

SOZIALE UNGLEICHHEIT VON LESEKOMPETENZEN*

Eine Matching-Analyse im Längsschnitt mit Querschnittsdaten
von PIRLS 2001 und PISA 2000

Rolf Becker und Frank Schubert

Zusammenfassung: In Anlehnung an das strukturell-individualistische Handlungsmodell von Boudon werden für Deutschland kausale Effekte von individuellen Lernvoraussetzungen, Ressourcen des Elternhauses, sozial selektiven Bildungsübergängen sowie Lehr- und Lernbedingungen in Schulen auf die Entwicklung von Lesekompetenzen und ihre Streuung zwischen Sozialschichten untersucht. Hierbei wird zum einen der Frage nachgegangen, ob neben den Herkunftseffekten die Selektion von Grundschulkindern in die weiterführenden Schulen in der Sekundarstufe I zur allgemeinen Verschlechterung der mittleren Lesekompetenzen beitragen. Zum anderen wird gefragt, ob der sozial selektive Bildungsübergang von der Primar- in die Sekundarstufe eine bedeutsame Ursache für einen Anstieg in der ungleichen Verteilung von Leseleistungen zwischen den Sozialschichten ist. Weil es nicht möglich ist, solche Ursache-Wirkungszusammenhänge mit komparativ-statischen Querschnittsdaten wie PIRLS oder PISA empirisch zu isolieren, konstruieren wir anhand von Daten der beiden Studien PISA-E 2000 und PIRLS 2001 über das Verfahren des „pairwise matching“ Quasi-Längsschnittsdaten mit drei Beobachtungszeitpunkten (Leseleistung bei Einschulung, Leseleistung im Alter von 9 bis 10 Jahren und Leseleistung im Alter von 15 Jahren). Die empirischen Befunde belegen zusätzlich zu den Herkunftseinflüssen die Rolle sozial selektiver Bildungsübergänge und damit die Sortier- und Selektionsleistungen des deutschen Bildungssystems. Es wird gezeigt, dass, neben individuellen Lernvoraussetzungen und Ressourcen des Elternhauses, die soziale Selektivität der Bildungsübergänge und damit auch sozial differentielle Lernbedingungen signifikant zur Erklärung der Entwicklung individueller Leseleistung und sozialen Disparität von Lesekompetenzen beitragen.

I. Von der Schwierigkeit, die soziale Disparität von Lesekompetenzen unter 15-jährigen Deutschen ursächlich zu erklären

Nicht dass die 15-jährigen Deutschen im internationalen Vergleich von Leseleistungen so ungünstig abgeschnitten haben, ist das erstaunliche Ergebnis von PISA 2000, sondern die enorme soziale Disparität der Lesekompetenzen bei unterdurchschnittlichen Leseleistungen ist für Deutschland der zentrale Befund dieser internationalen Leistungsvergleichsstudie. Demnach gibt es einen signifikanten Zusammenhang zwischen Schichtzugehörigkeit und Verteilung von Lesekompetenzen in der Art, dass Kinder aus unteren Sozialschichten eine geringere Performanz als die altersgleichen Kinder aus hö-

* Für wertvolle Hinweise danken wir den Herausgebern und besonders den anonymen Gutachtern.

heren Sozialschichten aufweisen, wobei sich die Verteilungen individueller Leseleistungen in unterschiedlichen Schulformen überlappen. Den Ergebnissen von PISA 2000 zufolge sind für 15-jährige Jugendliche diese Korrelationen am stärksten für Länder wie *Deutschland, Schweiz und Belgien* (Baumert und Schümer 2001).¹ Sowohl in Deutschland als auch in der Schweiz ist die „Risikogruppe“ der leistungsschwachen Schulkinder mit prekären Leseleistungen relativ groß. Zwar schneiden bei PIRLS 2001 (im Deutschen auch IGLU genannt) die 9- bis 10-jährigen Grundschul Kinder in Deutschland im internationalen Vergleich – mit geringerer Streuung der Lesekompetenzen zwischen den Sozialschichten (Bos et al. 2003) – bei den Lesekompetenzen günstiger ab als die 15-jährigen Jugendlichen.² Jedoch ist Deutschland dasjenige Land unter den Ländern, die sowohl an PIRLS 2001 als auch an PISA 2000 teilgenommen haben, das eine signifikante Differenz der mittleren Lesekompetenzen zwischen den beiden Schülerpopulationen und die größte Veränderung bei der Streuung von Leseleistungen aufweist (Bos et al. 2004a). Würde man diese Veränderung in der Logik der individuellen Entwicklung von Lesekompetenzen interpretieren, so nehmen im Verlaufe der Schullaufbahn, insbesondere nach dem Übergang von der Grundschule in die Sekundarstufe I, die mittleren Testwerte ab, während sich die Streuung von Lesekompetenzen substantiell verstärkt (Ammermüller 2005a: 9 und 17; Hanushek und Wößmann 2005: 10).

In Sekundäranalysen wird die sozial ungleiche Verteilung von Lesekompetenzen – zumeist in Anlehnung an die theoretischen Konzepte von Bourdieu (1983) oder Coleman (1988) – vornehmlich auf die ungleiche Verfügbarkeit ökonomischer, kultureller und sozialer Ressourcen des Elternhauses zurückgeführt, die sie in das Humankapital und den Bildungserfolg ihrer Kinder investieren können. Einer Sekundäranalyse zufolge, die jüngst von Jungbauer-Gans (2004) vorgelegt wurde, soll die soziale Herkunft die wichtigste „Ursache“ für sozial ungleiche Schulleistungen darstellen und die Differenzen in den Leseleistungen könnten demnach hauptsächlich durch die sozioökonomische (und ethnische) Herkunft sowie durch das kulturelle Kapital „erklärt“ werden. Zwar wird hierbei der Einfluss institutioneller Regelungen von Bildungsübergängen und schulischer Kontexte auf die Leseleistungen nicht in Abrede gestellt, aber in den

1 Dieser Zusammenhang bleibt übrigens auch dann für diese Länder bestehen, wenn die Kinder von Migranten bzw. mit einem Migrationshintergrund, die zudem weitaus ungünstigere Lesekompetenzen als Einheimische aufweisen, von der Berechnung für Mittelwert und Streuung der Lesekompetenzen ausgeschlossen werden (Baumert und Schümer 2001; Moser 2001). Zudem bestehen wie für die Einheimischen auch für die Migranten ähnliche Zusammenhänge von sozialer Herkunft und Lesekompetenzen, wobei die spätere Einschulung in das deutsche Schulwesen und die ungünstigen Lernvoraussetzungen bzw. -bedingungen die Schlechterstellung der Migranten bei den Leseleistungen ausmachen (Ammermüller 2005b). Die Differenz in den Lesekompetenzen von Jugendlichen aus den niedrigeren und höheren Sozialschichten beträgt in Deutschland mehr als eineinhalb Kompetenzstufen oder 1,2 Standardabweichungen vom arithmetischen Mittelwert von 484 Punkten (OECD-Mittelwert: 500). Vor allem Kinder un- und angelernter Arbeiter sind in der untersten Kompetenzstufe, die ausschließlich das Verstehen einfachster Texte garantiert, überrepräsentiert.

2 Auch hier liegt aus wenig erstaunlichen Gründen das Ergebnis vor, dass Schulkinder mit Migrationshintergrund geringere Lesekompetenzen – die Fähigkeit, in einer Fremdsprache wie *Deutsch* geschriebene Texte zu verstehen, deren zentrale Aussagen zu identifizieren sowie den Inhalt oder die Form eines Textes zu interpretieren und zu bewerten – aufweisen.

empirischen Analysen nur rudimentär untersucht, während die Mechanismen und Prozesse für den Kausalzusammenhang von sozialer Herkunft und Lesekompetenzen nicht direkt abgebildet, sondern aus theoretisch plausiblen Gründen als gegeben angesehen werden (vgl. dagegen Manski 1993 oder Hedström und Swedberg 1996). Zum einen ist dies sicherlich den Grenzen der verwendeten PISA 2000-Daten geschuldet, aber zum anderen auf inhaltliche und methodische Schwierigkeiten in der Konzeption solcher empirischer Analysen zurückzuführen:

1. So bilden Korrelationen zwischen gleichzeitig gemessenen Variablen (Lesekompetenz und die Randbedingungen) keine Kausalitäten ab, sondern lassen allenfalls eine Beschreibung der Verteilungen von Lesekompetenzen und ihrer Randbedingungen zu (Ammermüller 2005a: 27). Somit ist es nicht möglich, Ursache- und Wirkungszusammenhänge für die soziale Ungleichheit von Lesekompetenzen aufzudecken. Die komparativ-statischen Querschnittsdaten von PISA liefern designbedingt zwar differenzierte Beschreibungen von Verteilungen der Lesekompetenzen durch Verteilungen anderer sozialstruktureller oder theoretisch relevanter Merkmale und bieten die Möglichkeit, plausible Interpretationen und erklärende Hypothesen zu entwickeln.

