktur, die eng mit der beruflichen Stellung zusammenhängt, führt zu verstärkten Investitionen in die Bildung der Kinder, um einen intergenerationalen Abstieg zu vermeiden. Ebenso wird dem Einkommen der Eltern eine wichtige Rolle zugeschrieben. Um den schulischen Erfolg ihrer Kinder zu sichern, können gut verdienende Eltern z.B. jedem Kind ein eigenes Zimmer geben und in eine „gute“ Umgebung mit „guten“ Schulen ziehen. Aber für Deutschland gibt es bisher nur wenige Bildungsstudien, die die Einkommenssituation beleuchten.

Diese Lücke schließt der vorliegende Beitrag und untersucht, ob das Einkommen der Eltern einen Einfluss auf die Bildungsverläufe der Kinder besitzt. Dabei wird der von Blossfeld (1988: 46-48) als „sensible Phase“ bezeichnete Übergang von der Grundschule in das gegliederte Schulsystem betrachtet, weil hier der Einfluss der Eltern auf den Bildungsweg der Kinder besonders stark ausgeprägt ist (Blossfeld/Shavit 1993: 18; Erikson/Jonsson 1996: 36) und spätere Korrekturen selten sind (Henz 1997: 58ff.). Somit verengt sich der Raum der Bildungs- und Berufsmöglichkeiten bereits zu einem frühen Zeitpunkt im Lebensverlauf.

Der Einfluss des Einkommens der Eltern beim Eintritt in das gegliederte Schulsystem liegt nicht zwangsläufig auf der Hand, da in Deutschland beim Besuch einer allgemein bildenden Schule i.d.R. keine Gebühren erhoben werden. In diesem Sinne kann der Schulbesuch als kostenlos angesehen werden. In den Theorien der Bildungswahl wird aber betont, dass durch einen länger dauernden Schulbesuch Zusatzkosten entstünden, weshalb einkommensschwache Haushalte kürzere Bildungsgänge bevorzugen würden. Die in dieser Arbeit vorgenommene Darstellung der Theorien zur Bildungswahl orientiert sich an Essers (1999) Erklärung des Besuchs einer weiterführenden Schule. Dieses dichotome Entscheidungsmodell wird erweitert und auf das in Deutschland weit verbreitete dreigliedrige Schulsystem (bestehend aus Hauptschule, Realschule und Gymnasium) angepasst. Alternative Erklärungen zum Zusammenhang von Einkommen und Bildungsverläufen stammen aus der Psychologie. Nach der Stresstheorie belastet Niedrigeinkommen das Familienklima und beeinträchtigt die Leistungsentwicklung von Kindern. Andere Ansätze wie z.B. das „welfare culture model“ zielen auf unbeobachtete Merkmale der Eltern ab, die sowohl für Niedrigeinkommen als auch für die hohe Wahrscheinlichkeit des Verbleibs auf der Pflichtschule verantwortlich sind.

Die auf Basis der Theorien aufgestellten Hypothesen werden zunächst für den Übergang auf das Gymnasium überprüft. In einem weiteren Schritt werden die Schüler, die nicht auf das Gymnasium gehen, danach unterschieden, ob sie von der Grundschule in die Haupt- oder in die Realschule wechseln. Da das dreigliedrige Schulsystem jedoch nicht in allen Bundesländern existiert, müssen sich diese differenzierten Analysen auf einige Länder beschränken. Die Untersuchungsdaten stammen aus dem Sozio-oekonomischen Panel (SOEP) der Jahre 1984 bis 2003.

2. Stand der Forschung

In diesem Abschnitt werden die wichtigsten Ergebnisse neuerer Leistungsstudien dargestellt, da sie gegenüber den klassisch soziologischen Untersuchungen den Vorteil haben, nach primären und sekundären Herkunftseffekten differenzieren zu können. Nach Boudon (1974: 29-34) ist der primäre Effekt der Einfluss der Familie auf die Leistungsfähigkeit; denn bei Kindern, die in einem intellektuell anregenden Klima aufwachsen und eine bessere materielle Versorgung haben, sind die Entwicklungschancen größer. Bildungsverläufe basieren aber nicht nur auf den Leistungsständen der Kinder, sondern auch auf der gezielten, von der sozialen Herkunft abhängigen Wahl von Bildungsgängen; dies wird als sekundärer Effekt bezeichnet. Die dahinterstehende Idee ist der Vergleich von Bildungsentscheidungen, wenn zwei Schüler zwar den gleichen Leistungsstand, aber eine unterschiedliche Herkunft haben. Die Bildungswahl

ist folglich das Ergebnis beider Effekte, da sowohl bessere Schulleistungen als auch eine höhere Bildungsaspiration die Wahl einer weiterführenden Schule begünstigen. Nach der Darstellung der Leistungsstudien werden in einem weiteren Abschnitt Forschungsarbeiten zum Einfluss des Einkommens auf Schulverläufe wiedergegeben.

2.1 Neuste Ergebnisse zum Einfluss primärer und sekundärer Herkunftseffekte

Zahlreiche Leistungsstudien haben in den vergangenen Jahren den Einfluss der sozialen Herkunft auf Bildungsverläufe bestätigt (Baumert et al. 1997; Deutsches PISA-Konsortium 2001; Lankes et al. 2003; Lehmann et al. 2002). Nach den PISA-Daten besuchen 50 % der Kinder, deren Eltern zur oberen Dienstklasse gehören, in der 9. Jahrgangsstufe das Gymnasium, aber nur 10 % der Kinder aus der Klasse der un- und angelernten Arbeiter (Baumert/Schümer 2001: 355ff.). Lehmann et al. (2002: 140) berichten für Hamburger Schüler, dass 71 % der Neuntklässler, bei denen mindestens ein Elternteil das Abitur hat, ein Gymnasium besuchen, aber nur 15 % der Kinder, deren Eltern höchstens einen Hauptschulabschluss erreicht haben.¹

Diese zu beobachtenden schicht- und bildungsspezifischen Verteilungen sind zum Teil Folge primärer Herkunftseffekte. So fallen am Ende der Grundschulzeit die durchschnittlichen Testergebnisse der untersuchten Lernbereiche umso besser aus, je höher die elterliche Position in der Sozialstruktur und je höher die Bildung der Eltern ist (Schwippert et al. 2003: 281ff.; Lehmann et al. 1997). Aber nicht nur diese Leistungsunterschiede sind dafür verantwortlich, dass Kinder aus höheren Schichten oder bildungsnahen Elternhäusern mit größerer Wahrscheinlichkeit ein Gymnasium besuchen. Baumert und Schümer (2001: 357ff.) zeigen mit den nationalen PISA-Daten, dass sich die Effekte der Herkunftsklasse zwar etwas verringern, wenn in multivariaten Modellen für Lesekompetenz und kognitive Grundfähigkeiten kontrolliert wird, diese jedoch nicht verschwinden. Auch Schnepf (2002: 34-41) gelangt auf Basis der TIMSS-² und PISA-Daten zu dem Schluss, dass sich die geschätzten Einflüsse der elterlichen Bildung kaum verändern, wenn zusätzlich für die Leistungsfähigkeit der Kinder kontrolliert wird. Hinzu kommt, dass diese Schätzungen als konservativ zu bezeichnen sind und die sekundären Herkunftseffekte höher ausfallen dürften, da die Leistungen von Neunt-

¹ In der Hamburger Lernausgangsuntersuchung (LAU) wurde die gesamte Schülerschaft zu Beginn der 5. Klasse im Jahre 1996, in der 7. Klasse im Jahre 1998 und in der 9. Klasse im Jahre 2000 befragt.

² In der Third International Mathematics and Science Study (TIMSS) wurden 1995 die Leistungsstände in den Bereichen Mathematik und Naturwissenschaften in der 8. Jahrgangsstufe erhoben (Baumert et al. 1997).

klässlern auch von der besuchten Schulform abhängen und der Schulbesuch wiederum von der sozialen Herkunft.³

Einen weiteren empirischen Beleg für einen eigenständigen, über die differentielle Leistungsfähigkeit hinausgehenden Einfluss der sozialen Herkunft auf die Schulkarriere liefern die Daten der ersten Erhebungswelle der Hamburger Lernausgangsuntersuchung (LAU). Der Leistungswert, ab dem Kinder eine mindestens 50 %-ige Wahrscheinlichkeit haben, für das Gymnasium empfohlen zu werden, liegt bei Kindern aus bildungsfernen Haushalten deutlich höher als bei Kindern aus Haushalten mit formal hoher Bildung (Lehmann et al. 1997; vgl. auch die Ergebnisse von Ditton 1992: 132f.).

Inwieweit die finanzielle Situation der Eltern jedoch einen Einfluss auf die Bildungsverläufe hat, können diese Studien nicht zeigen, da keine entsprechenden Angaben erhoben wurden.

2.2 Studien zum Einfluss von Einkommen auf die Bildungsbeteiligung

Für Deutschland gibt es nur wenige empirische Studien zum Einfluss des elterlichen Einkommens auf den Schulverlauf von Kindern. In den USA hingegen ist dieses Feld gut erforscht. Einen umfassenden Überblick über die dort erzielten Ergebnisse gibt Mayer (2002; vgl. auch Duncan et al. 1998). Zentrale Ergebnisse sind, dass (a) über mehrere Jahre hinweg gemessenes Einkommen einen stärkeren Zusammenhang zum Bildungsverlauf aufweist als aktuelles, (b) der Einfluss des Einkommens nach Kontrolle weiterer Herkunftsvariablen absinkt und (c) im Vergleich zu diesen auch eher als gering einzustufen ist, (d) die Einkommenseffekte nicht linear sind und (e) der Einfluss des Einkommens altersspezifisch ist. Wobei Niedrigeinkommen in frühesten Kindheit offenbar den stärksten negativen Einfluss auf Bildungsverläufe hat.

Studien mit Einkommensangaben für Deutschland basieren i.d.R. auf den Daten des Sozio-oekonomischen Panels und beschränken sich auf die alten Bundesländer (für Ostdeutschland siehe Becker 1999). Einige Untersuchungen unterteilen die elterlichen Haushalte in arm, prekär und gesichert wohlhabend (Becker 1999: 277; Hackett et al. 2001; Lauterbach et al. 1999), wodurch ein erheblicher Informationsverlust in Kauf genommen wird. Andere Studien gruppieren Haushalte in Einkommensquantile (Büchel et al. 2001) oder verwenden metrische Angaben (Jenkins/Schluter 2002).

Wie auch die amerikanischen Studien gelangen Jenkins und Schluter (2002: 17) für Deutschland zu dem Ergebnis, dass sich der Zusammenhang zwischen Einkommen und

³ Im Verlauf der Sekundarstufe I werden die Leistungsstände der Schülerschaft innerhalb einer Schulform zunehmend homogener (Lehmann et al. 2002).

Bildungsbeteiligung bei Kontrolle weiterer Merkmale stark abschwächt und dass permanentes Einkommen einen stärkeren Einfluss zeigt als aktuelles. Gleichzeitig stellen sie fest, dass Einkommen nicht in den ersten Lebensjahren, sondern im Alter von 11-14 Jahren den größten Effekt hat. Weiterhin zeigen sie, dass sich Einkommensdifferenzen in ärmeren Haushalten nicht stärker auswirken als in reicheren; d.h., jeder zusätzlich zur Verfügung stehende Euro wirkt sich in ärmeren und reicheren Haushalten gleichermaßen positiv auf den weiterführenden Schulbesuch aus.⁴ Büchel et al. (2001: 165ff.) kommen hingegen zu dem Resultat, dass sich Kinder aus Haushalten unterer und mittlerer Einkommenspositionen nicht in Bezug auf den Gymnasialbesuch unterscheiden. Dagegen haben Kinder aus reicheren Haushalten eine deutlich höhere Wahrscheinlichkeit, diese Schulform zu besuchen.

Sowohl Büchel et al. (2001) als auch Jenkins und Schluter (2002) untersuchen den Schulbesuch von 14-Jährigen. Dabei bleiben Informationen weitestgehend unberücksichtigt, die zeitnah zur Entscheidung über den weiteren Schulbesuch am Ende der Grundschule sind. Des Weiteren unterscheiden Büchel et al. nicht zwischen den Schulformen Haupt- und Realschule. Jenkins und Schluter beachten zwar die Dreigliedrigkeit des deutschen Schulsystems, analysieren ihre Daten jedoch mit einem Ordered Probit-Modell. Bei dieser Modellierung stehen die Schulformen Gymnasium, Real- und Hauptschule in hierarchischer Ordnung. Vom Standpunkt der Verwertbarkeit der Bildungsabschlüsse ist diese Annahme zwar zutreffend, wenn jedoch Einflüsse der sozialen Herkunft geschätzt werden, kann dies eine ernstzunehmende Fehlspezifizierung sein. Denn ein positiver Koeffizient für Einkommen bedeutet, dass mit höherem Einkommen sowohl der Besuch der Realschule als auch der des Gymnasiums wahrscheinlicher werden. Mit dieser Art von Modellen kann aber nicht untersucht werden, ob Einkommen für die Entscheidung zwischen Haupt- und Realschule relevant ist.