2. Aber sie ermöglichen keine empirisch fundierten Erklärungen im Sinne von Theorieanwendung oder Hypothesenüberprüfung selbst (Pekrun 2002: 111–114). So bleibt beispielsweise bei den Auswertungen mit PISA-Daten unklar, wie die Unterschiede von Lesekompetenzen zwischen Sozialgruppen zustande kommen (vgl. Winship und Morgan 1999: 674f.). Ebenso bleibt unklar, welche kurz- und langfristigen Konsequenzen die Bedingungen der Erziehung und Sozialisation im Elternhaus, des Einstiegs in die Primarstufe und der schulische Lernkontext in der Grundschule sowie schließlich der sozial selektive Übergang in die einzelnen Schulformen in der Sekundarstufe I auf die Entwicklung und Verteilung von Kompetenzen haben. Um (solche) Kausalitäten aufzudecken, bedarf es, und das gebietet auch die Logik von Kausalitäten (Aalen 1987; Goldthorpe 2001), der Auswertung informationsreicher Längsschnittdaten mit Informationen über soziale Mechanismen, die ausgehend von einer Ursache eine Wirkung hervorbringen (Blossfeld und Rohwer 1997; Hedström und Swedberg 1996). Insofern sind die von Jungbauer-Gans (2004) vorgelegten Befunde wie andere PISA-Sekundäranalysen (z.B. Baumert und Schümer 2001, 2002; für die Schweiz: Ramseier und Brühwiler 2003) mit Vorsicht zur Kenntnis zu nehmen. Diese Vorsicht ist auch für multivariate Pfadanalysen mit Querschnittsdaten von PISA angebracht, bei denen die Schätzergebnisse in unzulässiger Weise als Kausalitäten interpretiert werden (z.B. Tillmann und Meier 2001: 501ff.; für die Schweiz: Coradi Vellacott und Wolter 2000).

In unserem Beitrag greifen wir diese theoretischen wie methodischen Sachverhalte auf und versuchen über die Konstruktion eines Längsschnitts, in dem wir Daten der Grundschuluntersuchung PIRLS 2001 und der Mittelstufenuntersuchung PISA-E 2000 miteinander kombinieren, folgende Frage zu beantworten: *Welchen Stellenwert haben – bei Kontrolle von sozialer Herkunft und Lernvoraussetzungen bei Einschulung und am Ende der Grundschulzeit – die sozial selektiven Übergänge auf die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I für die Lesekompetenzen am Ende der Vollzeitschulpflicht?* Hierbei wird zum einen der Frage nachgegangen, ob neben den Herkunftseffekten die Selektion von Grundschulkindern in die weiterführenden Schulen der Sekundarstufe I zur allgemeinen Verschlechterung der mittleren Lesekompetenzen in der Schülerschaft beitragen. Zum anderen wird gefragt, ob der sozial selektive Bildungsübergang von der Primar- in die Sekundarstufe eine bedeutsame institutionelle Ursache für eine Zunahme in der Disparität von Leseleistungen zwischen den Sozialschichten ist.

Primäres Ziel des Beitrags ist eine tiefere Einsicht in die Frage, warum in Deutschland die in PISA und PIRLS gemessenen Leseleistungen der 15-Jährigen schlechter

und noch enger an die soziale Herkunft gebunden sind als bei den Grundschulkindern. Gleichzeitig sollen Hinweise dafür erarbeitet werden, wie groß und substantiell jeweils der Anteil des Elternhauses und der Schule an der Verschlechterung der Leseleistungen ist.³ Sekundäres Ziel ist es, einige methodisch-statistische Grenzen der PIRLS- und PISA-Studien in der gegenwärtigen durchgeführten Form anhand explorativer Sekundäranalysen aufzuzeigen.

Zunächst gehen wir im darauf folgenden zweiten Abschnitt auf den theoretischen Hintergrund unserer Problemstellung ein und entwickeln ein dynamisches Modell für die Verteilung von Lesekompetenzen für zwei Zeitpunkte. Im dritten Abschnitt diskutieren wir die Generierung des Längsschnittdatensatzes und das empirische Vorgehen bei den statistischen Analysen. Die Darstellung und Interpretation der empirischen Befunde erfolgt im vierten Abschnitt. Im fünften Abschnitt fassen wir die Befunde zusammen und ziehen Schlussfolgerungen daraus.

II. Theoretischer Hintergrund

1. Ausgangsposition

Verdeutlichen wir in aller Kürze den Hintergrund unserer Problemstellung: Im Vergleich zu den Ergebnissen von PIRLS 2001 haben sich – gemessen an den Befunden von PISA 2000 – bei den Leseleistungen lediglich vier Länder in ihrer Position verschlechtert: Neben Lettland, Ungarn und Russische Föderation gehört Deutschland dazu. Während deutsche Schulkinder am Ende der Grundschulzeit (4. Klasse) über ein relativ hohes Leseniveau bei einer geringen Streuung der Leistungen verfügen, drehen sich die Verhältnisse fünf Schuljahre (8.–10. Schulklasse) später um: In Deutschland sind in der Sekundarstufe I die Lesekompetenzen im OECD-Vergleich bei einer großen Streuung deutlich unterdurchschnittlich (OECD-Mittelwert: 500 und Mittelwert für Deutschland: 484 Kompetenzpunkte).⁴ Zudem weist Deutschland dann bei den

3 Für Belgien und die Schweiz können wir keine vergleichenden Aussagen machen, da diese Länder nicht an PIRLS 2001 (IGLU) teilgenommen haben. Allerdings können aufgrund struktureller Ähnlichkeiten der Schulsysteme und ihrer institutionellen Regelungen die Befunde für Deutschland auf die beiden europäischen Nachbarländer durchaus übertragen werden. In Bezug auf unsere Problemstellung ist die Schullaufbahndifferenzierung von Bedeutung: In Schulsystemen wie in Deutschland oder in der Schweiz werden Schulkinder früh in verschiedene Laufbahnen in der Sekundarstufe I aufgeteilt, die sich stark in ihrem Curriculum unterscheiden und in den relativen Chancen, bis zum Universitätsniveau zu gelangen. In solchen Systemen gibt es auch geringe Mobilität zwischen den Schullaufbahnen.

4 So liegt bei PIRLS 2001 der Mittelwert für Deutschland bei 539 Kompetenz-Punkten (Standardfehler: 1,9) auf der Gesamtskala für Lesen im Vergleich zum OECD-Durchschnitt für die europäische Vergleichsgruppe von 541 KP (Standardfehler: 1,0) und 532 KP für die zweite OECD-Vergleichsgruppe (Standardfehler: 0,6). Die Standardabweichung beträgt für Deutschland 67 KP und 74 für die erste Vergleichsgruppe mit europäischen Nachbarstaaten und 77 für die zweite nicht-europäische OECD-Vergleichsgruppe. Auch ist der Anteil der „Risikogruppe“ von leseschwachen Grundschulkindern unterhalb der ersten Kompetenzstufe im internationalen Vergleich gering: Der Abstand zwischen den Perzentilen von 5 und 95 Prozent betrug für Deutschland 221 Punkte und der OECD-Durchschnitt für die beiden Vergleichsgruppen 244 bzw. 254 KP.

Lesekompetenzen die größte soziale Disparität zwischen den Sozialschichten sowie eine große Gruppe extrem leseschwacher Jugendlicher in den unteren Kompetenzbereichen auf: Die Disparität zwischen den 5 Prozent der leseschwächsten und 5 Prozent der lesestärksten Jugendlichen betrug für Deutschland 366 und für den OECD-Durchschnitt 328 Kompetenzpunkte. Während andere OECD-Staaten ihre Position verbessern können, büßt Deutschland im Laufe der Sekundarschule bei der Lesekompetenz seine vergleichsweise günstige Position im Primarschulbereich ein.⁵ Fast ein Viertel der 15-Jährigen befindet sich unterhalb der ersten Kompetenzstufe. Offensichtlich tragen die frühen wie rigiden sozial selektiven Sortier- und Selektionsprozesse bei den Bildungsübergängen am Ende der Grundschule zu diesem Faktum bei. Möglicherweise – so die Vermutung von Bos et al. (2003: 18ff.) – gelingt dem deutschen Bildungssystem nicht die Form der Auslese, die Grundlage des dreigliedrigen Schulsystems ist: Schulkinder nach Leistung zu sortieren, so dass nach Leistung homogene Gruppen in den weiterführenden Schulen entstehen. Die „strukturbedingten Entsorgungsmentalitäten“ der Schulen und ihrer Lehrkräfte (so Helmut Fend auf der KMK-Konferenz im März 2002) führten im Zuge der Bildungsexpansion statt zur institutionellen Leistungshomogenisierung eher zur sozialen Homogenität in den Hauptschulen und relativen Heterogenität in den Gymnasien. Daher zeigen Jugendliche in den Gymnasien bei gleichen kognitiven Grundfähigkeiten und vergleichbarer sozialer Herkunft deutlich bessere Leseleistungen als Hauptschüler. Als Folge dessen ist zu vermuten: Verschlechterung der mittleren Lesekompetenzen für alle 15-jährigen Jugendlichen und eine zunehmende soziale Ungleichheit der Leseleistungen – also eine Polarisierung von Lesekompetenzen nach sozialer Herkunft.

2. Theoretische Erklärungsversuche und Forschungsergebnisse

Dieses Phänomen kann man in theoretischer Hinsicht als „Ergebnis eines langjährigen, vom Kindergarten bis zum Ende der Vollzeitschulpflicht dauernden kumulativen Prozesses verstehen, bei dem individuelle Anlagen, das Anregungs- und Unterstützungspotenzial der Familie und ihres sozialen Netzes, die unterschiedlichen Entwicklungsmilieus von Bildungseinrichtungen und die aktive Auswahl und Nutzung von Opportunitäten durch Kinder und Jugendliche selbst ineinander greifen“ (Baumert und Schümer 2001: 353f.). In Anlehnung an das strukturell-individualistische Modell der Bildungs-

5 So weisen Bos et al. (2004a: 10) darauf hin, dass ein *direkter* Vergleich der Ergebnisse von PIRLS (IGLU) und PISA schwierig sei: „Zwar ist die Metrik ($M = 500$, $SD = 100$) die gleiche, es darf aber nicht übersehen werden, dass zwei unterschiedliche Tests zur Erfassung des Leseverständnisses eingesetzt wurden. Ferner wurden bei IGLU Schülerinnen und Schüler am Ende der vierten Jahrgangsstufe in kompletten Klassen getestet, bei PISA jedoch 15-Jährige, die insbesondere in Deutschland aufgrund der hohen Zahl der Sitzenbleiber aus verschiedenen Jahrgangsstufen stammten. Darüber hinaus basieren beide Untersuchungen auf Querschnitten. Dennoch können die Kennwerte ... herangezogen werden, um aufzuzeigen, welche Unterschiede am Ende der Sekundarstufe I gegenüber dem Ende der vierten Jahrgangsstufe bzw. zwischen 10- und 15-Jährigen vorzufinden sind. Dabei ist auch hier noch einmal darauf hinzuweisen, dass einige besonders leistungsstarke Staaten bei PISA in IGLU nicht vertreten sind, einige besonders leistungsschwache aber auch nicht“.

entscheidungen von Boudon (1974) und dessen institutionentheoretische Erweiterung (Becker 2000) können daher die sozialen Disparitäten von Lesekompetenzen aus der Wechselwirkung der zwischen den Sozialschichten variierenden Lernvoraussetzungen bei der Einschulung (primäre Herkunftseffekte), den schichtspezifischen Bildungsentscheidungen für die Fortsetzung der Bildungslaufbahn nach der Grundschulzeit (sekundäre Herkunftseffekte) auf der einen Seite sowie der institutionellen Differenzierung des Bildungssystems auf der anderen Seite abgeleitet werden. Insbesondere die institutionell geregelte Leistungshomogenisierung im mehrgliedrigen Schulsystem und die sozial selektiven Übergänge in die weiterführenden Schulen tragen zu relativ sozial homogenen Schülerschaften in den Schullaufbahnen bei. Neben den Einflüssen des Elternhauses und dessen Nachbarschaft kann die Kopplung individueller Kompetenzen wie „reading literacy“ durch sozial selektive Sortier- und Selektionsleistungen und Lehr- und Lernbedingungen in den Schulen „erklärt“ werden.

Es ist daher – wie von Baumert und Schümer (2001, 2002) theoretisch fundiert begründet – zu vermuten, dass frühe wie sozial selektive Bildungsübergänge in das dreigliedrige Schulsystem der Sekundarstufe I, die sowohl durch zwischen den Sozialschichten variierenden elterlichen Bildungsentscheidungen als auch durch sozial selektive Bildungsempfehlungen zustande kommen,⁶ und des weiteren Verbleibs in einer der Schullaufbahnen vorhandene primäre Herkunftseffekte verstärken, so dass die sozialen Disparitäten von Lesekompetenzen zu einem gewichtigen Teil mit primären und sekundären Herkunftseffekten von Bildungschancen korrelieren.⁷ Das Lernen, das Erbringen und die Feststellung von Leistungen erfolgt in den institutionell vorgegebenen „differenziellen Entwicklungsmilieus“ der Primarstufe und in den „selektionsbedingten Lernmilieus“ der Schularten in der Sekundarstufe I, die selbst wiederum zum Zustandekommen eines bestimmten Lernergebnisses wie etwa Lesekompetenzen beitragen. Bei gegebenen Lernvoraussetzungen der Schulkinder haben bei frühen Bildungsübergängen im deutschen Bildungssystem die Schulen einen geringen Zeit- und Spielraum, um primäre Herkunftseffekte – also die herkunftsbedingte Ungleichheit von Lernvoraussetzungen und Sozialkompetenzen der Grundschul Kinder – auszugleichen (Becker 2004; Entwisle et al. 1997). Schließlich erfolgt nach der Grundschulzeit eine frühe Zuord-

6 Bos et al. (2004b) stellen eine Überlappung der Leseleistungen bei sozial selektiven Bildungsempfehlungen fest: Zwar entsprechen die Übergangsempfehlungen weitgehend den Lesekompetenzen, aber es gibt Überlappungen bei den Leistungskurven und das Leistungsniveau ist damit nicht das alleinige Selektionskriterium. Offensichtlich gibt es auch einen leistungsunabhängigen Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Bildungsempfehlung. Hierbei werden Kinder aus unteren Sozialschichten bei Kontrolle von kognitiven Grundfähigkeiten und der Lesekompetenz systematisch benachteiligt. Ähnliche Ungenauigkeiten gibt es vor dem Hintergrund der gemessenen Lesekompetenzen auch bei der Notenvergabe: „Dies ist auch nicht verwunderlich, unterscheiden Lehrpersonen doch vermutlich deutlich die Schwachen von den Mittleren und diese von den Starken – in ihrer Klasse. Dies gilt für Lehrkräfte in Schulen in sozialen Brennpunkten ebenso für diejenigen, deren Schulen eher in gut situiertem, bürgerlichem Milieu angesiedelt ist. Da keine verbindlichen Standards existieren, werden bei zum Teil großen Leistungsunterschieden teils gleiche Noten gegeben“ (Bos et al. 2004b: 45).

7 Empirische Evidenzen dazu haben Hanushek und Wößmann (2005) vorgelegt. In ihrer international vergleichenden Studie weisen sie nach, dass sozial selektive Bildungsübergänge und die frühe leistungsbezogene Verteilung von Schulkindern auf unterschiedliche Schultypen und in leistungshomogenen Schulklassen nicht nur zur verstärkten Ungleichheit von Bildungschancen führen, sondern sich auch in negative Weise auf die schulische Performanz niederschlagen.

nung zu Schulkontexten, in denen die sekundären Herkunftseffekte zusätzlich in primäre umgewandelt werden, so dass sich die Disparitäten von schulischen Leistungen und individuellen Kompetenzen verstärken (Solga und Wagner 2001). Schulformen stellen eigenständige Entwicklungsmilieus dar, in denen die Jugendlichen je nach Schullaufbahn unterschiedlich gefördert werden. Dies bedeutet bei einer geringen Durchlässigkeit in der Sekundarstufe I allerdings (Henz 1997), dass den Haupt- und Realschülern anspruchsvolle Lernangebote und für die persönliche Entwicklung förderliche Lernbedingungen vorenthalten werden. Die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I verstärken dadurch herkunftsabhängige Voraussetzungen der Jugendlichen und damit die soziale Ungleichheit von Lesekompetenzen (Baumert und Schümer 2002: 185). Daher kann zu Recht vermutet werden, dass die Disparitäten der Lesekompetenzen nach sozialer Herkunft bei den 15-Jährigen vornehmlich das Ergebnis der Eintrittsselektivität für die verschiedenen Schulformen ist und weniger von den Lernbedingungen und milieuspezifischen Lernkontexten in den Schulformen selbst.

In dieser Hinsicht tragen institutionelle Strukturen und Regelungen des Bildungsübergangs im deutschen Bildungssystem zu unbeabsichtigten Konsequenzen in der Leistungsentwicklung bei. Entgegen der Absicht, über eine Zuordnung zu Schullaufbahnen mit unterschiedlichen Curricula, die Produktivität und Leistungsfähigkeit der Schulkinder zu fördern, die soziale Ungleichheit der Bildungsmöglichkeiten zu reduzieren, die Effizienz des Schulunterrichts zu fördern und damit eine Leistungshomogenisierung zu erzielen, fördern sie eher a) Segregation nach sozialer Herkunft und damit Verschärfung primärer Herkunftseffekte, b) eine sozial selektive Zuordnung zu anrengungsärmeren Schullaufbahnen und Lernumwelten und damit eine Demotivierung und sinkende Lernanstrengungen unter diesen Lehr- und Lernbedingungen, c) systematische Fehler bei der Zuordnung von Leistungsfähigkeiten zu Schullaufbahnen und Lernkontexten, d) langsamere Entwicklungen in den unteren Schullaufbahnen und damit eine Reproduktion bestehender sozioökonomischer Ungleichheiten über Bildungschancen und Erwerb von Bildungszertifikaten und e) sozialpsychologische Effekte wie beeinträchtigtes Selbstbewusstsein, Selbstwertgefühl und Selbstattribution von mangelnder Leistungsfähigkeit und damit Prozesse der Stigmatisierung (Ditton 2004; Solga und Wagner 2001).

Diese unbeabsichtigten Konsequenzen der frühen und sozial selektiven Bildungsübergänge sind durch die US-amerikanischen Forschungen zur Leistungshomogenisierung in differenzierten Schullaufbahnen („tracking“) theoretisch wie empirisch recht gut fundiert. So kommen Gamoran und Mare (1989) bei Kontrolle der sozial selektiven Zuordnung der Schüler zu Leistungsgruppen zum Ergebnis, dass durch Sortierung und Selektion die anfänglich bestehenden Leistungsdifferenzen zwischen den Sozialschichten erweitert und die sozialen Ungleichheiten von Bildungschancen verstärkt werden. Durch die Aufteilung auf Schullaufbahnen wird die schulische Leistung auf zwei Arten beeinflusst: a) Veränderung in der Streuung von Leistungen (d.h. Bildungsungleichheit) und b) Veränderungen in der Höhe von Leistungen (d.h. Lernproduktivität). Hierbei tragen – wie dies für stratifizierte Schulsysteme mit einer (elterlichen) Option zwischen hierarchisch angeordneten Bildungswegen und Selektivität in die Schullaufbahnen typisch ist – Sortierungs- und Selektionsprozesse deutlich weniger für die Leistungssteigerung als für die zunehmende Disparität der Leistungen zwischen den