3. Theorien zum Einfluss des Einkommens auf Bildungsverläufe

Die Erklärungen auf Basis der Theorien zur Bildungswahl haben in allen Varianten immer direkten Bezug zum Einfluss des Einkommens. Die hier vorgenommene Darstellung beschränkt sich im Großen und Ganzen auf das von Esser (1999) vorgeschlagene Modell. Die in den Sozialwissenschaften bekannte und insbesondere von Bourdieu (1981) geprägte Theorie der kulturellen Reproduktion wird zwar häufig in Konkurrenz

⁴ Einkommenspositionen geben z.B. an, zu welchem Quantil ein Haushalt gehört oder ob er arm oder reich ist. Einkommensdifferenzen beziehen sich auf Unterschiede innerhalb der gesamten Einkommensverteilung oder innerhalb einzelner Einkommenspositionen. Mit ihnen wird untersucht, ob und wie sich jeder zusätzliche Euro auf die Wahl einer Schulart auswirkt.

zu den Ansätzen der Bildungswahl gesehen, dennoch gibt es einige Gemeinsamkeiten in den Annahmen zum Einfluss der sozialen Herkunft auf Bildungsverläufe. Deshalb wird an einzelnen Stellen auch auf die Theorie der kulturellen Reproduktion eingegangen.

In einem weiteren Abschnitt werden die dem Forschungsgebiet der Psychologie entnommenen Erklärungsansätze zum Zusammenhang von Niedrigeinkommen und ungünstiger Leistungsentwicklung wie die Stresstheorie und das „welfare culture model“ vorgestellt.

3.1 Theorien der Bildungsentscheidung

Essers (1999: 266-272) Modell der Bildungswahl beruht auf den Arbeiten von Boudon (1974), Breen und Goldthorpe (1997) sowie Erikson und Jonsson (1996). In all diesen Ansätzen werden Eltern als rational handelnde Akteure gesehen, die ihre Bildungsentscheidungen weitestgehend unabhängig von ihren Kindern treffen, wenn diese noch jung sind. In Essers Modell werden drei Handlungsfolgen als wichtig für die Entscheidung über den weiteren Schulverlauf nach der Grundschule erachtet: die Verhinderung eines Statusverlustes, der zusätzliche Nutzen, den die Eltern (und die Kinder) sich aufgrund eines Abschlusses an einer weiterführenden Schule versprechen, und die subjektiv eingeschätzten Kosten eines weiterführenden Schulbesuchs. Im Folgenden wird das vollständige Modell dargestellt, u.a. weil sich hieraus die später vorzunehmende Auswahl der Variablen bestimmt.

Die Vermeidung eines Klassenabstiegs wird insbesondere von Breen und Goldthorpe (1997: 278; Goldthorpe 1996: 487) als antreibendes Moment der klassenspezifischen Bildungswahl hervorgehoben, spielt aber auch in dem konkurrierenden Theorieansatz der kulturellen Reproduktion eine große Rolle, da nach ihr Akteure stets darum bemüht sind, ihre Position in Abgrenzung zur nächst tieferstehenden Klassenfraktion zu wahren (Bourdieu 1982: 202ff.). In Essers Modell wird diese Handlungsfolge im Sinne der Wert-Erwartungs-Theorie in die Höhe des Statusverlustes (SV) und die Wahrscheinlichkeit seines Eintretens (c) zerlegt. In die Bewertung der Alternative „Besuch der Pflichtschule“ (EU(PS)) geht nur der drohende Statusverlust ein, weil zusätzliche Bildungserträge und Kosten nur bei Besuch einer weiterführenden Schule anfallen können:⁵

$$EU(PS) = c (-SV).$$

⁵ Abweichend von Essers Notation wird hier die Hauptschule als Pflichtschule (PS) und die weiterführende Schule als Gymnasium (GY) bezeichnet.

Vereinfachend wird zunächst davon ausgegangen, dass es als Alternative zur Pflichtschule nur eine weiterführende Schule gibt: das Gymnasium (GY). Von dem hier erreichbaren Abschluss versprechen sich Eltern für ihre Kinder einen zusätzlichen Bildungsertrag (U), der aber nur realisiert werden kann, wenn ein Kind das Gymnasium erfolgreich durchläuft. Diese Erfolgserwartung p ist umso höher, je vertrauter die Eltern mit den Anforderungen des Bildungssystems sind und je leistungsfähiger das Kind ist.⁶ Beide Aspekte hängen von der Bildung der Eltern ab (Breen/Goldthorpe 1997: 279ff.; Erikson/Jonsson: 1996: 17f.).

Gegen den Besuch des Gymnasiums sprechen die höheren Kosten (C). Da in Deutschland an allgemein bildenden Schulen i.d.R. kein Schulgeld erhoben wird, sind hier in erster Linie Kosten zu nennen, die durch entgangenes Arbeitseinkommen entstehen (Boudon 1974: 30ff.).⁷ Zu den direkten Kosten sind Ausgaben für Lernmaterial, Bustickets, Ausflüge und Klassenfahrten zu zählen. Diese Kosten fallen auch dann an, wenn das Kind an der weiterführenden Schule keinen Abschluss erreicht. Ein „Schulversagen“ erwarten die Eltern mit der Wahrscheinlichkeit $1-p$. Dabei droht derselbe Statusverlust wie bei Besuch der Pflichtschule und ist deshalb bei der Bewertung der Handlungsalternative „Wahl des Gymnasiums“ zu berücksichtigen. Somit ist der erwartete Nutzen bei Besuch einer weiterführenden Schule im Vergleich zur Pflichtschule

$$EU(GY) = pU + (1-p) c (-SV) - C.$$

PS:	Besuch der Pflichtschule
GY:	Besuch des Gymnasiums
EU	erwarteter Nutzen einer Alternative
SV:	drohender Statusverlust bei Besuch der Pflichtschule
U:	Zusätzlicher Ertrag des höheren Bildungsabschlusses
C:	Kosten des Schulbesuchs
c:	Wahrscheinlichkeit des Statusverlustes
p:	Wahrscheinlichkeit des erfolgreichen Bestehens am GY

Eltern wählen für ihre Kinder ein Gymnasium, wenn sie sich davon einen größeren Nutzen versprechen als von dem Besuch einer Pflichtschule. Dieser Zusammenhang lässt sich mathematisch durch eine Ungleichung darstellen, die sich so vereinfachen lässt, dass sie inhaltlich interpretierbar wird:

⁶ Die sozialisationsbedingten Startvorteile werden besonders von Bourdieu (1983: 185f.) betont. Das kulturelle Kapital der Eltern äußert sich - vermittelt durch den Habitus - sowohl in alltäglichen Praktiken (z.B. Tischmanieren) als auch in bestimmten Freizeitgestaltungen (z.B. Besuch von Oper und Ballett) und wirkt sich u.a. positiv auf die Leistungsentwicklung des Kindes aus.

⁷ Denkbar wäre auch, dass in die Kostenabschätzung nicht nur die Dauer des Gymnasiums, sondern auch die Aufwendungen für eine universitäre Ausbildung eingehen, weil die meisten Jugendlichen, die das Abitur erreichen, auch ein Studium aufnehmen.

$$\begin{aligned}
 & EU(GY) > EU(PS) \\
 & pU + (1-p) c (-SV) - C > c (-SV) \\
 & \underbrace{U + c SV}_{\text{Bildungsmotivation}} > \underbrace{C/p}_{\text{Investitionsrisiko}}
 \end{aligned}$$

Auf der linken Seite der Ungleichung steht eine Produktsumme, die Esser als Bildungsmotivation bezeichnet. Unter der Annahme, dass Eltern den zusätzlichen Ertrag weiterführender Bildung unabhängig von ihrer Schichtzugehörigkeit bewerten, ist nur noch der drohende Statusverlust für die Bildungsmotivation relevant. Somit ist die Bildungsmotivation umso stärker ausgeprägt, je höher der drohende Statusverlust ist.⁸

Den Quotienten auf der rechten Seite der Ungleichung bezeichnet Esser als Investitionsrisiko. Je geringer dieses ausfällt, desto wahrscheinlicher wird die Wahl des Gymnasiums. Das Investitionsrisiko ist umso geringer, je größer die Erfolgserwartungen (p) der Eltern und je geringer die geschätzten Kosten (C) sind, die insbesondere durch den längeren Verbleib auf der Schule entstehen. Bei Eltern aus einkommensschwachen Haushalten sollte dies zu einer Erhöhung des Investitionsrisikos und damit zu einer Favorisierung der Pflichtschule führen. In einkommensstarken Familien dürften die längeren Ausbildungszeiten für den Besuch des Gymnasiums unerheblich sein und zusätzliche finanzielle Mittel wie z.B. für Nachhilfeunterricht kein Problem sein.

Wendet man dieses Modell nun auf den Übergang in eine Schulart des dreigliedrigen Systems an, muss es um die Alternative „Realschule“ erweitert werden. Da jedoch die Möglichkeit besteht, dass der Realschulabschluss für den intergenerationalen Statuserhalt nicht ausreicht, muss zusätzlich der hier drohende Statusverlust (SV_{RS}) berücksichtigt werden:

$$EU(RS) = p_{RS} U_{RS} + p_{RS} c_{RS} (-SV_{RS}) + (1-p_{RS}) c (-SV) - C_{RS}.$$

Die Zusatzkosten C_{RS}, die beim Besuch der Realschule entstehen, sind in den Bundesländern gleich Null, in denen die Hauptschule das 10. Schuljahr einschließt. Aber auch für die übrigen Bundesländer lässt sich vermuten, dass dort die subjektiv eingeschätzten

⁸ Nach Esser (1999: 272f.) trifft dies aber nicht auf die Oberschicht zu. Für sie nimmt er an, dass die Bildungsmotivation niedrig ist, weil die Wahrscheinlichkeit eines Statusverlustes (c) gering ist. Der Status kann nämlich auch durch Vererben erhalten werden. Ihre Bildungsbeteiligung ist nur aufgrund ihres gegen Null tendierenden Investitionsrisikos hoch. Dennoch lässt sich kritisch fragen, ob in modernen Gesellschaften die Verletzung der meritokratischen Logik und eine fehlende akademische Bildung die Zugehörigkeit zu den sozialen Verkehrskreisen der Oberschicht nicht gefährdet.

⁹ Folgende Relationen gelten: $p = p_{GY} < p_{RS}$, $U = U_{GY} > U_{RS}$, $SV \geq SV_{RS} \geq 0$, $C = C_{GY} > C_{RS} \geq 0$. In einer vollständigen Ausformulierung des Modells der Bildungswahl mit drei Alternativen müsste bei der Bewertung der Alternative „Gymnasium“ berücksichtigt werden, dass nach Abbruch des Gymnasiums die mittlere Reife erworben werden kann.

Zusatzkosten vernachlässigbar sind, da der um ein Jahr längere Besuch der Realschule in Wohlstandsgesellschaften kaum ins Gewicht fallen dürfte. Gibt es aber keine Zusatzkosten beim Besuch der Realschule, ist das Investitionsrisiko gleich Null. Da die Wertbarkeit eines Realschulabschlusses aber größer ist als die eines Hauptschulabschlusses, dürften nach Essers Modell die Eltern nie die Hauptschule und den dort zu erzielenden Abschluss anvisieren. Dennoch wechseln Kinder auf die Hauptschule. Dies könnte das Ergebnis eines Interaktionsprozesses zwischen Eltern und Grundschullehrkräften mit einer Anpassung der Bildungsaspiration nach unten sein. Nach Bourdieu und Passeron (1971: 86f.) sind es Eltern aus den unteren Klassen der Gesellschaft, die der Lehrereinschätzung stärker vertrauen.¹⁰ Rolf Becker (2000: 456-458) weist zu Recht darauf hin, dass Essers Modell sich nur auf die Erklärung der Bildungsabsicht der Eltern bezieht. In einigen Bundesländern können aber institutionelle Beschränkungen die Bildungsentscheidung der Eltern be- oder verhindern.

In einem anderen Modell der Bildungswahl, das von Gary S. Becker mit Tomes (1986) entwickelt wurde, wird insbesondere die alternative Verwendung des elterlichen Einkommens thematisiert. Grundannahme ist, dass Eltern eine gemeinsame Nutzenfunktion haben und dass der eigene Konsum mit dem Nutzen, den sie sich aus der Humanakkumulation ihres Kindes versprechen, konkurriert. Da Eltern mit geringem Einkommen über wenig finanzielle Ressourcen verfügen, sind sowohl der zusätzliche Nutzen aus dem Konsum als auch der aus der Bildung hoch. Dennoch investieren sie aufgrund der gegebenen Restriktionen weniger in die Bildung ihrer Kinder. Bei reichen Eltern ist hingegen der marginale Nutzen der Konsumbefriedigung so gering, dass sie die maximal notwendige Investition in die Bildung ihrer Kinder leisten. Dabei wird davon ausgegangen, dass es so etwas wie einen „Höchstbetrag“ an möglichen Investitionen gibt. Da diese maximal tätigen Ausgaben aber nicht in allen Fällen ausreichen, um die Leistungsfähigkeit eines Kindes auf ein gymnasiales Niveau anzuheben, gibt es auch bei hohem Einkommen einen gewissen Prozentsatz an Kindern, die nicht auf das Gymnasium wechseln.