Sozialschichten bei (Gamoran 1992; Alexander et al. 1978; Alexander und McDill 1976; Heyns 1974).⁸ Befunden von Kerckhoff (1986) zufolge erbringen Jugendliche in höheren Schullaufbahnen bessere Schulleistungen als diejenigen, die nicht sortiert und selektiert wurden, während diejenigen in den unteren Schullaufbahnen weniger als nicht selektierte leisten; dieser Zusammenhang gilt auch, wenn die individuellen Lernvoraussetzungen sowie ‚bottom effects‘ und ‚ceiling effects‘ in der Leistungsentwicklung kontrolliert werden. Vanfossen, Jones und Spade (1987: 109) kommen für die USA zum Ergebnis, dass – bei Kontrolle von früherer Leistung und schulischen Interessen – die Platzierung in einer der Schullaufbahnen einen substantiellen Einfluss auf die schulische Leistung hat, und dass die soziale Selektivität in den Schullaufbahnen einen größeren Effekt auf die Leistungsentwicklung hat als frühere Leistungen und schulischen Interessen. Insbesondere stellt das Gymnasium eine günstige Gelegenheitsstruktur für Lernen und Erwerb von Kompetenzen in Klassenräumen und Schulen dar, so dass Jugendliche, die der akademischen Laufbahn mit dem günstigeren Schulklima zugeordnet wurden, deutliche positive Leistungsentwicklungen – auch bei den Lese- und Schreibfähigkeiten sowie Matheleistungen (Gamoran 1987) – aufweisen (Kilgore 1991). Kerckhoff (1986: 856) kann für britische Schulen zeigen, dass Jugendliche in höheren Leistungsgruppen an Lesekompetenzen gewinnen, während diejenigen in unteren Schullaufbahnen an Boden verlieren; denn leistungsschwächere Schulkinder werden in solche Lernkontexte platziert, die wenig hilfreich für Lernen und Nachholen von Leistungsdefiziten ist (Eder 1981).

Trotz uneinheitlicher und teilweise widersprüchlicher empirischer Befunde zu den Auswirkungen des frühzeitigen wie sozial selektiven „tracking“ dominieren die Studien, dass die absichtsvolle Leistungshomogenisierung im mehrgliedrigen Schulsystem und die sozial selektiven Übergänge in die weiterführenden Schulen systematisch zu unbeabsichtigten Konsequenzen führen. Vor dem Hintergrund der gegenwärtigen Forschung ist davon auszugehen, dass die institutionellen Strukturen und Regelungen der Bildungsübergänge im deutschen Schulsystem eine der wichtigen Ursachen für ungünstige Kompetenzentwicklungen sozial benachteiligter Schulkinder darstellt. Letztlich führen sie möglicherweise – im Aggregat gesehen – zu dem verblüffenden wie erklärungsbedürftigen Ergebnis: sinkendes Durchschnittsniveau bei gleichzeitig zunehmender Streuung von schulischen Kompetenzen.

3. Modellkonstruktion

Für die empirische Klärung unserer Fragestellung wenden wir vor dem Hintergrund der vorangestellten Ausführungen sowie unter Berücksichtigung der Analysemöglichkei-

8 Nach Sørensen (1970) erhöhen Selbst- und Fremdselektion in die Schullaufbahnen bestehende Ungleichheiten bei schulischen Leistungen und beim Erwerb von Bildungspatenten aus zwei Gründen: Zum einen erfolgt die Verstärkung der Ungleichheiten durch differentielle Lerngelegenheiten. Zum anderen führt ein vertikales Schulsystem wegen der Korrelation von sozialer Herkunft und lernrelevanten Merkmalen der Schulkinder zu einer Segregation nach sozialer Herkunft. Der Differenzierungseffekt führt bei der Variation von Leistungen zwischen den Schulformen zu einer Verstärkung des Zusammenhangs von sozialer Herkunft und Leistung.

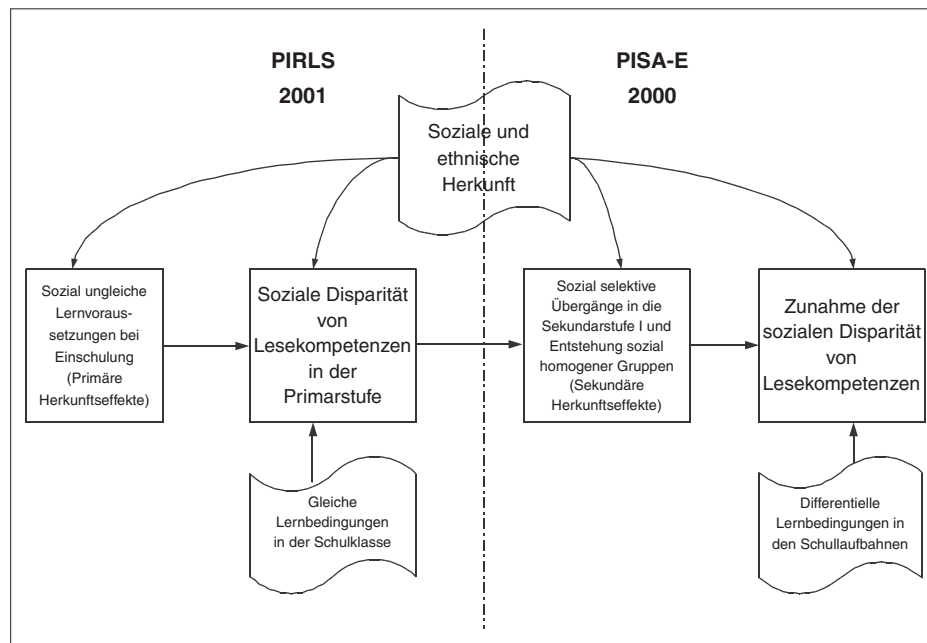
ten heranzuziehender Querschnittsdaten von PIRLS und PISA folgendes Modell an (s. *Abbildung 1*): Zunächst gehen wir davon aus, dass die Leseleistung am Ende der Pflichtschulzeit ein kumulatives Resultat von herkunftsbedingten individuellen Fähigkeiten und Begabungen, Investitionen des Elternhauses in das Humankapital über Erziehung, Sozialisation und Mobilisierung von sozioökonomischen Ressourcen, Lernprozessen in der Schule, elterlichen Bildungsentscheidungen und sozial selektiven Sortierungs- und Selektionsprozessen beim Übergang in die Schulformen der Sekundarstufe I ist. Des Weiteren nehmen wir an, dass die Zunahme der bereits in der Grundschule bestehenden Ungleichheit von Leseleistungen durch die sozial selektiven Übergänge in die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I mit all seinen Folgewirkungen für die Schulkarriere und Lernmöglichkeiten forciert wird.

Für die Modellierung dieser Prozesse mit ihren Konsequenzen für die Entwicklung von Lesekompetenzen greifen wir ebenso wie Baumert und Schümer (2001, 2002) auf das Erklärungsmodell von Boudon (1974) zurück. Einflüsse von sozialer und ethnischer Herkunft auf Lernvoraussetzungen bei der Einschulung reflektieren *primäre Effekte der sozialen Herkunft* (Boudon 1974): Kinder aus höheren Sozialschichten gelangen infolge der Erziehung, Ausstattung und gezielten Förderung im Elternhaus eher zu Fähigkeiten, die in der Schule vorteilhaft sind. Aufgrund dieser günstigen Voraussetzungen im Elternhaus weisen Kinder aus höheren Sozialschichten eher bessere Schulleistungen auf, während Arbeiterkinder aufgrund ihrer sozialen Herkunft eher kognitive Nachteile haben. Bei gleichen Lernbedingungen in der Grundschule bleibt die soziale Ungleichheit von Leseleistungen entweder weitgehend konstant oder dürfte sich vornehmlich infolge zusätzlicher elterlicher Investitionen in das Humankapital ihrer Kinder in den ersten vier Schuljahren verstärken.

Zusätzlich zu den Leseleistungen, welche die allgemeinen schulischen Leistungen indizieren, die zum Übergang in die weiterführenden Schullaufbahnen berechtigen, sind elterliche Bildungsentscheidungen im Familien- und Haushaltskontext ausschlaggebend für den weiteren Bildungsweg ihrer Kinder. Diese Entscheidungsprozesse variieren in Abhängigkeit der ökonomischen Ressourcen der Privathaushalte deutlich zwischen den Sozialschichten und stellen *sekundäre Effekte der sozialen Herkunft* dar (Becker 2000). Insbesondere am Ende der Grundschule erfolgt beim Übergang in die weiterführenden Schullaufbahnen die bedeutsamste, mit langfristigen Konsequenzen versehene Bildungsentscheidung, da diese stärker als andere Bildungsentscheidungen vom Willen der Eltern abhängt, während bei späteren Wechseln der Schulart oder bei einem vorzeitigen Abgang von der Schule die Schulleistungen und die Motivation des Kindes wichtiger sind (Henz und Maas 1995: 610). Primäre und sekundäre Herkunftseffekte resultieren in sozial selektive Übergänge in die weiterführenden Schullaufbahnen, wobei in Deutschland die Bildungsempfehlungen der abgebenden Grundschulen zur sozialen Selektivität der Bildungsübergänge beitragen (Becker 2003). Vor allem diese soziale Selektivität von Bildungsübergängen trägt dann bei sozial differentiellen Lernbedingungen in den einzelnen Schullaufbahnen zur Spreizung bestehender sozialer Ungleichheiten von Lesekompetenzen und anderer schulischer Kompetenzen bei (vgl. Solga und Wagner 2001). Insbesondere dürften die Unterschiede in den Leseleistungen zwischen den Hauptschulen mit relativ sozial homogenen Schülerschaften aus sozial benachteiligten Sozialschichten auf der einen Seite und der vergleichsweise sozial hete-

rogenen Schülerschaft in den Gymnasien, die im Zuge der Bildungsexpansion zunehmend an sozialer Exklusivität verloren hat, auf der anderen Seite im Laufe der Sekundarstufe bis zum Ende der Schulpflichtzeit deutlich zunehmen (vgl. Becker 2003). Selbst bei gleichen Lernbedingungen in den Schulformen scheint eine relativ frühe sozial selektive Sortierung und Selektion der Grundschulkinder in die Sekundarstufe I zu diesem Ergebnis zu führen.

Abbildung 1: Kausalmodell für die Entwicklung von Lesekompetenzen und ihrer sozialen Disparität zwischen Sozialschichten



In unserem Ansatz gehen wir davon aus, dass neben individuellen Voraussetzungen, soziokulturellen Rahmenbedingungen und familiären Ressourcen auch institutionelle Strukturen und Regelungen der Bildungsübergänge im deutschen Schulsystem eine Rolle für die Emergenz und Verschärfung von sozialer Ungleichheit von Bildungserfolgen spielen. Anders ausgedrückt: „Diese (typenspezifischen Milieus, R.B./F.S.) führen in einem Scheren-Effekt dazu, dass die Leistung in den Typen mit höheren Anforderungen auch nach Kontrolle von Eingangsleistung, sozialer Herkunft und kognitiver Grundfähigkeiten rascher zunimmt als in den Typen mit Basisansprüchen ... Die Wirkung der schulformspezifischen Milieus wandelt damit beim Übertritt vorhandene sekundäre Ungleichheiten in Kompetenzunterschiede und damit in primäre Chancenungleichheiten um. Empirische Hinweise hierfür liegen beispielsweise für die USA vor (Hallinan 1988: 259f.). Echte Chancengleichheit würde dagegen bedeuten, dass über alle Stufen der Ausbildung hinweg allein die erbrachten individuellen Leistungen über die Bildungsbeteiligung, Bildungsabschlüsse und schließlich Berufs- und Lebenschancen entscheiden“ (Ramseier und Brühwiler 2003: 4f.; vgl. Baumert und Schümer

2001). Folge ist eine Polarisierung der Schulleistungen in der Sekundarstufe am Ende der Schulpflicht: Die Leistungen der Haupt- und Realschüler oder der Schüler in integrierten Gesamtschulen werden immer schlechter und die der Gymnasiasten immer besser.

III. Datenbasis, Variablen und methodisches Vorgehen

1. Querschnittsdaten von PIRLS 2001 und PISA-E 2000

Für unsere empirischen Analysen greifen wir auf die beiden für wissenschaftliche Sekundäranalysen verfügbaren Datensätze von PIRLS 2001 und PISA-E 2000 zurück. PIRLS 2001 untersucht in einem internationalen Vergleich die Schülerleistungen, insbesondere die Lesekompetenz, am Ende der vierten Jahrgangsstufe. Bei dieser internationalen Grundschul-Lese-Untersuchung (IGLU) beteiligten sich im Sommer und Herbst 2001 146.460 Grundschulkinder im Alter von 9 oder 10 Jahren aus 35 Staaten. In Deutschland umfasste bei der internationalen Stichprobe die Fallzahl 8.997 Grundschulkinder in 211 Schulen. Die 151 Schulen in den 16 Bundesländern wurden proportional zur Einwohnerzahl zufällig gezogen, und wegen einem over-sampling in einigen Bundesländern umfasst die Zufallsstichprobe 211 Schulen (Details: Bos et al. 2003).

PISA-E 2000 ist die nationale Stichprobenergänzung der internationalen, von der OECD durchgeführten Hauptstudie von PISA 2000, die einen Vergleich zwischen den Bundesländern in Deutschland ermöglichen soll. Während in der Hauptstudie rund 180.000 Jugendliche im Alter von 15 Jahren in 32 OECD-Ländern und ihre Partnerstaaten erfasst wurden, umfasst das deutsche Sample rund 5.000 deutsche Schülerinnen und Schüler in 219 Schulen. Bei der PISA-E-Stichprobe wurde die Zahl der Schulen auf 1.460 erhöht. Der Vergleich der deutschen Bundesländer beruht auf zwei überlappenden Stichproben von 33.809 15-Jährigen und 33.766 Neuntklässlern. Alle diese 45.899 in Deutschland untersuchten Schülerinnen und Schüler haben am ersten Testtag die internationalen Tests, am zweiten Testtag die nationalen Tests bearbeitet.

2. Matching-Verfahren zur Konstruktion eines Längsschnittdatensatzes

Um unsere Fragestellung in einem Längsschnittdesign untersuchen zu können, konstruieren wir aus den beiden Querschnittsdaten von PIRLS und PISA-E einen Längsschnittdatensatz mit drei Beobachtungszeitpunkten für die Lesekompetenz.⁹ Der erste

9 In einer kritischen Auseinandersetzung mit den Beiträgen von Baumert und Schümer (2001, 2002) weist Hopf (2003: 12) darauf hin, dass man nur mit echten Längsschnittdaten das zeitveränderliche Verhältnis von primären und sekundären Herkunftseffekten am Ende der Grundschule bestimmen könne. Nur im Längsschnittdesign gelinge es, die Lernmilieus in den verschiedenen Schulformen (sozial selektive Unterschiede im Unterricht und in der Förderung von Schulkindern sowie soziale Homogenität in den Schulformen sowie geringe Durchlässigkeit der Schullaufbahnen) in theoretisch gebotener Genauigkeit zu beschreiben, da sie sich

Beobachtungszeitpunkt ergibt sich für die Lese- und Schreibkompetenzen von Grundschulkindern vor ihrer Einschulung, die die Eltern retrospektiv einschätzen sollten (PIRLS). Der zweite Messzeitpunkt ist das Ende der Grundschulzeit (PIRLS) und der dritte Messzeitpunkt ist das Ende der Vollzeitschulpflicht (PISA-E). Das „pairwise matching“, also die hierarchische Zuordnung von „statistischen Zwillingen“ zweier Altersgruppen aus den beiden Querschnittsdatensätzen (vgl. Klose und Bender 2000; Heckman und Smith 1996), wurde anhand von drei in beiden Datensätzen erhobenen Indikatoren – dem Geschlecht, der Bildung der Eltern und dem Migrantenstatus – vorgenommen (*Tabelle 1*).

Tabelle 1: Matching-Verfahren zur Bildung von „Zwillingspaaren“ im PIRLS- und PISA-Datensatz

| | Geschlecht | Bildung der Eltern | Migrationsstatus | N = 4.658 |
|-------------|------------|---|--|-----------|
| 1 | Mädchen | Abitur | Kein Migrant | 989 |
| 2 | Mädchen | Abitur | Migrant | 166 |
| 3 | Mädchen | Kein Abitur | Kein Migrant | 923 |
| 4 | Mädchen | Kein Abitur | Migrant | 236 |
| 5 | Junge | Abitur | Kein Migrant | 1.051 |
| 6 | Junge | Abitur | Migrant | 151 |
| 7 | Junge | Kein Abitur | Kein Migrant | 861 |
| 8 | Junge | Kein Abitur | Migrant | 281 |
| Definition: | | Abitur: ISCED 3a, 4a, 5+Höchster Schulabschluss (Angabe bei einem Elternteil genügt) | Geburt im Ausland / beide Eltern im Ausland geboren / mindestens ein Elternteil im Ausland geboren | |

Diese Matching-Variablen sind vor dem Hintergrund der durch die beiden verfügbaren Datensätze gegebenen Möglichkeiten und dem Bestreben, möglichst identische „Zwillinge“ zuzuordnen, deswegen geeignet, weil deren Korrelation mit schulischer Leistung hinlänglich belegt ist und weil sie zeitkonstant sind, während Versuche anhand zeitveränderlicher Merkmale (z.B. Einkommen, Familienform oder sozioökonomischer Status) individuelle Zuordnungen vorzunehmen wenig Sinn machen. Aufgrund der föderalen Struktur des deutschen Schulwesens mit seinen länderspezifischen Variationen wäre auch das Bundesland als Matching-Variable sinnvoll. Allerdings ist dieses Merkmal im PIRLS-Datensatz nicht vorhanden und die in zwölf von 16 Bundesländern durchgeführte nationale Erweiterungsstudie PIRLS-E, die das Bundesland als Strukturvariable enthält, ist der scientific community derzeit nicht zugänglich. Weitere in Frage kommende Merkmale wurden in PIRLS und PISA in unterschiedlicher Weise gemessen, wodurch Kompatibilitätsschwierigkeiten auftreten.

Aufgrund der wesentlich größeren Stichprobe der PISA-E-Erhebung gingen alle Fälle aus PIRLS in den endgültigen Datensatz ein, während aus PISA für jede Gruppe zufällig ausgewählte Fälle zugeordnet wurden. Die resultierende Gesamtstichprobe mit 4.658 Fällen wurde anschließend anhand verschiedener Variablen auf Verzerrungen in den Randverteilungen überprüft, die durchgängig jeweils nur geringe Abweichungen von den ursprünglichen Verteilungen in den beiden Datensätzen aufweisen.

auch über die Zeit hinweg verändern und dementsprechend zeitlich variierende Effekte für die Entwicklung von Lesekompetenzen aufweisen.

Berechtigterweise könnte man einwenden, dass die Resultate multivariater Schätzungen mit diesem kombinierten Längsschnittdatensatz statistische Artefakte darstellen, die sich aus der stochastischen Zuordnung von „Zwillingen“ ergeben. In solch einem Falle wären die Befunde unzuverlässig. Deswegen haben wir dieses Matching-Verfahren mehrmals – d.h. zuerst ein einziges Mal, dann 100 und 500 Mal, daraufhin 5.000 Mal und schließlich 50.000 Mal – wiederholt, und jeweils mit den resultierenden Längsschnittdatensätzen die multivariaten Schätzungen vorgenommen.¹⁰ Mit dieser Vorgehensweise dürften Zufallsergebnisse zugunsten stabiler und aussagekräftiger Befunde weitgehend eingeschränkt sein, auch wenn für das „pairwise matching“ nur eine geringe Zahl zeitkonstanter Strukturvariablen berücksichtigt wird.