Die finanziellen Aufwendungen, die die Eltern bereit sind, in ein Kind zu investieren, hängen aber auch von der Anzahl der Geschwister ab. Bei zwei Familien mit dem gleichen Haushaltseinkommen kann diejenige mehr in die Bildung ihrer Nachkommen investieren, die weniger Kinder hat. Nach Coleman (1988: S105) wirkt sich die Anzahl der Nachkommen auf den Bildungserfolg aber nicht so sehr über die finanziellen, sondern über die zeitlichen Ressourcen aus, da bei steigender Kinderzahl die Betreuungsleistungen pro Kind sinken. Coleman bezeichnet den zeitlichen Aufwand,

¹⁰ Ein weiterer Grund für die Wahl der Hauptschule trotz intendiertem Realschulabschluss kann die bessere Erreichbarkeit dieser Schulart sein (Ditton 1992: 165).

ungsleistungen pro Kind sinken. Coleman bezeichnet den zeitlichen Aufwand, den die Mutter ihren Kindern gegenüber aufbringt, als Sozialkapital. Dieses wird nicht nur durch das Vorhandensein von Geschwistern, sondern auch durch die Erwerbstätigkeit der Mutter reduziert.¹¹

Der Einfluss der finanziellen Situation sollte sich aber nicht nur an den Schnittstellen des Bildungssystems zeigen, da Eltern mit größeren finanziellen Ressourcen sich auch mehr Konsum- und Kulturgüter wie Computer und Lexika leisten können. Wahrscheinlich haben diese Eltern auch größere Wohnungen, so dass dem Kind ein eigenes Zimmer zur Erledigung der Schulaufgaben zur Verfügung steht. Solch günstige Rahmenbedingungen wirken sich positiv auf die Leistungsentwicklung und auf den Schulverlauf aus (Smith et al. 1997) und sie können das Ergebnis einer gezielten Investitionsstrategie der Eltern sein.

3.2 Psychologische Theorien zum Zusammenhang von Niedrigeinkommen und Schulverläufen

Andere Theorien zum Einfluss der elterlichen Finanzsituation auf die Entwicklung von Kindern stammen aus der Psychologie. Sie versuchen zu erklären, wie sich Armut, Sozialhilfebezug, Niedrigeinkommen oder Einkommenseinbußen auf die psychische Stabilität der Kinder, auf ihre kognitive Leistungsentwicklung und somit auch auf Schulverläufe auswirken. Dabei stehen aber weder direkte Einkommenseffekte noch Kosten-Nutzen-Abwägungen der Eltern im Vordergrund.¹² Stattdessen gehen diese Modelle davon aus, dass niedriges Einkommen mit schlechteren Erziehungsleistungen und einem problematischen Familienklima einhergeht und somit die Entwicklung der Kinder beeinträchtigt (vgl. z.B. Rosenberg/Pearlin 1978).

Nach dem stresstheoretischen Ansatz belasten knappe finanzielle Ressourcen oder Einkommensverluste die Eltern. Dies kann einerseits zu einer angespannten Beziehung zwischen den Eltern führen, die sich negativ auf die kindliche Entwicklung auswirkt, andererseits zu einer ungünstigeren Eltern-Kind-Interaktion. Dabei wird das Verhalten der Eltern gegenüber ihrem Kind häufig unberechenbarer, gereizter, härter und Bestrafungen werden wahrscheinlicher. Gleichzeitig nehmen Unterstützungsleistungen der

¹¹ Haug (1997: 27) kritisiert den Sozialkapital-Begriff von Coleman auf zwei Ebenen: „Das Konzept von sozialem Kapital in der Familie, das vor allem mit der Studie von Coleman verbunden ist, scheint mir zu wenig theoretisch fundiert und zu stark mit traditionellen Vorstellungen der Familie verbunden zu sein.“

¹² Bei diesen Ansätzen wird u.a. davon ausgegangen, dass Kinder sich der Einkommenssituation nicht unmittelbar bewusst sind. Dies dürfte aber stark vom Alter abhängen, weil mit zunehmendem Alter teure Konsumgüter wie Markenkleidung und technische Geräte wichtiger werden. Wenn dann die entsprechenden Artikel nicht gekauft werden können, realisieren die Kinder sehr wohl die Einkommenssituation der Eltern.

Eltern ab (Conger et al. 1997; McLoyd 1989; Walper 1988). Dennoch gibt es unterschiedliche Verhaltensweisen und Strategien, wie Familien und ihre einzelnen Mitglieder auf finanzielle Schwierigkeiten reagieren (Elder 1974).

Als weitere Erklärungen für den Einfluss von Niedrigeinkommen auf Schulleistungen werden psychische Probleme der Eltern wie Depressionen genannt, die sich als Folge von Sozialhilfebezug oder Scheitern am Arbeitsmarkt einstellen können. Eltern mit psychischen Beeinträchtigungen leben ihren Kindern ein Rollenmodell vor, das nicht in Einklang mit dem Leistungsgedanken der Schule steht oder das die Kinder in ihrer Entwicklung hemmt (vgl. Mayer 2002).

Andere Ansätze gehen davon aus, dass Eltern über bestimmte Merkmale verfügen, die sowohl die Höhe des Einkommens als auch die Leistungsentwicklung des Kindes beeinflussen. So können gesundheitliche oder psychische Beeinträchtigungen sowohl die Ursache für niedriges Einkommen als auch für eine nachteilige Entwicklung der Leistungsfähigkeit des Kindes sein (vgl. Duncan et al. 1998: 409). Nach den Vertretern des „welfare culture models“ führen Werte, Normen und Verhaltensweisen der Eltern, die von den Vorstellungen der Leistungsgesellschaft abweichen – und durch den Sozialstaat sogar noch gefördert werden –, zu geringem Einkommen. Da die Eltern ein schlechtes Rollenmodell abgeben, wird angenommen, dass sich dies auch auf ihre Kinder überträgt und zu geringer Lern- und Arbeitsbereitschaft führt (Houston et al. 1994; Mead 1992, Macaulay 1977).

3.3 Hypothesen zum Einfluss des elterlichen Einkommens auf Schulverläufe

Im Folgenden werden auf Basis der bereits diskutierten Theorien und Ansätze Hypothesen aufgestellt, wie sich das Einkommen der Eltern auf den Übergang von der Grundschule in eine Schulart der Sekundarstufe I auswirkt.

1. Das Einkommen der Eltern spielt bei frühen Entscheidungen in der Bildungskarriere eine Rolle. Denn selbst in einem Bildungssystem wie dem deutschen, in dem keine Schulgebühren anfallen, nehmen die Eltern die indirekten Kosten wahr. Deshalb sollte es einen positiven Zusammenhang zwischen der Finanzsituation der Eltern und dem Eintritt in das Gymnasium geben.
2. Eine gute Einkommensposition in vorangegangenen Jahren führt zu einer höheren Leistungsfähigkeit des Kindes, weil sich die Eltern eher eine gute Wohngegend und materielle Güter wie Lexika und Computer leisten können.

3. Nach den Theorien zur Bildungswahl fallen bei wohlhabenden Eltern zusätzliche Kosten (C) des Schulbesuchs nicht ins Gewicht. Folglich tendiert ihr Investitionsrisiko gegen Null und sie schicken ihr Kind auf ein Gymnasium.
4. Nach Becker und Tomes konvergieren die erwartbaren Bildungsausgaben gegen ein Maximum, so dass trotz dieser Investitionen ein Teil der Kinder nicht das nötige Leistungsniveau für das Gymnasium erreicht. Deshalb ist bei höheren Einkommen ein Sättigungseffekt, auch „ceiling effect“ genannt, für die Übergangsraten auf das Gymnasium zu erwarten.
5. Die Zusatzkosten bei Besuch einer Realschule (C_{RS}) gegenüber der Hauptschule sind gering oder nicht vorhanden. Folglich hat die Einkommenssituation des elterlichen Haushalts keinen Einfluss auf die beiden Alternativen Haupt- und Realschule.
6. Nach dem stresstheoretischen Ansatz sind es die finanziellen Belastungen, die zu einer problematischen Kommunikation und Situation innerhalb der Familie führen und sich nachteilig auf die Entwicklung des Kindes auswirken können. Da Eltern unterschiedlich auf diese Belastungen reagieren, ist zu erwarten, dass sich neben der objektiven ökonomischen Situation auch der subjektive Umgang mit ihr auf den Schulverlauf auswirkt.
7. Nach dem „welfare culture model“ haben Eltern mit niedrigem Einkommen (und damit auch ihre Kinder) Einstellungen, die im Widerspruch zur Leistungsgesellschaft stehen. Daher dürfte die Intensität der Armut keine Rolle spielen und selbst aus einer Verbesserung ihrer Einkommenssituation würde keine zusätzliche Investition in das Humankapital ihrer Kinder folgen. Kinder aus dem unteren Einkommensbereich sollten deshalb auch keine unterschiedlichen Übergangswahrscheinlichkeiten in das weiterführende Schulsystem haben.

4. Daten und Methoden

Für die empirischen Analysen werden die Daten des Sozio-oekonomischen Panels (SOEP) verwendet. Das SOEP ist eine jährliche Wiederholungsbefragung, bei der jedes Haushaltsmitglied ab 16 Jahren befragt wird. Informationen, die den gesamten Haushalt betreffen, werden in einem eigenen Fragebogen erhoben, der aber nur von einer Person beantwortet wird. In diesem Haushaltsfragebogen werden auch die Betreuung und der Schulbesuch von Kindern und Jugendlichen erfragt, was die Rekonstruktion individueller Schulverläufe auf Jahresbasis ermöglicht (SOEP Group 2001).

4.1 Stichprobenzuschnitt und Variablenkonstruktion

Im ersten Teil der Untersuchung werden Übergänge von der Grundschule auf das Gymnasium für das gesamte Bundesgebiet betrachtet.¹³ Im zweiten Teil wird zusätzlich nach Haupt- und Realschule differenziert. Das dreigliedrige Schulsystem existiert – mit Ausnahme von Mecklenburg-Vorpommern – in dieser Form aber nicht in den neuen Bundesländern. Haupt- und Realschule sind hier in der Mittel-, Regel- oder Sekundarschule zusammengefasst. Im Falle von Brandenburg stehen den Schülern neben dem Gymnasium die Realschule und Gesamtschule zur Auswahl. Deshalb bleiben die ostdeutschen Länder in diesen Analysen unberücksichtigt.¹⁴ Ebenso werden Kinder aus den beiden westdeutschen Bundesländern Hamburg und Bayern ausgeschlossen. In der Hansestadt wird die Beobachtungsstufe für Haupt- und Realschüler gemeinsam durchgeführt und in Bayern beginnen in unserem Untersuchungszeitraum die Hauptschulen und Gymnasien mit der 5., die Realschulen überwiegend erst mit der 7. Klasse. Somit beschränkt sich der zweite Teil der Untersuchung auf Kinder aus Baden-Württemberg, Berlin (West), Bremen, Hessen, Niedersachsen, Nordrhein-Westfalen, Rheinland-Pfalz, Schleswig-Holstein und aus dem Saarland.

Die beiden abhängigen Variablen zum Eintritt in das gegliederte Schulsystem werden durch einen Vergleich der Angaben von zwei aufeinanderfolgenden Jahren gebildet. Berücksichtigt werden Kinder, für die in einem Jahr die Angabe des Grundschulbesuchs und im Folgejahr die des Besuchs einer Schulart der Sekundarstufe I vorliegt. Davon ausgenommen werden Übergänge in Gesamt- oder Sonderschulen. Da das SOEP im Jahr 1984 startete und zum Zeitpunkt der Analyse Daten bis 2003 vorlagen, sind die ersten Übergänge von 1984 nach 1985 und die letzten von 2002 nach 2003 zu beobachten. Im ersten Teil der Untersuchung ist die abhängige Variable dichotom und nimmt den Wert 1 an, wenn das Gymnasium besucht wird. Im zweiten Teil hat die abhängige Variable jeweils einen eigenen Wert für den Übergang in das Gymnasium, die Realschule und die Hauptschule. Für die Untersuchungen zum Übergang auf das Gymnasium liegen Angaben von 3.078 Kindern vor, für die Analysen zum dreigliedrigen Schulsystem von 1.942 Kindern.

¹³ In den meisten Bundesländern treten die Kinder nach der 4. Klasse in das gegliederte Schulsystem der Sekundarstufe I ein. Hiervon abweichende Schulstrukturen weisen Berlin und Brandenburg auf, wo die Grundschule auch die Klassen 5 und 6 umfasst, Niedersachsen und Bremen mit einer schulartunabhängigen Orientierungsstufe und Hessen mit seinem breiten Angebot an schulartunabhängigen Förderstufen. Bei Kindern aus diesen Bundesländern verzögert sich die Entscheidung über den weiteren Schulverlauf um zwei Jahre.

¹⁴ Obwohl es im Untersuchungszeitraum in Mecklenburg-Vorpommern ein dreigliedriges Schulsystem gab, wird es aus diesen Analysen ausgeschlossen, da es ansonsten das einzige ostdeutsche Bundesland wäre.

Die ökonomische Situation der Familie wird über das verfügbare Jahreseinkommen abgebildet, das sich auf den gesamten Haushalt und alle Einkünfte im Jahr vor der Übergangsentscheidung bezieht. Die Einkommensangaben sind deflationiert (Basisjahr 2001 = 100) und entsprechend der neuen OECD-Skala bedarfsgewichtet.¹⁵ Diese Art der Gewichtung trägt zusätzlichen Ausgaben bei steigender Haushaltsgröße Rechnung.

Für das Einkommen werden drei verschiedene Spezifikationen verwendet: einfach linear, abschnittsweise linear und logarithmiert. Gegenüber der einfach linearen ist die abschnittsweise lineare Spezifizierung in ihren Annahmen weniger restriktiv. Zur Konstruktion der Variablen werden die ursprünglichen Einkommensangaben durch Transformationen entlang der untersten und obersten Quartilsgrenze in drei lineare „Teilabschnitte“ aufgeteilt. Die so gebildeten Variablen werden als „splines“ bezeichnet.¹⁶ Wenn die Koeffizienten der „splines“ auf Gleichheit restringiert werden, erhält man wieder die einfach lineare Schätzung. Damit ist ein direkter Vergleich der Schätzergebnisse möglich. Zusätzlich werden die Einkommensangaben in logarithmierter Form verwendet. Bei dieser Spezifizierung werden Differenzen im oberen Einkommensbereich unbedeutender, was entsprechend Hypothese 4 eine angemessene Operationalisierung darstellt.