3. Abhängige Variablen

Für die empirischen Analysen werden zwei abhängige Variablen verwendet. Die erste abhängige Variable umfasst die Skalenwerte der *Lesekompetenzen* von Grundschulkindern (PIRLS) und der 15-Jährigen (PISA).¹¹ Da nicht alle Tests zu den Lesekompetenzen allen Schülerinnen und Schülern vorgelegt wurden, wurden mit Hilfe der vorhandenen Antworten die fehlenden Antworten als *plausible Werte* geschätzt und damit die fehlenden Werte imputiert. Die gemessenen Kompetenzen wurden schließlich auf einer Skala normiert, so dass der Mittelwert der 15-jährigen Teilnehmer aller OECD-Länder bei einer Standardabweichung von 100 Punkten genau 500 Punkte beträgt und somit die Leistungen von zwei Dritteln der Jugendlichen im Bereich zwischen 400 und 600 Punkten liegen. Da sowohl bei PISA als auch bei PIRLS auf diese Weise verfahren wurde, liegt eine gewisse Vergleichbarkeit der Lesekompetenzen vor, wenngleich zu berücksichtigen ist, dass die Aufgabenstellungen jeweils den Altersgruppen angepasst wurden (Bos et al. 2004a). Bei den Schätzungen der Verteilungen für die Lesekompetenzen

10 Vor jedem Durchlauf für die Mehrfachschätzungen wurde ein komplett neuer Quasi-Längsschnittdatensatz aus zufällig gruppierten „statistischen Zwillingen“ der beiden Originaldatensätze PIRLS und PISA erzeugt. Daran anschließend wurden die Variablentransformationen und dokumentierten Regressionen durchgeführt, deren jeweilige Koeffizienten dann kumulativ in ein Datenfile geschrieben wurden. Diese Vorgehensweise ist – in der Art und Weise, wie wir die STATA-Routinen programmiert haben – rechenintensiv: Bei OLS-Regressionsschätzungen mit 50.000 Matching-Vorgängen mittels STATA 8 (s. Tabelle 7) ist ein PC mit einer 3.2 GHz-CPU (Intel Pentium 4) mit 1 GB RAM rund drei Tage beschäftigt. Für multinomiale Regressionen (s. Tabelle 9) lag die Netto-Rechenzeit bei 96 Stunden.

11 Der OECD-Studie zufolge heißt Lesekompetenz („reading literacy“) geschriebene Texte zu verstehen, zu nutzen, über sie zu reflektieren, um eigene Ziele zu erreichen, das eigene Wissen und Potenzial weiterzuentwickeln und am gesellschaftlichen Leben teilzunehmen – also die Fähigkeit, Lesen in unterschiedlichen Lebenssituationen praktisch anwenden zu können. Drei Dimensionen des Lesens wurden auf der Individualebene erfasst: (1) Informationen in Texten finden, (2) Texte interpretieren und (3) Texte reflektieren und bewerten. Die Schwierigkeit eines Items und die Fähigkeit eines Schülers bzw. einer Schülerin können beide auf einer stetigen Skala positioniert werden. Diese Skala wurde anhand eines mathematischen Modells erstellt, das die Berechnung sowohl der relativen Wahrscheinlichkeit jedes Schülers, ein Item korrekt zu beantworten, wie auch der relativen Wahrscheinlichkeit ermöglicht, dass auf eine Frage (oder ein Item) eine korrekte Antwort gegeben wird (Item Response Theory nach Rasch).

der Grundschulkinder und 15-jährigen Jugendlichen wurden die jeweiligen *Populationsgewichte* aus PIRLS bzw. PISA-E verwendet.

Die auf einer Skala normierten Lesekompetenzen wurden in den beiden Studien PIRLS und PISA-E in fünf Kompetenzstufen untergliedert, so dass es möglich ist, den Wechsel von Kompetenzstufen nach dem Bildungsübergang am Ende der Grundschulzeit zu untersuchen. Die zweite abhängige Variable ist der *Wechsel von Kompetenzstufen nach dem Übergang in die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I*. Da die Aufteilung der Kompetenzstufen für die beiden Studien zwar sehr ähnlich, aber nicht gänzlich identisch ist, werden Veränderungen in den Einstufungen in die Kompetenzstufen – angesichts dessen, dass bei beiden Studien die Intervallbreite der Kompetenzstufen 75 Punkte betragen – danach bemessen, ob sich die Kompetenzwerte um mehr als 75 Punkte verschoben haben. Eine Abnahme der Kompetenzwerte um den Betrag von mehr als 75 Punkten bedeutet demnach eine *Verschlechterung*, während die Zunahme um mehr als 75 Punkte eine *Verbesserung in der Kompetenzeinstufung* darstellt. Die Referenzkategorie dieser abhängigen Variablen ist die Konstanz der Kompetenzeinstufung.

4. Unabhängige Variablen

Für die Schätzung der Verteilung von Lesekompetenzen der Grundschulkinder werden folgende erklärende Variablen verwendet¹² (vgl. *Tabelle A1* auf den Internet-Seiten der KZfSS): Bei PIRLS 2001 wurde das verfügbare Haushaltseinkommen kategorisiert in US-Dollar-Beträgen erhoben und indiziert das ökonomische Kapital des Elternhauses. Da wir keinen Zugang zu den Daten der nationalen Zusatzerhebung von PIRLS 2001 (PIRLS-E) hatten, wird mit dem Haushaltseinkommen und dem Bildungsniveau der Eltern indirekt die *Klassenlage des Elternhauses* und somit die *soziale Herkunft* der Probanden indiziert. Das *Bildungsniveau der Eltern* als eine weitere Herkunftsvariable orientiert sich an der ISCED-Klassifikation, wobei wir das Abitur der Eltern als Dummy-Variable und die anderen niedrigeren Schulabschlüsse als Referenzkategorie kontrollieren. Für die Erfassung eines *Migrationshintergrunds* wird gemessen, wie häufig die Testsprache außerhalb der Schule im Elternhaus oder im Freundeskreis gesprochen wird. Referenzkategorie ist die häufigere Verwendung der Testsprache. Dass damit nicht die gesamte Dimension des Migrationsstatus erfasst wird, liegt auf der Hand. Für unsere Fragestellung dient sie daher eher als Kontrollvariable. Das intellektuelle Anregungs- und Sozialisationspotentials des Elternhauses wird durch *Anzahl der Bücher und Vorhandensein einer Tageszeitung* indiziert (zur Problematik dieser Variablen: Rössel und Beckert-Ziegelschmid 2002).

Die durch die Eltern eingeschätzten *Lese- und Schreibfähigkeiten bei Einschulung* stellen Indikatoren für die (*schichtabhängigen*) *Lernvoraussetzungen* der Grundschulkinder und damit *primäre Herkunftseffekte* dar (Boudon 1974; Becker und Lauterbach 2004a; Grundmann et al. 2004).¹³

12 Die Tabellen A1 bis A7 findet man auf der Internet-Seiten der KZfSS unter dem folgenden Link: <<http://www.uni-koeln.de/kzfss/materialien/KS-58-2-becker-schubert-Anhang.htm>>.

13 Da es sich bei den Lese- und Schreibfähigkeiten bei Einschulungen um retrospektive subjektive Einschätzung der Eltern handelt, kann berechtigterweise angenommen werden, dass diese Angaben erheblich verzerrt sind – weil sie unter anderem vom Bildungsniveau der Eltern abhängig sein können – und daher wenig valide sind. Die Verzerrung kann zudem auf Erinnerungsprobleme und soziale Erwünschtheit beruhen. Des Weiteren kann vermutet werden, dass die Eltern in der Retrospektive die Angaben vor dem Hintergrund der aktuellen Schulleistungen beurteilen oder rationalisieren. Diese methodische Schwierigkeit weist wiederum darauf hin, dass es zwingend notwendig ist, Entwicklung und Verteilung von Lesekompetenzen im Längs-

Hierbei greifen wir auf additive Indizes zurück, die durch den PIRLS-Datensatz vorgegeben wurden. *Unterstützung durch die Schule* und das *disziplinäre Klima in der Schulklasse* indizieren Informationen zu den schulischen Lehr- und Lernbedingungen („differentielle Entwicklungsmilieus“), die für die Entwicklung schulischer und allgemeiner Kompetenzen bedeutsam sind. Wiederum greifen wir dabei auf durch den PIRLS-Datensatz vorgegebene additive Indizes zurück.

Die Verteilung der Lesekompetenzen der 15-jährigen Schulkinder am Ende der Vollzeitschulpflicht wurde mit folgenden erklärenden Variablen geschätzt (vgl. *Tabelle A2* auf den Internet-Seiten der KZfSS): Die soziale Herkunft wird mit dem *sozioökonomischen Status des Elternhauses (ISEI)* und mit dem *höchsten Bildungsniveau der Elternteile (ISCED)* kontrolliert. Referenzkategorie des elterlichen Bildungsniveaus sind niedrigere Bildungsabschlüsse als das Abitur. Der *Migrationshintergrund* wird danach bestimmt, ob die Testsprache eine Fremdsprache ist. Die Referenzkategorie dieser Dummy-Variablen ist Deutsch als Muttersprache. *Sozialisationsbedingungen im Elternhaus* und deren *intellektuelle Anregungspotentiale* werden auf folgenden Dimensionen gemessen: Familienform (Kernfamilie vs. andere Familienstrukturen), Anzahl von Büchern im Elternhaus, bildungsrelevante Ressourcen, Besitz an Kulturgütern, kulturelle Kommunikation und der Häufigkeit des Besuchs kultureller Veranstaltungen.