In einigen Modellen wird das Einkommen aus mehreren Jahren berücksichtigt. Zum einen wird das Einkommen von vor 4 Jahren, was bei den meisten Kindern der Zeitpunkt der Einschulung ist, und von vor 8 Jahren berücksichtigt. Letzteres gibt die Finanzsituation der Eltern in den ersten Lebensjahren wieder. Wie in Tabelle A1 im Anhang zu sehen, ist das Einkommen in den Jahren höher, die näher am Übergang in die Sekundarstufe I liegen. Ein Grund hierfür sind höhere Erwerbseinkommen der Eltern aufgrund ihres gestiegenen Lebensalters und längerer Berufstätigkeit. Um die geschätzten Koeffizienten bei Angaben aus mehreren Jahren besser vergleichen zu

¹⁵ Bei der Konstruktion der Bedarfsgewichte erhält der Haushaltsvorstand den Faktor 1, jede weitere Person über 14 Jahren den Faktor 0,5 und Kinder den Faktor 0,3.

¹⁶ Die Werte der Variable Einkommen werden mit x bezeichnet. Die beobachtete Einkommensverteilung hat die Quartilsgrenzen Q_1 , Q_2 , Q_3 , wobei hier die unterste und oberste Quartilsgrenze (Q_1 , Q_3) für die Transformation der Einkommensangaben in „splines“ genutzt werden. Folgende Transformationsvorschriften gelten:

$$\begin{aligned} \text{spline 1: } f_1(x) &= \begin{cases} x & \text{für } x \leq Q_1 \\ Q_1 & \text{sonst} \end{cases} \\ \text{spline 2: } f_2(x) &= \begin{cases} 0 & \text{für } x \leq Q_1 \\ x - Q_1 & \text{für } Q_1 < x \leq Q_3 \\ Q_3 - Q_1 & \text{sonst} \end{cases} \\ \text{spline 3: } f_3(x) &= \begin{cases} 0 & \text{für } x \leq Q_3 \\ x - Q_3 & \text{sonst} \end{cases} \end{aligned}$$

Somit gilt auch $f_1(x) + f_2(x) + f_3(x) = x$.

können, werden die Einkommen in logarithmierter Form berücksichtigt.¹⁷ Weiterhin wird getestet, ob eine Einkommensverbesserung von der Einschulung bis zur Entscheidung über den weiteren Schulverlauf die Wahrscheinlichkeit erhöht, das Gymnasium zu besuchen. Dabei werden mittelwertsbereinigte Einkommensverbesserungen von mindestens 20 Prozent als relative Gewinne, Einbußen in der gleichen Größenordnung als relative Verluste bezeichnet (vgl. Tabelle A3, Anhang).

Um die aus der Stresstheorie abgeleitete 6. Hypothese zu prüfen wird die Zufriedenheit der Mutter mit dem Haushaltseinkommen verwendet. Es wird angenommen, dass Mütter mit niedrigen Skalenwerten die finanzielle Situation als Belastung empfinden. Die Zufriedenheit wird mit einer 11er-Skala erhoben und ihr Wertebereich in fünf Kategorien unterteilt (nähere Informationen in Tabelle A4, Anhang). Bei der Interpretation der Ergebnisse muss jedoch berücksichtigt werden, dass es sich um eine recht einfache Operationalisierung eines facettenreichen Sachverhaltes handelt.

Zu den Kontrollvariablen gehört der Schulabschluss der Eltern, der ein Indikator sowohl für die Leistungsfähigkeit des Kindes als auch für die Bildungsnähe der Eltern ist. Die Schulabschlüsse werden in vier Dummy-Variablen abgelegt: ohne Schulabschluss, höchstens Hauptschulabschluss, höchstens mittlere Reife und Abitur (einschließlich Fachabitur). Bei nicht bildungshomogenen Elternpaaren wird der höhere Abschluss verwendet. Um die Bedeutung der primären Herkunftseffekte und den von Bourdieu betonten Einfluss des elterlichen Habitus zu berücksichtigen werden Angaben der Mutter zum Besuch von Veranstaltungen aus dem Bereich der Hochkultur (wie z.B. Oper, klassische Konzerte, Ausstellungen) verwendet. Da die entsprechende Frage jedoch nicht in jedem Jahr gestellt wird, wird in einigen Fällen auf Angaben aus den beiden vorangegangenen Jahren zurückgegriffen.

Die soziale Stellung und damit der drohende Statusverlust (SV) wird mithilfe des Berufsprestiges nach Wegener operationalisiert. Diese Prestigeskala hat gegenüber anderen Berufsskalen den Vorteil, dass sie auf dem Reputationsansatz beruht. Hierbei werden auf Basis von Bevölkerungsumfragen die Abstände des Ansehens verschiedener Berufe zueinander ermittelt. Bildungsabschlüsse und durchschnittliche Verdienste sind nicht Grundlage der Konstruktion wie dies bei Skalen zum sozio-ökonomischen Status der Fall ist. Wenn beide Elternteile erwerbstätig sind, wird – wie auch schon bei der Bildung – der höhere Wert verwendet. Die Fälle, in denen kein im Haushalt lebender

¹⁷ Die Korrelationen zwischen den Einkommen verschiedener Jahren sind mit 0,49 bis 0,64 relativ hoch (Tabelle A2, Anhang).

Elternteil erwerbstätig ist oder kein Prestigewert vorliegt, werden mit einer Dummy-Variablen erfasst, um eine größere Reduktion der Fallzahlen zu vermeiden.

Schließlich wird noch das Geschlecht des Kindes berücksichtigt. Eine detaillierte Beschreibung der Stichprobenmerkmale ist in den Tabellen A1 bis A4 enthalten.

4.2 *Statistische Schätzmethoden bei kategorialen, abhängigen Variablen*

Im ersten Untersuchungsteil ist die abhängige Variable dichotom. Sie hat den Wert 1, wenn im Anschluss an die Grundschule das Gymnasium besucht wird, und den Wert 0, wenn eine sonstige Schulart gewählt wird. Mit Hilfe logistischer Regressionsmodelle lässt sich die Wahrscheinlichkeit $P_1 = P(y=1)$ schätzen, mit der eine Person auf das Gymnasium wechselt (Long 1997: 34-83). Dabei ist die abhängige Variable aber nicht die Wahrscheinlichkeit P_1 , sondern das logarithmierte Chancenverhältnis von Wahrscheinlichkeit zu Gegenwahrscheinlichkeit, kurz Log-Odds $L(y=1)$ (vgl. Gleichung 1). Aus den geschätzten Logit-Koeffizienten lässt sich dann für jede Person die Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs berechnen (vgl. Gleichung 2).

$$L(y=1) = \ln(P_1/(1-P_1)) = \alpha + \sum \beta_k x_k \quad (\text{Gl. 1})$$

Log-Odds:	$\ln(P_1/(1-P_1))$
Logit-Koeffizienten:	α, β_k
erklärende Variablen:	x_k

$$P_1 = \frac{\exp(\alpha + \sum \beta_k x_k)}{1 + \exp(\alpha + \sum \beta_k x_k)} \quad (\text{Gl. 2})$$

Im zweiten Teil der Untersuchung hat die abhängige Variable drei Ausprägungen, wofür sich multinomiale Logit-Modelle als Schätzverfahren anbieten (Long 1997: 148-168). Um zum Beispiel den Einfluss des Geschlechts auf die gewählte Schulart zu untersuchen, werden zwei Koeffizienten gleichzeitig geschätzt: zum einen für das logarithmierte Wahrscheinlichkeitsverhältnis des Übergangs in die Real- oder die Hauptschule (vgl. Gleichung 3.1), zum anderen für das logarithmierte Wahrscheinlichkeitsverhältnis des Besuchs von Gymnasium gegenüber der Hauptschule (vgl. Gleichung 3.2). Aus den geschätzten Logit-Koeffizienten lassen sich wiederum die Wahrscheinlichkeiten des Besuchs einer Schulart berechnen (vgl. Gleichungen 4.1, 4.2, 4.3).¹⁸

¹⁸ Stehen nur zwei Alternativen zur Auswahl, reduzieren sich die beiden Gleichungen 3.1 und 3.2 auf nur eine, die mit Gleichung 1 identisch ist.

$$\ln(P_2/P_1) = \alpha_{21} + \sum \beta_{k,21} x_k \quad (\text{Gl. 3.1}) \quad \begin{array}{l} 1 = \text{Hauptschule} \\ 2 = \text{Realschule} \\ 3 = \text{Gymnasium} \end{array}$$

$$\ln(P_3/P_1) = \alpha_{31} + \sum \beta_{k,31} x_k \quad (\text{Gl. 3.2})$$

Log-Odds: $\ln(P_2/P_1), \ln(P_3/P_1)$
 Logit-Koeffizienten: $\alpha_{21}, \alpha_{31}, \beta_{k,21}, \beta_{k,31}$
 erklärende Variablen: x_k

$$P_1 = \frac{1}{1 + \exp(\alpha_{21} + \sum \beta_{k,21} x_k) + \exp(\alpha_{31} + \sum \beta_{k,31} x_k)} \quad (\text{Gl. 4.1})$$

$$P_2 = \frac{\exp(\alpha_{21} + \sum \beta_{k,21} x_k)}{1 + \exp(\alpha_{21} + \sum \beta_{k,21} x_k) + \exp(\alpha_{31} + \sum \beta_{k,31} x_k)} \quad (\text{Gl. 4.2})$$

$$P_3 = \frac{\exp(\alpha_{31} + \sum \beta_{k,31} x_k)}{1 + \exp(\alpha_{21} + \sum \beta_{k,21} x_k) + \exp(\alpha_{31} + \sum \beta_{k,31} x_k)} \quad (\text{Gl. 4.3})$$

Problematisch an den multinomialen Logit-Modellen ist jedoch, dass sie nicht ganz einfach zu interpretieren sind. Ein positiver Logit-Koeffizient für das logarithmierte Verhältnis von P_2 zu P_1 bedeutet nicht zwangsläufig einen Anstieg der Wahrscheinlichkeit P_2 . Ein positiver Koeffizient zeigt nur an, dass P_2 wahrscheinlicher ist als P_1 . Aus diesem Grund werden die Schätzergebnisse teilweise auch grafisch dargestellt.

5. Empirische Befunde

Die Darstellung der empirischen Befunde gliedert sich in zwei Abschnitte: Zunächst werden die Ergebnisse für den Einfluss der Einkommenssituation auf den Eintritt in das Gymnasium für Gesamtdeutschland dargestellt. Danach werden Analysen für die Kinder präsentiert, denen die Schularten des „typisch“ westdeutschen dreigliedrigen Schulsystems zur Auswahl stehen.

5.1 Der Übergang auf das Gymnasium

Die Schätzergebnisse für den Übergang von der Grundschule auf das Gymnasium werden in Tabelle 1 wiedergegeben. In den ersten drei Modellen ist jeweils nur das verfügbare, bedarfsgewichtete Haushaltseinkommen in unterschiedlicher Spezifizierung enthalten. Für die einfachste Variante, das Haushaltseinkommen in linearer Form, wird ein positiver und hoch signifikanter Logit-Koeffizient geschätzt (vgl. Modell 1). Inhaltlich bedeutet dies, dass je besser die Finanzsituation des Haushalts, desto wahrscheinlicher ist der Übergang auf das Gymnasium. In Modell 2 werden die Einkommensangaben in „splines“ berücksichtigt, die eine flexiblere Modellierung zulassen. Diese Art der Modellierung führt zu einer auf dem 1 %-Niveau statistisch signifikant besseren Mo-

dellanpassung, da die Durchführung eines Likelihood-Ratio-Tests (LR) einen Chi^2 -Wert von 76,98 bei 2 Freiheitsgraden ergibt.¹⁹ Der für den ersten „spline“ geschätzte Koeffizient ist nicht signifikant. Dies bedeutet, dass Einkommensdifferenzen im untersten Quartil keinen Einfluss auf den Übergang in das Gymnasium haben. Ein signifikanter, positiver Logit-Koeffizient lässt sich hingegen für die Variable beobachten, die Einkommensdifferenzen in den beiden mittleren Quartilen beschreibt. Der Effekt beträgt an der obersten Quartilsgrenze bereits $(0,253 \cdot (16,99 - 10,40)) \approx 1,67$. Für den dritten „spline“ wird zwar auch ein positiver Logit-Koeffizient ausgewiesen, dieser ist jedoch deutlich schwächer als der des zweiten „splines“.

- Tabelle 1 ungefähr hier -

Alternativ zu den beiden linearen Spezifizierungen wurde in Modell 3 das logarithmierte Einkommen verwendet, wofür ebenfalls ein hoch signifikanter, positiver Koeffizient geschätzt wird. Ein direkter Vergleich der Güte des Modells gegenüber den beiden vorangegangenen Modellen ist mithilfe des Likelihood-Ratio-Tests jedoch nicht möglich, da Modell 3 in keinem hierarchischen Verhältnis zu den beiden anderen steht. Bei Betrachtung der Log-Likelihood Endwerte der drei Modelle zeigt sich jedoch, dass die Schätzfunktion bei Verwendung der „splines“ am besten maximiert wird, etwas schlechter mit der logarithmierten Variante. Deutlich niedriger fällt dieser Schätzwert bei der Berücksichtigung des Einkommens in linearer Form aus.

Der Zusammenhang von Einkommen und Übergängen auf das Gymnasium wird in Abbildung 1 veranschaulicht. Auf der x-Achse ist die Höhe des Einkommens abgetragen,²⁰ auf der y-Achse die Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs. Die aus Modell 1 heraus berechneten Wahrscheinlichkeiten werden durch die Kurve mit Quadraten repräsentiert. Danach haben Kinder, die in einem sehr einkommensschwachen Haushalt leben, eine Wahrscheinlichkeit von etwas mehr als 10 %, das Gymnasium zu besuchen. Dagegen haben Kinder aus Haushalten mit einem hohen Einkommenswert eine Wahrscheinlichkeit von fast 90 %, diese Schulart zu besuchen.

¹⁹ Modell 1 ist Modell 2 hierarchisch untergeordnet. Denn wenn in Modell 2 die Restriktion eingeführt wird, dass alle drei Logit-Koeffizienten der „spline“-Variablen denselben Wert annehmen müssen, erhalten wir Modell 1. Deshalb ist hier ein Likelihood-Ratio-Test möglich, der sich aus der mit 2 multiplizierten Differenz der beiden LogLikelihood-Endwerte errechnet: $\text{LR} = 2 \cdot (\text{LL}_{\text{cons}} - \text{LL}_{\text{full}})$. Die Anzahl der Freiheitsgrade ist gleich der Anzahl der zusätzlich geschätzten Koeffizienten.

²⁰ In der grafischen Darstellung werden keine Wahrscheinlichkeitswerte für Einkommen dargestellt, die zum untersten oder obersten 1 % der Einkommensverteilung der Analytestichprobe gehören.

- *Abbildung 1 ungefähr hier* -

Die mit Dreiecken gekennzeichnete Linie repräsentiert den mithilfe von „splines“ geschätzten Zusammenhang von Einkommen und Schulwahl. Um die Logik der „splines“ besser zu verdeutlichen sind in Abbildung 1 zwei Senkrechten an der ersten und dritten Quartilsgrenze eingezeichnet. Die dritte Senkrechte dient lediglich zur Kennzeichnung der 95 %-Grenze der Einkommensverteilung, weil die Einkommen im obersten Quartil sehr stark streuen. Anders als bei der linearen Spezifizierung (Linie mit Quadraten) haben Einkommensunterschiede im untersten Quartil keinen Einfluss auf den Übergang in das Gymnasium. Für Kinder aus dem mittleren Einkommensbereich lässt sich ein starker Anstieg feststellen, denn die Wahrscheinlichkeitskurve steigt von der 1. zur 3. Quartilsgrenze stark an. Ab der oberen Quartilsgrenze nimmt die Kurve dann nur noch mäßig zu.

Die gestrichelte Kurve in Abbildung 1 veranschaulicht den mithilfe des logarithmierten Einkommens geschätzten Zusammenhang. Ihr Verlauf ähnelt der Kurve aus Modell 1, zeigt aber einen schwächeren Einfluss für Einkommen aus dem oberen Bereich.

Im nächsten Schritt wird überprüft, inwieweit die beobachteten Einkommenseffekte Bestand haben, wenn für weitere Variablen kontrolliert wird. Hierbei wird das Einkommen in Form von „spline“-Variablen verwendet, da diese Spezifizierung die beste Modellgüte aufweist. Wie in Modell 4, Tabelle 1 zu sehen ist, verlieren die Logit-Effekte der drei „spline“-Variablen deutlich an Stärke und nur der Effekt für Einkommen aus dem mittleren Bereich bleibt weiterhin signifikant.

Die Vorzeichen der Kontrollvariablen weisen alle in die erwartete Richtung. Je höher der Schulabschluss der Eltern, desto eher wird das Gymnasium besucht. Über die formalen Bildungsabschlüsse hinaus lassen sich auch Effekte für die Variablen feststellen, die Aktivitäten aus dem Bereich der Hochkultur erfassen: der Besuch von Oper, klassischen Konzerten und Ausstellungen. Wenn die Mutter manchmal oder mindestens monatlich an solchen Veranstaltungen teilnimmt, hat ihr Kind eine höhere Wahrscheinlichkeit auf das Gymnasium zu gehen. Der Logit-Koeffizient der Berufsprestige-Variable ist ebenfalls positiv und hoch signifikant. Je höher die Prestigewerte, desto wahrscheinlicher wird die Wahl des Gymnasiums. Für einige Eltern liegen aber keine Angaben zum Berufsprestige vor. In fast allen Fällen sind dies Haushalte, in denen allein erziehende Mütter oder beide Elternteile nicht erwerbstätig sind. Für die Variable, die diese Haushalte kennzeichnet, erhalten wir in unserer Schätzung einen positiven Logit-Koeffizienten, der in seiner Stärke vergleichbar ist mit Effekten für Haushalte mit

niedrigem Berufsprestige.²¹ Schließlich wird in Modell 4 noch für das Geschlecht des Kindes kontrolliert. Hier zeigt sich der in der Literatur gut dokumentierte Effekt, dass Mädchen häufiger das Gymnasium besuchen als Jungen.

Um die Bedeutung des Einkommens im Vergleich zum Einfluss der Bildung der Eltern auf die Wahl des Gymnasiums zu veranschaulichen, werden erneut Wahrscheinlichkeitskurven berechnet. Sie werden in Abbildung 2 dargestellt, wobei für jedes Bildungsniveau der Eltern eine eigene Kurve abgetragen wird.²²

- Abbildung 2 ungefähr hier -

Die oberste Kurve repräsentiert die Wahrscheinlichkeit auf das Gymnasium zu gehen, wenn mindestens ein Elternteil über ein (Fach-)Abitur verfügt. Nach einer leichten, aber statistisch nicht signifikanten Abnahme der Kurve, steigt sie mit zunehmendem Einkommen stark an. Ab der dritten Quartilsgrenze bleibt die Wahrscheinlichkeitskurve auf hohem Niveau konstant. Wenn die Eltern ein niedrigeres Bildungsniveau haben, fällt der Verlauf der jeweiligen Wahrscheinlichkeitskurven sehr ähnlich aus. Da diese Kurven aber näher an der x-Achse liegen, haben die Kinder auch eine geringere Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs. Offensichtlich hat die Bildung der Eltern einen viel stärkeren Einfluss als das Haushaltseinkommen. Denn selbst wenn Eltern mit einem Hauptschulabschluss über ein sehr hohes Haushaltseinkommen verfügen, ist die Wahrscheinlichkeit, dass ihr Kind auf das Gymnasium wechselt, immer noch geringer als bei einem Kind, dessen Eltern ein (Fach-)Abitur und ein geringes Haushaltseinkommen haben.

Mit den Modellen 5 bis 7 wird untersucht, ob die Einkommenssituation in den vorangegangenen Jahren und Einkommensveränderungen auf Haushaltsebene einen Einfluss auf den Übergang in das Gymnasium haben.²³ Um die Einkommensangaben aus mehreren

²¹ Denn für Eltern, die nicht über den niedrigsten Prestige-Wert von 30 hinauskommen, erhalten wir z.B. einen Logit-Effekt von $(30 \cdot 0,013) = 0,39$.

²² Bei der Berechnung der Wahrscheinlichkeiten wird davon ausgegangen, dass die Mutter manchmal kulturelle Veranstaltungen besucht, die Eltern – gemessen an der Analytestichprobe – über ein durchschnittliches Sozialprestige verfügen und das Kind ein Junge ist.

²³ In den Modellen 5 bis 7 reduziert sich die Fallzahl, da nicht für alle Kinder Einkommensangaben aus mehreren Jahren vorliegen. In den meisten Fällen ist dies darauf zurückzuführen, dass die Kinder bereits einige Jahre alt waren, als die Eltern mit der Panel-Teilnahme begannen. Zusätzliche Modelle, die nach

Jahren besser vergleichen zu können, wird in diesen Modellen auf das logarithmierte Einkommen zurückgegriffen. Da die berufliche Position und damit auch das Berufsprestige sich über die Jahre hinweg ändern können, bleibt die Variable in diesen Modellen unberücksichtigt. Dagegen wird unterstellt, dass die Bildung der Eltern zeitkonstant ist. Weiterhin wurde der Besuch von Veranstaltungen aus dem Bereich der Hochkultur zum Befragungszeitpunkt in den Modellen belassen, da davon ausgegangen wird, dass er ein Indikator für dauerhaft vorhandenes Kulturkapital der Befragungsperson ist.²⁴ Wenn - wie in Modell 5 - Einkommen aus dem Vorjahr der Entscheidung und von 4 Jahren zuvor, was in etwa dem Zeitpunkt der Einschulung entspricht, berücksichtigt werden, wird ein stärkerer Logit-Effekt für das frühere Einkommen geschätzt. Dies deutet darauf hin, dass früheres Einkommen wichtiger für den Übergang in das Gymnasium ist. Bei Beachtung der Konfidenzintervalle zeigt sich aber, dass der Unterschied zwischen den beiden geschätzten Logit-Koeffizienten nicht signifikant ist.²⁵ In Modell 6 werden die Einkommensangaben von vor 4 Jahren sowie relative Einkommensgewinne und -verluste nach drei Jahren berücksichtigt. Zwar deuten die geschätzten Koeffizienten in die erwartete Richtung – Kinder aus Haushalten mit Einkommensgewinnen wechseln eher auf das Gymnasium, aus Haushalten mit Einbußen seltener – allerdings ist keiner der beiden Koeffizienten signifikant. Auch bei Verwendung alternativer Schwellenwerte für Einkommensänderungen ergeben sich keine signifikanten Effekte.

In Modell 7 werden Einkommensangaben aus drei verschiedenen Jahren berücksichtigt: Aus einem der ersten Lebensjahre, ungefähr zum Zeitpunkt der Einschulung und ein Jahr vor dem Übergang in das Gymnasium. Für das aktuellste dieser drei Einkommen wird ein schwacher, nicht signifikanter Effekt geschätzt. Am stärksten und hoch signifikant ist der Effekt für die Einkommensvariable ca. zum Zeitpunkt der Einschulung, etwas schwächer ist der Effekt für die Variable, die das Einkommen in den ersten Lebensjahren misst.

Zuletzt wird der Zusammenhang von Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen und der Wahrscheinlichkeit auf das Gymnasium zu wechseln untersucht. Bei einer bivariaten Betrachtung zeigt sich ein eindeutiger Zusammenhang: Nur 23 % der Kinder, deren Mutter unzufrieden mit dem Haushaltseinkommen ist, wechseln auf das Gymnasium. Kinder, deren Mutter „ambivalent“ oder „zufrieden“ ist, gehen zu 28 % bzw. 34 % auf das Gymnasium, und wenn die Mutter hoch zufrieden ist, sogar zu 42 % (vgl. Tabelle

Kindern mit und ohne Einkommensangaben aus vorangegangenen Jahren differenzieren, haben gezeigt, dass der Einfluss des Vorjahreseinkommens für beide Gruppen gleich groß ist.

²⁴ Modelle, in denen Angaben zum Besuch von kulturell anspruchsvollen Veranstaltungen über mehrere Jahre enthalten sind, führen zu keinen anderen Ergebnissen. Insofern reicht es aus, die Partizipation zum Befragungszeitpunkt zu berücksichtigen.

²⁵ Die Standardfehler der geschätzten Logit-Koeffizienten betragen 0,20 und 0,21.

A4, Anhang). Wie aber in Modell 8, Tabelle 1, zu sehen ist, hat die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen keinen Einfluss mehr, wenn nach weiteren Merkmalen kontrolliert wird.

Zwischenfazit

Die bisherigen Analysen zeigen, dass ein Zusammenhang zwischen finanzieller Situation der Eltern und Übergängen auf das Gymnasium besteht. Unklar ist jedoch, ob entsprechend Hypothese 1 Eltern tatsächlich die Kosten für den weiteren Schulverlauf abwägen. Denn bei gleichzeitiger Kontrolle früherer Einkommen verliert das aktuellste an Bedeutung, und Veränderungen in der Einkommensposition von der Einschulung bis zur Entscheidung scheinen keine Auswirkungen zu haben. Der positive Einfluss des Einkommens aus vorangegangenen Jahren steht in Einklang mit Hypothese 2, wonach frühere Investitionen eine günstigere Leistungsentwicklung und damit den Übergang auf das Gymnasium befördern.

Hypothese 3 lässt sich nicht bestätigen. Denn sehr hohes Einkommen führt nicht dazu, dass ein Kind eine Wahrscheinlichkeit von nahezu 100 % hat, das Gymnasium zu besuchen. Die Ergebnisse stützen eher Hypothese 4, wonach sich bei hohen Einkommen ein „ceiling effect“ einstellt.

Dass Einkommensdifferenzen im unteren Bereich offensichtlich nicht die Schulwahl beeinflussen, steht zunächst in Einklang mit Hypothese 7, wonach diese Eltern über unbeobachtete Merkmale verfügen, die gleichzeitig niedriges Einkommen und ungünstige Bildungsverläufe bewirken. Hingegen kann mit der hier gewählten Operationalisierung von einkommensbasierten familiären Belastungen kein zusätzlicher Effekt festgestellt werden, der sich über das Haushaltseinkommen hinaus auswirkt (vgl. Hypothese 6).