Informationen zu den schulischen Lehr- und Lernbedingungen ergeben sich aus einem additiven Index zum *schlechten disziplinären Klima an der Schule*. Dieser von uns konstruierte Index misst, wie die Befragten das disziplinäre Klima anhand mehrerer Indikatoren zum Umgang zwischen Schülern untereinander, zum Umgang zwischen Jugendlichen und Lehrkräften, Disziplin im Unterricht und außerhalb des Unterrichts beurteilen. Als *Lernvoraussetzungen beim Übergang von der Grundschule in die Schullaufbahnen der Sekundarstufe I* wurden zum einen die *Lese- und Schreibfähigkeiten bei Einschulung* und zum anderen die *Lesekompetenzen am Ende der Grundschulzeit* (Messung in PIRLS 2001) kontrolliert. Auch diese Schätzungen wurden mit den entsprechenden Populationsgewichten für PISA-E-2000 versehen.

5. Kontrolle der sozialen Selektivität von Bildungsübergängen

Eine wichtige erklärende Variable für die soziale Disparität von Leseleistungen unter den 15-jährigen Jugendlichen ist die soziale Selektivität der Bildungsübergänge am Ende der Grundschulzeit. Sie ergibt sich im Aggregat aus den zwischen den Sozialschichten differierenden elterlichen Bildungsentscheidungen (Becker 2000) sowie aus den sozial selektiven Sortier- und Selektionsleistungen der abgebenden Grundschulen (Becker 2004). Wenn die einzelnen Schulformen in der Sekundarstufe I „differentielle Lernmilieus“ darstellen, dann können unter methodischen Gesichtspunkten die kausalen Auswirkungen der sozial selektiven Lernkontexte auf die Entwicklung von Lesekompetenzen als ein soziales Experiment angesehen werden. Da aber die Aufteilung auf die einzelnen Experimentalgruppen nicht zufällig durch das Deutsche PISA-Konsortium vorgenommen wurde, haben wir es mit einem *quasi-experimentellen Design ohne echte Kontrollgruppe* zu tun. Wenn wir davon ausgehen, dass die soziale Selektivität der Bildungsübergänge und das Verweilen in unterschiedlichen Lernkontexten eine Ursache für die soziale Disparität von Lesekompetenzen darstellen, so treten drei methodische Probleme auf.

schnitt zu erheben. Für die Beurteilung der Lesekompetenzen zu einem bestimmten Zeitpunkt bedarf es Informationen zum Ausgangszustand. Solch eine „Null-Messung“ ist vor allem dann angeraten, wenn das zu erklärende Phänomen wie eben die Lesekompetenz das Ergebnis einer Entwicklung in der Zeit ist, das zum Befragungszeitpunkt wiederum vorläufig sein kann.

Erstens liegt das *Evaluationsproblem* vor, das mit dem *Fundamentalproblem der kausalen Inferenz* korrespondiert (Holland 1984: 947). Wenn wir eine Ursache als ein Ereignis oder als eine Einwirkung (etwa Übergang in einer der Schullaufbahnen mit jeweils unterschiedlichen Lernbedingungen) definieren, die eine Veränderung bei der Lesekompetenz im Vergleich zu Kontrollgruppen hervorruft, dann besteht das grundlegende Problem, den Kausaleffekt dieses Ereignisses zu identifizieren, darin, dass die interessierende Variable, nämlich Veränderung der Lesekompetenzen, nur für die Experimentalgruppe, aber nicht gleichzeitig auch für die Kontrollgruppe zu beobachten ist. So können wir ein Kind niemals in den Zuständen wie etwa Besuch des Gymnasiums, Besuch der Realschule oder Besuch der Hauptschule *zugleich* beobachten. Es kann daher nicht die Frage beantwortet werden, welche Auswirkung der Übergang in das Gymnasium auf die Entwicklung der Lesekompetenzen und ihre soziale Disparität gehabt hätte, wäre das Kind statt auf die Haupt- oder Realschule in das Gymnasium gewechselt. Man weiß also nicht, welche Lesekompetenzen die Haupt- oder Realschülerinnen gehabt hätten, wären sie stattdessen auf das Gymnasium gegangen, und man weiß nicht, welche Konsequenzen dies für die Entwicklung und Streuung der Lesekompetenzen gehabt hätte. Deswegen kann nicht ohne weiteres der Effekt des Besuchs einer Schulform auf die Lesekompetenzen durch einen einfachen Vergleich zwischen den einzelnen Schullaufbahnen ermittelt werden, da wir nicht für die ein und dieselbe Personen gleichzeitig diejenigen Wirkungen von Bildungsübergängen und Lernkontexten beobachten können, die sich jeweils ergeben hätten, wenn die Bedingungen jeweils anders gewesen wären. In der ökonometrischen Evaluationsforschung wird deswegen dieses Problem, die Schätzung von Kausaleffekten, auch als ein „missing data problem“ angesehen (Rosenbaum und Rubin 1983: 41).

Zweitens haben wir es mit einem spezifischen Problem fehlender Daten zu tun, weil wir die Mechanismen des sozial selektiven Bildungsübergangs mit den zur Verfügung stehenden Querschnittsdaten nicht direkt messen können, so dass auch die Wirkung primärer und sekundärer Herkunftseffekte auf theoretischen Zusatzannahmen beruht, die nicht zwingend empirisch erfüllt sein müssen. Des Weiteren haben wir keine Informationen über die Lehr- und Lernprozesse im Längsschnitt vorliegen, so dass wir für die Wirksamkeit von Lernbedingungen für die individuelle Entwicklung von Leseleistungen und die Verschärfung sozial ungleicher Lesekompetenzen ebenfalls nur plausible Zusatzannahmen machen können. Da wir diese Mechanismen und sozialen Prozesse, welche die Wirkungen von vorliegenden Ursachen hervorbringen, nicht direkt beobachten, können wir uns nicht sicher sein, die Ursachen für die Streuung von Lesekompetenzen aufgedeckt zu haben (vgl. Hedström und Swedberg 1994). Denn es ist wichtig, Mechanismen und Prozesse festzustellen, die zwischen Ursache und Wirkung fungieren, um sicher sein zu können, dass wir es mit einer Ursache zu tun haben, zu der auch die entsprechende Wirkung gehört, und wenn wir die Ursache und Wirkung mit einem verbindenden Mechanismus identifizieren können, sind wir in der Lage, die Wirkung ursächlich auf ein Ereignis zurückzuführen, das wir Ursache nennen.

Drittens haben wir zudem das Problem, dass die Aufteilung in Experimental- und Kontrollgruppe nicht zufällig erfolgt, sondern dass die Verteilung auf die einzelnen Schulformen in der Sekundarstufe I von der sozialen Herkunft der Grundschulkinder abhängt. Damit wird es schwierig, die Wirkung unterschiedlicher Lehr- und Lernbedingungen auf die Lesekompetenzen zu messen und in Abhängigkeit erklärender Variablen zu schätzen. Betrachten wir das genauer: Gehen wir von einer Ergebnisvariablen Y_t aus, die für ein Kind im Falle des Wechsels auf das Gymnasium zu einem bestimmten Zeitpunkt t Y_t^1 und für ein Kind im Falle des Wechsels auf die anderen Schullaufbahnen Y_t^0 ist, so kann deswegen der potentielle Nutzeneffekt für die „differenziellen Lernmilieus“ $\Delta t = Y_t^1 - Y_t^0$ nicht identifiziert werden. Auch für die Ermittlung der Wahrscheinlichkeit für den Wechsel auf das Gymnasium $\Pr(D=1|c_{it})$ – wobei $D=1$ das Ereignis „Wechsel auf das Gymnasium“ ist und c_{it} erklärende Variablen für dieses Ereignis sind – treten wegen fehlender Informationen wie beim oben geschilderten Evaluationsproblem gravierende Schätzprobleme auf. Aufgrund des resultierenden „selection bias“ in der Verteilung der Effekte von Wechsel auf das Gymnasium gilt daher:

$$E(\Delta | D=1, c_{it}) \neq E(Y_t^1 | D=1, c_{it}) - E(Y_t^0 | D=0, c_{it}),$$

d.h. der erwartete durchschnittliche Effekt privilegierter Lehr- und Lernbedingungen auf die späteren Lesekompetenzen ist *nicht* gleich der Differenz der Ergebnisvariablen für den Wechsel auf das Gymnasium und den Wechsel auf die anderen Schullaufbahnen, wie dies bei einem klassischen experimentellen Design der Fall wäre. Deswegen ist bei multivariaten Schätzungen die Verwendung einer Dummy-Variablen als Indikator für die Verteilung auf die einzelnen Schullaufbahnen nicht sinnvoll. Verfügt man, wie in unserem Fall, nicht über perfekte Experimentaldaten, dann ist die Einbeziehung einer Dummy-Variablen in die multivariaten Schätzungen, die indiziert, ob ein Kind auf das Gymnasium oder auf die Haupt- oder Realschule oder auf eine andere Schule gewechselt ist, ausgeschlossen (Maddala 1978: 426). Ansonsten würde man in unzulässiger Weise so tun, als wären die Teilnehmer und Nichtteilnehmer zufällig ausgewählte Untersuchungs- und Kontrollgruppen. Es sind dann verzerrte Schätzergebnisse wegen des „selectivity bias“ zu erwarten, wenn man die Selektionsprozesse und soziale Selektivität beim Übergang auf die einzelnen Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I, also die systematische Aufteilung in die Untersuchungs- und Kontrollgruppen, nicht explizit kontrolliert. Dieses Evaluationsproblem kann durch die *Kontrolle sozialer Selektivität bei den Bildungsübergängen am Ende der Grundschulzeit* zumindest teilweise gelöst werden.