5.2 Der Übergang in eine Schulart des dreigliedrigen Schulsystems

Tabelle 2 gibt die Schätzergebnisse der multinomialen Logit-Modelle für Übergänge in die Hauptschule, Realschule und das Gymnasium wieder.²⁶ Die Ergebnisse einer Schätzung werden jeweils in zwei Spalten dargestellt. In der linken stehen die Logit-Koeffizienten für das Verhältnis der Besuchswahrscheinlichkeiten von Real- zu Hauptschule und in der rechten Spalte für das Verhältnis von Gymnasium zu Hauptschule.

²⁶ Die Merkmalsverteilung der Analysetichprobe für den Übergang in das dreigliedrige Schulsystem unterscheidet sich kaum von der vorherigen, obwohl Kinder aus mehreren Bundesländern ausgeschlossen wurden (vgl. Tabellen A1 und A4 im Anhang).

- Tabelle 2 ungefähr hier -

Analog zu Modell 4 sind in Modell 9, Tabelle 2, die in „splines“ transformierten Einkommensangaben einschließlich der Kontrollvariablen enthalten. Demnach haben höhere Einkommen innerhalb des ersten „splines“ einen signifikanten und positiven Effekt auf das Chancenverhältnis von Real- zu Hauptschule. Die Logit-Koeffizienten der anderen beiden „splines“ sind jedoch nicht signifikant. Beim Chancenverhältnis von Gymnasium zu Hauptschule zeigt sich nur für „spline 2“ ein signifikanter Effekt.

Anstatt die Logit-Koeffizienten der einzelnen Chancenverhältnisse zu interpretieren, werden im Folgenden die Einflüsse des Einkommens und der Bildung der Eltern in den Abbildungen 3a bis 3c anschaulich dargestellt.²⁷ Abbildung 3a gibt die Wahrscheinlichkeit des Gymnasialbesuchs wieder und ist vergleichbar mit der bereits besprochenen Abbildung 2. In Abbildung 3b sind die Wahrscheinlichkeitskurven für den Realschulbesuch abgetragen. Es zeigt sich, dass höheres Einkommen innerhalb des untersten Quartils die Wahrscheinlichkeit des Realschulbesuchs befördert. Nach der ersten Quartilsgrenze nehmen die Kurven – in mehr oder weniger starkem Maße – wieder ab. Ab der dritten Quartilsgrenze gibt es offensichtlich keine Veränderungen im Kurvenverlauf mehr. Die oberste Kurve und damit die höchste Wahrscheinlichkeit des Realschulbesuchs haben Kinder, deren Eltern über die mittlere Reife verfügen. Die niedrigsten Wahrscheinlichkeiten lassen sich für Kinder beobachten, deren Eltern gar keinen oder aber den höchsten Schulabschluss haben.

- Abbildung 3 ungefähr hier -

Ein vollkommen anderes Bild zeigt sich für den Übergang auf die Hauptschule (Abbildung 3c). Mit steigendem Einkommen fallen alle Kurven, aber nur bis zur dritten Quartilsgrenze. Danach verlaufen die Kurven nahezu parallel zur x-Achse. Hier lässt sich – wie auch beim Übergang auf das Gymnasium – ein eindeutiger Zusammenhang zwischen dem Besuch der Hauptschule und der Bildung der Eltern feststellen. Je höher ihr formaler Schulabschluss, desto näher liegt die dazugehörige Wahrscheinlichkeitskurve an der x-Achse; d.h., der Besuch der Hauptschule wird unwahrscheinlicher. Gleichzeitig wird auch ersichtlich, dass die Bildung der Eltern einen stärkeren Einfluss auf den Übergang in die Hauptschule hat als das verfügbare Haushaltseinkommen.

²⁷ vgl. Fußnoten 20 und 22.

In den Modellen 10 und 11 werden Einkommen aus früheren Jahren berücksichtigt. Abermals wird auf die einfachere Einkommensspezifizierung in logarithmierter Form zurückgegriffen und darauf verzichtet, gleichzeitig für das Berufsprestige zu kontrollieren, weil dann – wie auch schon in den Modellen 5 bis 7 – Angaben aus den Vorjahren berücksichtigt werden müssten. Beim Chancenverhältnis von Realschule zu Hauptschule hat weder das aktuelle Einkommen noch das Einkommen zum Zeitpunkt der Einschulung noch das in den ersten Lebensjahren einen signifikanten Einfluss. Beim Chancenverhältnis von Gymnasium zu Hauptschule zeigt sich hingegen erneut das aus den Modellen 5 und 7 bereits bekannte Muster: Die frühere Einkommenssituation erklärt mehr als die aktuellste.

Schließlich wird auch bei den Untersuchungen zum dreigliedrigen System die Zufriedenheit mit dem Haushaltseinkommen berücksichtigt. Kinder, deren Mütter unzufrieden sind, besuchen besonders häufig die Hauptschule und sehr selten das Gymnasium. Je zufriedener die Mutter, desto unwahrscheinlicher wird der Hauptschulbesuch, desto wahrscheinlicher der Besuch eines Gymnasiums (vgl. Tabelle 3). Zwischen der Zufriedenheit der Mutter und dem Realschulbesuch besteht jedoch kein Zusammenhang. Wird in einem multivariaten Modell für weitere Angaben zu den Eltern einschließlich ihrer objektiven Einkommenssituation kontrolliert, lässt sich kein eigenständiger Effekt mehr für die Zufriedenheit der Mutter mit dem Haushaltseinkommen auf den Schulverlauf feststellen (vgl. Modell 12, Tabelle 2).

- Tabelle 3 ungefähr hier -

Zwischenfazit

Die bereits in Abschnitt 5.1 besprochenen empirischen Befunde zum Übergang auf das Gymnasium gelten auch für die Analysen zum dreigliedrigen Schulsystem. Deshalb konzentrieren wir uns hier auf Unterschiede beim Übergang auf Haupt- und Realschule.

Ob die Kosten für die elterliche Entscheidung zwischen Haupt- und Realschule relevant sind, wie dies in Hypothese 1 angenommen wird, oder Einkommen aus den vorangegangenen Jahren sich auf die Leistungsfähigkeit und damit auf das Verhältnis von Real- zu Hauptschule auswirkt, wie nach Hypothese 2 zu erwarten ist, kann mit den vorliegenden Ergebnissen nicht beurteilt werden. Denn bei Berücksichtigung von Einkommen aus mehreren Jahren ist kein einziger Koeffizient signifikant. Dieses Ergebnis könnte

aber auch auf einer unzureichenden Spezifizierung oder der hohen Multikollinearität der Einkommensvariablen beruhen. Dennoch ist festzuhalten, dass höheres Einkommen mit geringeren Wahrscheinlichkeiten für die Übergänge auf Haupt- oder Realschule einhergehen, weil Übergänge auf das Gymnasium wahrscheinlicher sind.

Gleichzeitig deuten die Ergebnisse darauf hin, dass Hypothese 5, wonach Kosten bei der Wahl zwischen Haupt- und Realschule irrelevant sind, nicht unbedingt zugestimmt werden kann. Denn je besser die Position im unteren Einkommensbereich ist, desto eher wird die Realschule und desto seltener die Hauptschule gewählt. Daraus folgt auch, dass Hypothese 7, wonach Einkommensunterschiede im unteren Segment keinen Einfluss auf den weiterführenden Schulverlauf haben, nicht zutrifft.

In der bivariaten Betrachtung zeigt sich nur ein Zusammenhang zwischen der Zufriedenheit der Mutter mit dem Haushaltseinkommen und den Übergängen auf das Gymnasium und in die Hauptschule, aber nicht für den in die Realschule. Nach Hypothese 6 wäre zu erwarten gewesen, dass die Zufriedenheit sich über das Haushaltseinkommen hinaus auswirkt. Auch wenn dieses Ergebnis die Stresstheorie nicht stützt, so kann sie dennoch nicht verworfen werden, da die Zufriedenheitsvariablen nur ein sehr grober Indikator für das Vorliegen eines belasteten Familienklimas sind.

6. Diskussion

Die vorangegangenen Analysen bestätigen, dass der Zugang zu einzelnen Schulformen sozial selektiv ist: Eine höhere Position der Eltern beim Einkommen, bei der Bildung und in der gesellschaftlichen Hierarchie wirken sich positiv auf den Übergang in das Gymnasium aus und verringern das Risiko, die Hauptschule zu besuchen. Für den Übergang in die Realschule lässt sich solch ein eindeutiges Muster jedoch nicht beobachten. Im Vergleich zum Einfluss der Bildung der Eltern sind die Effekte des Einkommens auf Übergänge in die Hauptschule oder das Gymnasium geringer.

Nach den Theorien der Bildungswahl sind Kosten ein zentraler Aspekt bei der Entscheidung für eine Schulart. In der Diskussion des theoretischen Modells wurde angezweifelt, ob mögliche Kosten tatsächlich bei der Wahl zwischen Haupt- und Realschule zum Tragen kommen, da in einigen Bundesländern die Anzahl der Jahrgangsstufen identisch ist, in den anderen die Realschule nur ein Schuljahr mehr umfasst. Da ein Realschulabschluss besser verwertbar ist, sollten Eltern somit ihr Kind nicht freiwillig auf die Hauptschule schicken. Neben dieser am Modell orientierten Kritik lassen auch die empirischen Ergebnisse Zweifel daran aufkommen, ob Kosten bei der Wahl einer Schule am Ende der Grundschulzeit entscheidend sind. Die Ergebnisse zeigen zwar

eindeutig, dass eine bessere Einkommensposition der Eltern mit einer höheren Wahrscheinlichkeit des Besuchs eines Gymnasiums einhergeht, werden aber Einkommensangaben aus vorangegangenen Jahren berücksichtigt, so scheint deren Einfluss zu überwiegen. Eine günstige Einkommensposition der Eltern in früheren Jahren sollte sich z.B. positiv auf die Wohnsituation und die materielle Versorgung im Haushalt auswirken und deshalb eine bessere Entwicklung der Leistungsfähigkeit ermöglichen. Demnach deutet der empirisch festgestellte Zusammenhang von Einkommen und Schulbesuch eher auf primäre Herkunftseffekte hin. Um dies genauer zu untersuchen bedarf es aber Angaben zu Leistungsständen und Einkommen aus mehreren Jahren.

Die Kritik an dem Modell der Bildungswahl bedeutet aber nicht, dass es generell ungeeignet zur Erklärung von Bildungsverläufen ist. Denn erstens können die oben genannten günstigen Bedingungen das Ergebnis einer gezielten Humankapitalinvestition der Eltern sein; zweitens überzeugen die Kostenargumente bei anderen Entscheidungen wie der Aufnahme eines Studiums oder einer Gebühren finanzierten Berufsausbildung an Privatschulen.

Weiterhin konnte gezeigt werden, dass Kinder aus Familien, die unzufrieden mit ihrem Haushaltseinkommen sind, öfter die Hauptschule und seltener das Gymnasium besuchen. Dies steht in Einklang mit der Stresstheorie. Mit der hier gewählten, recht einfachen Operationalisierung konnte aber nicht geklärt werden, ob diese Unzufriedenheit eine über das Haushaltseinkommen hinausgehende Erklärungskraft besitzt.

Die hier durchgeführte Untersuchung konzentriert sich auf die „sensible Phase“ der Schulwahl am Ende der Grundschule. In weiteren Untersuchungen wird zu klären sein, ob und in welchem Umfang spätere Korrekturen an dieser Entscheidung vorgenommen werden. Dabei ist nicht nur das quantitative Ausmaß von Interesse, sondern auch Fragen nach sozialen Selektivitäten: Verlassen Schüler mit einer geringen Übergangswahrscheinlichkeit auf das Gymnasium dieses am häufigsten? Oder haben sie die höchste Bleibewahrscheinlichkeit, weil sie nur aufgrund außerordentlich hoher Leistungsfähigkeit den Weg auf das Gymnasium geschafft haben? Bisher gibt es hierzu nur wenige Untersuchungen. Diese deuten darauf hin, dass Wechsel zwischen den Schularten selten sind und zu keinem nennenswerten Abbau der sozialen Selektivität von Bildungsverläufen beitragen (vgl. Henz 1997). Darüber hinaus ist zu klären, ob bei späteren Bildungsentscheidungen das Einkommen im Vergleich zur Bildung der Eltern an Bedeutung zunimmt und diese vielleicht sogar übertrifft.

Literatur

- Baumert, J./Lehmann, R.H./Lehrke, M./Schmitz, B./Clausen, M./Hosenfeld, I./Köller, O./Neubrand, J., 1997: TIMSS – Mathematisch-naturwissenschaftlicher Unterricht im internationalen Vergleich: Deskriptive Befunde. Opladen: Leske + Budrich.
- Baumert, J./ Schümer, G., 2001: Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. S. 323-407 in: Deutsches PISA-Konsortium (Hrsg.), PISA 2000, Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske + Budrich.
- Becker, G.S./ Tomes, N., 1986: Human Capital and the Rise and Fall of Families. *Journal of Labor Economics* 4: S1-S39.
- Becker, R., 1999: Kinder ohne Zukunft? – Kinder in Armut und Bildungsungleichheit in Ostdeutschland seit 1990. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaften* 2: 263-283.
- Becker, R., 2000: Klassenlage und Bildungsentscheidungen – Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52: 450-474.
- Blossfeld, H.P., 1988: Sensible Phasen im Bildungsverlauf – Eine Längsschnittanalyse über die Prägung von Bildungskarrieren durch den gesellschaftlichen Wandel. *Zeitschrift für Pädagogik* 34: 45-63.
- Blossfeld, H.P., 1993: Changes in Educational Opportunities in the Federal Republic of Germany – A Longitudinal Study of Cohorts Born Between 1916 and 1965. S. 51-74 in: Y. Shavit/H.P. Blossfeld (Hrsg.), *Persistent Inequality – Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Blossfeld, H.P./Shavit, Y., 1993: Persisting Barriers: Changes in Educational Opportunities in Thirteen Countries. S. 1-23 in: Y. Shavit/ H.P. Blossfeld (Hrsg.), *Persistent Inequality – Changing Educational Attainment in Thirteen Countries*. Boulder, San Francisco, Oxford: Westview Press.
- Boudon, R., 1974: *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P., 1981: Klassenschicksal, individuelles Handeln und das Gesetz der Wahrscheinlichkeit. S. 169-226 in: P. Bourdieu/L. Boltanski/M. de Saint Martin/P. Maledier (Hrsg.), *Titel und Stelle: über die Reproduktion sozialer Macht*. Frankfurt/Main: Europäische Verlagsanstalt.
- Bourdieu, P., 1982: *Die feinen Unterschiede – Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft*. Frankfurt/Main: Suhrkamp.
- Bourdieu, P., 1983: Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. S. 183-198 in: R. Kreckel (Hrsg.), *Soziale Ungleichheiten*. Sonderband 2 der Sozialen Welt. Göttingen: Schwartz.
- Bourdieu, P./Passeron, J.C., 1971: *Die Illusion der Chancengleichheit – Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Stuttgart: Klett.
- Breen, R./Goldthorpe, J.H., 1997: Explaining Educational Differentials – Towards a Formal Rational Action Theory. *Rationality and Society* 9: 275-305.
- Büchel, F./Frick, J.R./Krause, P./Wagner, G.G., 2001: The Impact of Poverty on Children's School Attendance – Evidence from West Germany. S. 151-173 in: K. Vleminckx/T.M. Smeeding (Hrsg.), *Child Well-Being, Child Poverty and Child Policy in Modern Nations. What Do We Know?* Bristol: Policy Press.

- Coleman, J.S., 1988: Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology* 94 (Supplement): S95-S120.
- Conger, R.D./Conger, K.J./Elder, G.H.(Jr.), 1997: Family Economic Hardship and Adolescent Adjustment: Mediating and Moderating Processes. S. 288-310 in: G.J. Duncan/J. Brooks-Gunn (Hrsg.), *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage.
- Deutsches PISA-Konsortium (Hrsg.), 2001: PISA 2000, Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske + Budrich.
- Ditton, H., 1992: Ungleichheit und Mobilität durch Bildung – Theorie und empirische Untersuchung über sozial-räumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen. Weinheim, München: Juventa.
- Duncan, G.J./Yeung W.J./Brooks-Gunn J./Smith, J.R., 1998: How Much Does Childhood Poverty Affect the Life Chances of Children? *American Sociological Review* 63: 406-423.
- Elder, G.H.(Jr.), 1974: *Children of the Great Depression*. Chicago: University of Chicago Press.
- Erikson, R./Jonsson, J.O., 1996: Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. S. 1-63 in: R. Erikson/J.O. Jonsson (Hrsg.), *Can Education Be Equalized?* Boulder: Westview Press.
- Esser, H., 1999: *Soziologie – Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt/Main: Campus.
- Goldthorpe, J.H., 1996: Class Analysis and the Reorientation of Class Theory: The Case of Persisting Differentials in Educational Attainment. *British Journal of Sociology* 47: 481-505.
- Hacket, A./Preißler, J./Ludwig-Mayerhofer, W., 2001: Am unteren Ende der Bildungsgesellschaft. S. 97-129 in: E. Barlösius/W. Ludwig-Mayerhofer (Hrsg.), *Die Armut der Gesellschaft*. Opladen: Leske + Budrich.
- Haug, S., 1997: *Soziales Kapital. Ein kritischer Überblick über den aktuellen Forschungsstand*, Mannheimer Zentrum für europäische Sozialforschung (MZES) Arbeitspapier Nr. 15, Mannheim.
- Henz, U. 1997: Der Beitrag von Schulformwechseln zur Offenheit des allgemein bildenden Schulsystems. *Zeitschrift für Soziologie* 26: 53-69.
- Huston, A.C./McLoyd, V.C./Coll, C.G., 1994: Children and Poverty: Issues in Contemporary Research. *Child Development* 65: 275-282.
- Jenkins, S.P./Schluter, C., 2002: *The Effect of Family Income during Childhood on Later-life Attainment: Evidence from Germany*. Discussion Paper No. 317. Berlin: DIW.
- Kreckel, R., 1992: *Politische Soziologie der sozialen Ungleichheit*. Frankfurt/Main, New York: Campus.
- Lankes, E.M./Bos, W./Mohr, I./Plaßmeier, N./Schwippert, K./Sibberns, H./Voss, A., 2003: Anlage und Durchführung der Internationalen Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU) und ihrer Erweiterung um Mathematik und Naturwissenschaften (IGLU-E). S. 7-28 in: W. Bos/E.M. Lankes/M. Prenzel/K. Schwippert/G. Walther/R. Valtin (Hrsg.), *Erste Ergebnisse aus IGLU – Schülerleistungen am Ende der vierten Jahrgangsstufe im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann.

- Lauterbach, W./Lange, A./Wüest-Rudin, D., 1999: Familien in prekären Einkommenslagen. Konsequenzen für die Bildungschancen von Kindern in den 80er und 90er Jahren? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 2: 361-383.
- Lehmann, R.H./Peek, R./Gänsfuß, R., 1997: Aspekte der Lernausgangslage und der Lernentwicklung von Schülerinnen und Schülern, die im Schuljahr 1996/97 eine fünfte Klasse an Hamburger Schulen besuchten – Bericht über die Erhebung im September 1996 (Lau 5). [<http://www.hamburger-bildungsserver.de/lau/lau5> Zugriff: 09.02.2004].
- Lehmann, R.H./Peek, R./Gänsfuß, R./Husfeldt, V., 2002: LAU 9: Aspekte der Lernausgangslage und der Lernentwicklung – Klassenstufe 9. Ergebnisse einer längsschnittlichen Untersuchung in Hamburg. Hamburg: Behörde für Schule, Jugend und Berufsbildung/Behörde für Bildung und Sport.
- Long, S.J., 1997: *Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables*. Thousand Oaks (CA), London, New Delhi: Sage.
- Macaulay, J., 1977: Stereotyping Child Welfare. *Society*, 13: 47-51.
- Mayer, S.E., 2002: The Influence of Parental Income on Children's Outcomes. Published by Ministry of Social Development (USA).
- McLoyd, V.D., 1989: Socialization and Development in a Changing Economy: The Effects of Paternal Job and Income Loss on Children. *American Psychologist* 44: 293-302.
- Mead, L.M., 1992: *The New Politics of Poverty: The Non Working Poor in America*. New York: Basic.
- Müller, W./Haun, D., 1994: Bildungsungleichheit im sozialen Wandel. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 46: 1-42.
- Rosenberg, M./Pearlin, L., 1978: Social Class and Self-Esteem among Children and Adults. *American Journal of Sociology* 84: 53-77.
- Schimpl-Neimanns, B., 2000: Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung – Empirische Analysen zu herkunftsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen 1950 und 1989. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52: 636-669.
- Schnepf, S.V., 2002: A Sorting Hat that Fails? The Transition from Primary to Secondary School in Germany. *Innocenti Working Papers* 92. Florence: UNICEF Innocenti Research Centre.
- Schwippert, K./Bos, W./Lankes, E.M., 2003: Heterogenität und Chancengleichheit am Ende der vierten Jahrgangsstufe im internationalen Vergleich. S. 265-302 in: W. Bos/E.M. Lankes/M. Prenzel/K. Schwippert/G. Walther/R. Valtin (Hrsg.), *Erste Ergebnisse aus IGLU – Schülerleistungen am Ende der vierten Jahrgangsstufe im internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann.
- Smith, J.R./Brooks-Gunn, J./Klebanov, P.K., 1997: Consequences of Living in Poverty for Young Children's Cognitive and Verbal Ability and Early School Achievement. S. 132-189. in: G.J. Duncan/J. Brooks-Gunn (Hrsg.), *Consequences of Growing Up Poor*. New York: Russell Sage.
- SOEP Group, 2001: The German Socio-Economic Panel (GSOEP) After More Than 15 Years – Overview. *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 70: 7-14.
- Walper, S., 1988: *Familiäre Konsequenzen ökonomischer Deprivation*. München, Weinheim: Psychologie Verlags Union.

Anhang

Tabelle A1: Mittelwerte und Standardabweichungen der metrischen Kovariaten in den beiden Analysestichproben[§] (differenziert nach der gewählten Schulform)

	Übergänge in die Sek. I		Übergänge in Gym., Real-, Hauptschule		
	Gymnasium	sonst. Schulen [§]	Gymnasium	Realschule	Hauptschule
HH-Einkommen (in 1.000 €)					
im Vorjahr					
Mittelwert	18,8	13,5	19,6	14,3	12,7
Standardabweichung	11,1	6,5	12,5	8,4	5,4
vor 4 Jahren					
Mittelwert	17,1	12,7	17,6	12,9	12,2
Standardabweichung	7,2	4,6	7,5	4,3	4,3
vor 8 Jahren					
Mittelwert	16,4	12,4	16,5	13,0	11,8
Standardabweichung	7,7	5,2	7,8	5,5	5,5
Berufsprestige (nur gültige Angaben)					
Mittelwert	81,1	53,4	82,9	57,1	47,1
Standardabweichung	38,2	21,8	40,4	24,3	18,4

[§] Die Angaben beziehen sich auf die Stichproben der Modelle 1 bis 4 und 8 sowie der Modelle 9 und 12.

[§] ohne Gesamt- und Sonderschulen.

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Tabelle A2: Korrelationen der logarithmierten Einkommensvariablen¹

	im Vorjahr	vor 4 Jahren	vor 8 Jahren
im Vorjahr	1,00	0,64	0,49
vor 4 Jahren		1,00	0,51
vor 8 Jahren			1,00

¹ Die Tabelle enthält die Korrelationskoeffizienten der in Modell 6 verwendeten Einkommensvariablen.
Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Tabelle A3: Deskriptive Verteilung der dummy-kodierten Kovariaten zu relativen Einkommensveränderungen in Modell 6

	Übergänge in die Sek. I		
	insges.	davon: Gymnasium	
Anzahl der Übergänge	2007 (100%)	653	33%
Relative Einkommensveränderungen (mind. 20 Prozent)			
Einkommensgewinne	381 (19%)	122	(32%)
Einkommensverluste	341 (17%)	91	(27%)
stabiles Einkommen	1.285 (64%)	440	(34%)

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

*Tabelle A4: Deskriptive Verteilung der dummy-kodierten Kovariaten in den beiden Analy-
sestichproben[§] (differenziert nach der gewählten Schulform)[§]*

	Übergänge in die Sek. I		Übergänge in Gym., Real- oder Hauptschule		
	insges.	davon: Gymnasium	insges.	davon: Gymnasium	davon: Realschule
Anzahl der Übergänge	3078 100%	989 (32%)	1942 (100%)	617 (32%)	516 (27%)
Zufriedenheit der Mutter mit dem Haushaltseinkommen					
unzufrieden (<i>Skalenwerte 0-4</i>)	574 (19%)	133 (23%)	318 (16%)	68 (21%)	87 (27%)
ambivalent (<i>Skalenwert 5</i>)	501 (16%)	139 (28%)	295 (15%)	78 (26%)	78 (26%)
zufrieden (<i>Skalenwerte 6-8</i>)	1573 (51%)	538 (34%)	1030 (53%)	349 (34%)	275 (27%)
hoch zufrieden (<i>Skalenw. 9-10</i>)	430 (14%)	179 (42%)	299 (15%)	122 (41%)	76 (25%)
höchster Schulabschluss der Eltern					
ohne Abschluss	134 (4%)	8 (6%)	119 (6%)	7 (6%)	16 (13%)
Hauptschulabschluss	1247 (41%)	171 (14%)	953 (49%)	147 (15%)	270 (28%)
mittlere Reife	996 (32%)	337 (34%)	451 (23%)	161 (36%)	159 (35%)
(Fach-)Abitur	701 (23%)	473 (67%)	419 (22%)	302 (72%)	71 (17%)
hochkult. Aktivitäten der Mutter					
keine	1353 (44%)	224 (17%)	908 (47%)	150 (17%)	239 (26%)
manchmal	1441 (47%)	598 (41%)	853 (44%)	354 (42%)	241 (28%)
monatlich	284 (9%)	167 (59%)	181 (9%)	113 (62%)	36 (20%)
ohne gültigen Prestige-Wert	255 (8%)	44 (17%)	172 (9%)	32 (19%)	52 (30%)
Mädchen	1534 (50%)	542 (35%)	969 (50%)	334 (34%)	279 (29%)
Junge	1544 (50%)	447 (29%)	973 (50%)	283 (29%)	237 (24%)

[§] Die Angaben beziehen sich auf die Stichproben der Modelle 4 und 8 sowie der Modelle 9 und 12.

[§] Lesehilfe: Im ersten Stichprobenzuschnitt liegen Angaben für 3.078 Kinder vor. Davon gehen 989 Kinder (32 %) auf ein Gymnasium, die übrigen besuchen eine andere Schulart der Sekundarstufe I (ohne Gesamt- und Sonderschulen). 574 Kinder (19 %) haben eine Mutter, die unzufrieden mit dem Haushaltseinkommen ist. Von diesen 574 Kindern gehen 133 auf ein Gymnasium (23 %).

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Abb. 1: Vergleich der Einkommensspezifizierungen (berechnet aus den Modellen 1, 2, 3)

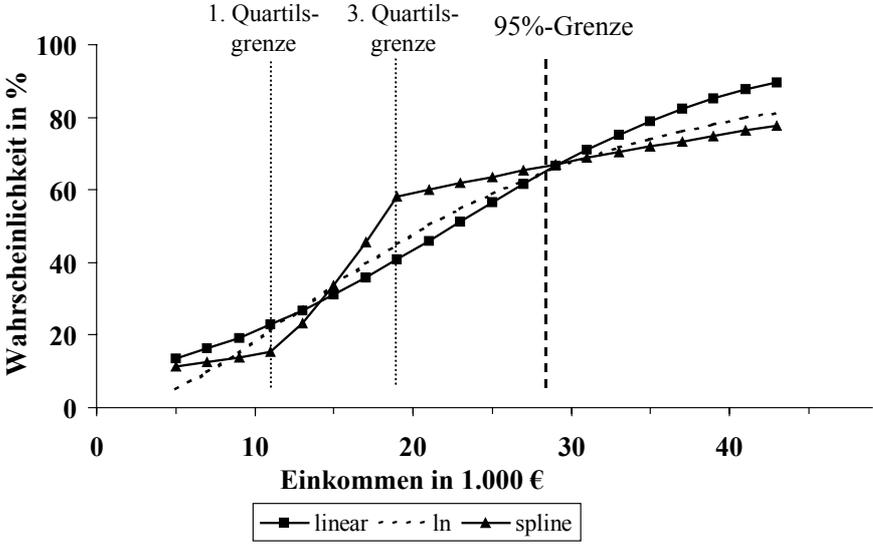


Abb. 2: Der Einfluss des Einkommens und der Bildung der Eltern auf den Eintritt in das Gymnasium (berechnet aus Modell 4)

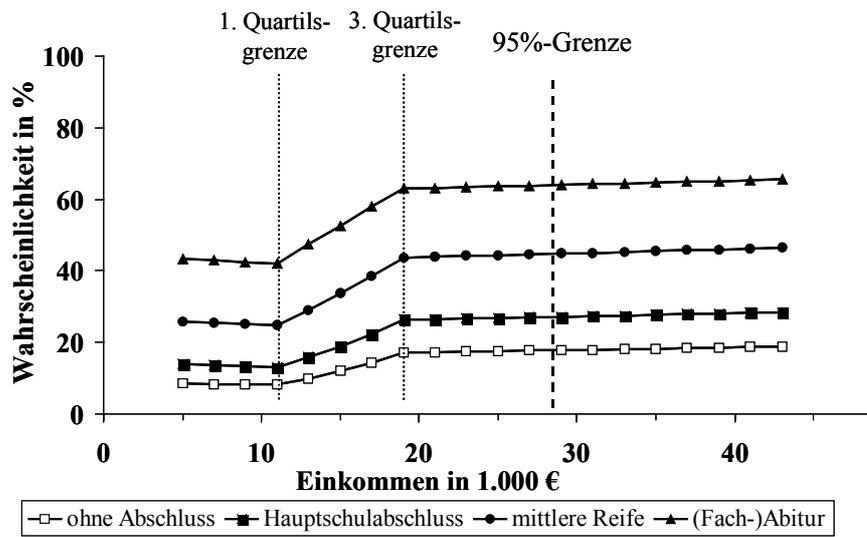
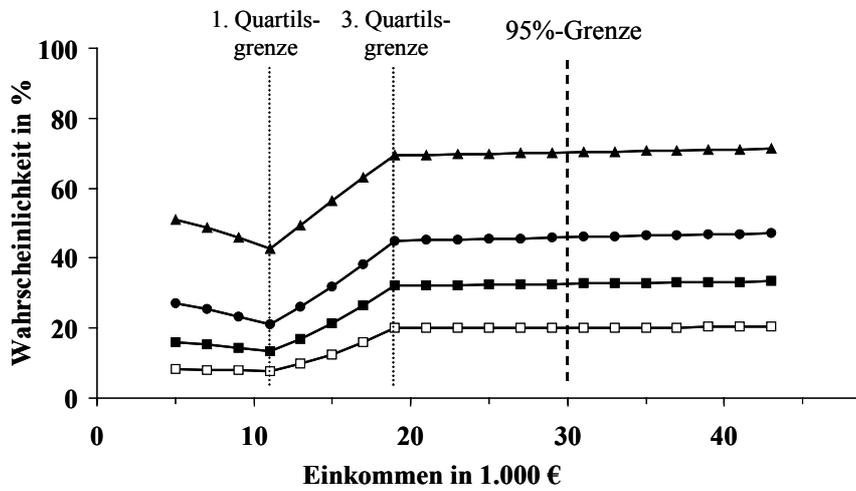
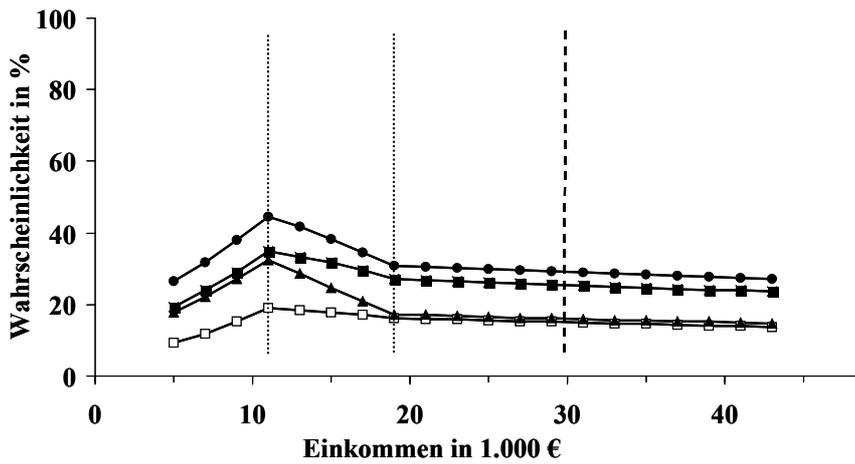


Abb. 3a-c: Der Einfluss des Einkommens und der Bildung der Eltern (berechnet aus Modell 9) auf den Übergang

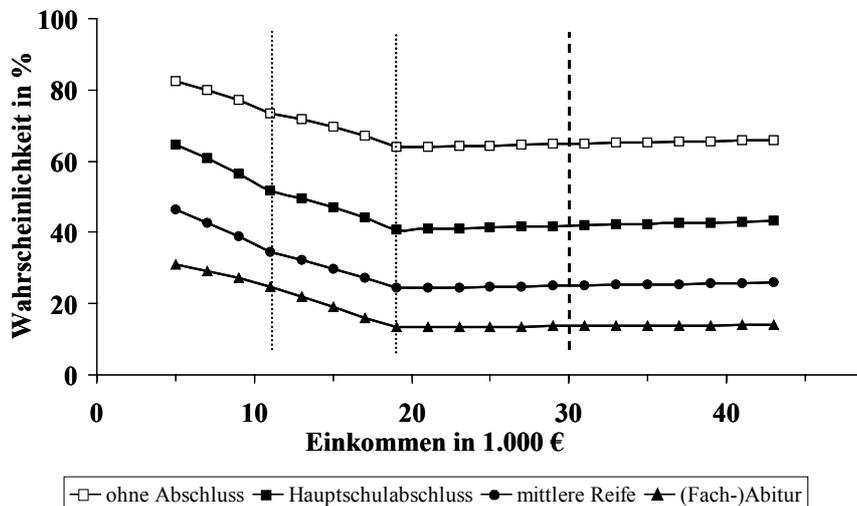
3a in das Gymnasium



3b in die Realschule



3c in die Hauptschule



□ ohne Abschluss ■ Hauptschulabschluss ● mittlere Reife ▲ (Fach-)Abitur

Tabelle 1: Der Einfluss der Einkommenssituation auf den Übergang in das Gymnasium. Ergebnisse logistischer Regressionsmodelle

	Modell 1	Modell 2	Modell 3	Modell 4	Modell 5	Modell 6	Modell 7	Modell 8
Einkommen (in 1.000 €)								
Vorjahr, linear	0,106**							-0,012
spline 1 ($\leq 10,40$)		0,062						0,106**
spline 2 ($10,40 < \dots \leq 16,99$)		0,253**						0,005
spline 3 ($> 16,99$)		0,038**						
In			2,036**		0,489*		0,145	
vor 4 Jahren, In					0,776**	1,174**	0,882**	
vor 8 Jahren, In							0,451*	
Einkommensgewinne (20%)						0,124		
Einkommensverluste (20%)						-0,243		
Zufriedenheit mit HH-Einkommen								
<i>Rk: zufrieden</i>								
unzufrieden								-0,068
ambivalent								0,009
hoch zufrieden								-0,075
höchster Schulabschluss der Eltern								
<i>Rk: mittlere Reife</i>								
ohne Abschluss								-1,327**
Hauptschulabschluss								-0,782**
(Fach-)Abitur								0,785**
hochkulturelle Aktivitäten								
<i>Rk: keine</i>								
manchmal								0,523**
monatlich								0,724**
Berufsprestige der Eltern								
linear								0,013**
ohne Prestigewert								0,497*
Mädchen								
ohne Prestigewert								0,410**
Konstante								
Log-Likelihood	-2,385*	-2,375**	-6,192**	-2,354**	-4,690**	-4,285**	-4,977**	-2,308**
Endwert	-1769,35	-1730,86	-1738,09	-1503,54	-986,46	-987,60	-592,87	-1503,26
Pseudo- R^2 (nach McFadden)	0,08	0,11	0,10	0,22	0,22	0,22	0,23	0,22
Fallzahl	3078	3078	3078	3078	2007	2007	1196	3078

Signifikanzniveau: ** $\alpha < 0.01$; * $\alpha < 0.05$; + $\alpha < 0.10$.

Rk = Referenzkategorie.

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Tabelle 2: Der Einfluss der Einkommenssituation auf den Eintritt in eine Schularart des dreigliedrigen Schulsystems. Ergebnisse multinomialer Logit-Modelle

	Modell 9		Modell 10		Modell 11		Modell 12	
	RS / HS	GY / HS	RS / HS	GY / HS	RS / HS	GY / HS	RS / HS	GY / HS
Einkommen (in 1.000 €)								
im Vorjahr								
spline 1 ($\leq 10,40$)	0,137*	0,007					0,134*	0,002
spline 2 ($10,40 < \dots \leq 16,99$)	-0,002	0,139**					-0,003	0,140**
spline 3 ($> 16,99$)	-0,008	-0,001					-0,008	0,000
ln								
vor 4 Jahren, ln			-0,027	0,495 ⁺	-0,078	0,062		
vor 8 Jahren, ln			0,153	1,062**	0,054	0,868*		
0,270					0,270	0,913**		
Zufriedenheit mit HH-Einkommen								
<i>Rk: zufriedenen</i>								
unzufrieden							-0,064	-0,113
ambivalent							-0,029	0,082
hoch zufrieden							-0,025	-0,169
höchster Schulabschluss der Eltern								
<i>Rk: mittlere Reife</i>								
ohne Abschluss	-1,607**	-1,777**	-1,570**	-2,245**	-1,258*	-2,036**	-1,614**	-1,790**
Hauptschulabschluss	-0,644**	-0,855**	-0,573**	-0,926**	-0,486*	-0,744**	-0,648**	-0,858**
(Fach-)Abitur	0,012	1,030**	0,401	1,643**	0,435	1,838**	0,011	1,025**
hochkulturelle Aktivitäten								
<i>Rk: keine</i>								
manchmal	0,307*	0,534**	0,261 ⁺	0,560**	0,412*	0,491*	0,303*	0,526**
monatlich	0,282	0,903**	0,151	0,954**	0,328	0,908*	0,280	0,910**
Berufsprestige der Eltern								
linear	0,012**	0,021**					0,012**	0,021**
ohne Prestigewert	0,985**	1,222**					0,997**	1,258**
Mädchen	0,434**	0,512**	0,484**	0,317*	0,343 ⁺	0,194	0,433**	0,518**
Konstante	-2,287**	-2,385**	-0,690	-4,638**	-0,968	-5,208**	-2,229**	-2,327**
Log-Likelihood Endwert	-1726,78		-1174,30		-757,93		-1725,90	
Pseudo- R ² (nach McFadden)	0,18		0,17		0,16		0,18	
Fallzahl	1942		1303		832		1942	

Signifikanzniveau: ** $\alpha < 0,01$; * $\alpha < 0,05$; ⁺ $\alpha < 0,10$.

Rk = Referenzkategorie.

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.

Table 3: Anteil der Kinder, die auf eine Schulart des dreigliedrigen Systems wechseln, nach Zufriedenheit der Mutter mit dem Haushaltseinkommen

Zufriedenheit	Hauptschule	Realschule	Gymnasium
unzufrieden (Skalenwerte 0-4)	0,51	0,27	0,21
ambivalent (Skalenwert 5)	0,47	0,26	0,26
zufrieden (Skalenwerte 6-8)	0,39	0,27	0,34
hoch zufrieden (Skalenwerte 9-10)	0,34	0,25	0,41

Quellen: SOEP 1984-2003; eigene Berechnungen.