Für die ersten beiden Probleme haben wir keine direkte Lösung. Zumindest wäre das zweite Problem gelöst, wenn wichtige Mechanismen und Prozesse der Entwicklung von Lesekompetenzen direkt im Längsschnitt erfasst worden wären. Da dies nicht der Fall ist, müssen wir mit diesem wie mit dem ersten Problem vorerst leben. Allerdings verfügen wir in der Zwischenzeit bereits über Studien zu den Bildungsübergängen und den daraus resultierenden Bildungserfolgen, die die Modellvorstellungen von Boudon (1974) soweit unterstützen, dass wir von empirisch fundierten „Brückenhypothesen“ für die Entwicklung von Lesekompetenzen in Abhängigkeit von der sozial selektiven Verteilung der Schülerinnen und Schüler auf die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I ausgehen können (z.B. Becker 2000, 2003). Für die Lösung des dritten Problems in multivariaten Schätzungen gibt es unterschiedliche Verfahren, die sich in ihrer Leistungsfähigkeit unterscheiden (Lechner 1998). Weil die Lösung für das „selection bias problem“ außerhalb der formalen Statistik liegt und weil der Prozess der Selektion eher ein theoretisches als ein statistisches Problem ist, kommt es darauf an, den Selektionsprozess bei den Bildungsübergängen am Ende der Grundschulzeit in theoretisch angemessener Weise zu modellieren. Ohne hinreichendes Wissen über die Art und Weise, wie Kinder in die einzelnen Schullaufbahnen hineinselektiert werden, ist es nicht möglich, die Effekte vorschulischer Bildung hinreichend genau zu quantifizieren. Aber oftmals kennen wir diese Selektionsprozesse entweder zu wenig oder können sie mangels erhobener Informationen nicht ausreichend statistisch testen.

Aus pragmatischen Gründen verwenden wir für die Kontrolle des Selektivitätsproblems das von Heckman (1979) vorgeschlagene Verfahren, das sich bereits in mehreren bildungssoziologischen Studien bewährt hat (vgl. Becker 2000, 2003). Bei der Ermittlung der Effekte sozial selektiver Bildungsübergänge für die Lesekompetenzen wird im ersten Schritt der Selektionsprozess beim Zugang zu den einzelnen Schullaufbahnen mittels einzelner Probit-Regressionen geschätzt (Long 1997).¹⁴ Aus *Tabelle 2* ist zunächst zu entnehmen, dass die Leseleistung am Ende der Grundschulzeit den Übergang in die höchste Schullaufbahn, das Gymnasium, fördert: Je besser die Lesekompetenz, desto wahrscheinlicher ist der Wechsel ins Gymnasium. Für die anderen kontrollierten Über-

14 Von den Schülerinnen und Schüler wechseln am Ende der Grundschulzeit 16 Prozent auf die Hauptschule, 16 Prozent auf Schulen mit mehreren Bildungsgängen, 23 Prozent auf die Realschule, 13 Prozent auf integrierte Gesamtschulen und schließlich 31 Prozent auf das Gymnasium. Da wir wegen des Matching-Verfahrens nicht mit der Gewichtung von Stichproben operieren, stimmt diese Verteilung nicht mit der amtlichen Bildungsstatistik überein.

gänge spielt die Leseleistung der Grundschulkinder keine signifikante Rolle. Erwartungsgemäß gibt es selektive Übergangschancen nach dem Human- und Kulturkapital des Elternhauses, das hochgradig mit dem sozioökonomischen Status des Elternhauses korreliert: Je höher das Bildungsniveau der Eltern ist, desto wahrscheinlicher sind die Übergänge in die höheren Schullaufbahnen. Mit Ausnahme bei der Entscheidung für die integrierte Gesamtschule erfolgt eine sozial differentielle Einordnung der Grundschulkinder in das dreigliedrige Schulsystem. Ebenso konsistent mit vorliegenden Erkenntnissen ist der Fakt, dass die Grundschulkinder mit einem Migrationshintergrund geringere Chancen haben, auf die höheren weiterführenden Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I wechseln zu können. Nur beim Übergang in die integrierte Gesamtschule wirkt sich der Migrationshintergrund nicht nachteilig auf die Bildungschancen aus.

Tabelle 2: Kontrolle der sozial selektiven Bildungsübergänge am Ende der Grundschule (Probit-Regression; in Klammern: Standardfehler der unstandardisierten Koeffizienten)

| | Gymnasium vs. andere Schulformen | Realschule vs. Hauptschule | Integrierte Gesamtschule vs. andere Schulformen | Schule mit mehreren Bildungsgängen vs. Gymnasium |
|-------------------------------|---|----------------------------------|--|---|
| Leseleistung in der 4. Klasse | 0,0009* (0,0004) | 0,0006 (0,0006) | 0,0000 (0,0004) | -0,0010 (0,0006) |
| Abitur (Vater) | 0,518*** (0,05) | 0,302*** (0,08) | -0,045 (0,06) | -0,650*** (0,07) |
| Abitur (Mutter) | 0,288*** (0,05) | 0,153 (0,09) | -0,027 (0,06) | -0,441*** (0,07) |
| Migrationsstatus | -0,190** (0,07) | -0,521*** (0,09) | -0,143 (0,08) | -0,246* (0,12) |
| Konstante | -1,293*** (0,20) | -0,122 (0,30) | -1,078*** (0,23) | 0,608* (0,31) |
| N | 3.821 | 1.456 | 3.820 | 1.800 |

* $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$.

Datenbasis: PIRLS 2001 und PISA-E 2000 – eigene Berechnungen.

Die Schätzergebnisse für die sozial selektiven Bildungsübergänge stellen so genannte „propensity scores“ dar, die als bedingte Wahrscheinlichkeit gelten, unter Kontrolle beobachteter Kovariaten in einer der unterschiedlichen Lehr- und Lernkontexte gelangt zu sein (vgl. Winship und Sobel 2004: 492). Diese „propensity scores“ werden als „inverse Mill's ratios“ gespeichert und gehen statt der Dummy-Variablen, die die Platzierung in den Schullaufbahnen der Sekundarstufe I indizieren, im zweiten Schritt als *instrumentelle Variable* in die Schätzung für die Verteilung der Leseleistungen der 15-Jährigen ein (Heckman 1997).¹⁵ Im Allgemeinen wird die Korrektur des „sample selection bias“ über dieses Vorgehen als ausreichend angesehen, da sich dadurch auch Subklassen

¹⁵ Wenn die „propensity scores“ als bedingte Übergangswahrscheinlichkeiten gespeichert werden, erzielt man die gleichen Ergebnisse wie mit inversen Mill's ratios, aber dabei werden die Standardfehler der geschätzten Regressionskoeffizienten sehr groß. Daher folgen wir der Grundidee von Heckman (1979).

von Merkmalsgruppen und somit auch Experimental- und Kontrollgruppen identifizieren lassen (Rosenbaum und Rubin 1983). Zudem hat eine solche Instrumentalvariable den Vorteil, die Dimensionalität des Matching-Problems auf eine einzelne metrische Variable zu reduzieren. Somit ist es möglich, den vermuteten Effekt sozial selektiver Bildungsübergänge auf die Entwicklung und Streuung von Lesekompetenzen zu beurteilen.

IV. Empirische Befunde

1. Soziale Disparität der Leseleistungen am Ende der Grundschulzeit

Die soziale Disparität der Leseleistung am Ende der Grundschulzeit kann mit Hilfe der OLS-Regression (Brüderl 2000) – wie dies bereits hinlänglich durch die publizierten Berichte und Sekundäranalysen bekannt ist (vgl. Bos et al. 2003) – zum einen durch die sozioökonomischen Ressourcen und des intellektuellen Anregungspotentials des Elternhauses sowie durch die Lernvoraussetzungen bei Beginn der schulischen Karriere beschrieben werden (vgl. *Tabelle A3* auf den Internet-Seiten der Zeitschrift). Schulkinder von Eltern mit höherem Haushaltseinkommen erreichen signifikant bessere Leseleistungen als diejenigen mit einem Niedrigeinkommen. Besonders stark unterscheiden sich dabei die unteren Einkommensgruppen in der Leseleistung, während bei höherem Einkommen die Unterschiede tendenziell geringer werden, wobei die Unterschiede der beiden höchsten Einkommensgruppen gering und vernachlässigbar sind. Je höher das Bildungsniveau der Eltern ist, desto besser sind die Leseleistungen ihrer Kinder, während Kinder aus Elternhäusern, in denen die Testsprache selten gesprochen wird, ungünstigere Lesekompetenzen aufweisen als Kinder aus Elternhäusern, in denen die deutsche Sprache generell im Alltag verwendet wird.

Des Weiteren korreliert die Verteilung der Lesekompetenzen mit dem intellektuellen Anregungspotential im Elternhaus, das durch die Anzahl von Büchern und des Vorhandenseins einer Tageszeitung im elterlichen Haushalt indiziert wird. Neben der Verfügbarkeit von Büchern scheint auch die Praxis des Lesens eine Lern- und Vorbildfunktion für die Kinder darzustellen, die sich auf deren Entwicklung von Lesekompetenzen auswirkt.

Während die Unterstützung der Schulkinder durch die Grundschule positive Auswirkungen auf die Lesekompetenzen haben, scheinen negative Umstände des disziplinären Klimas in der Schule und im Klassenzimmer die Entwicklungen von Lesekompetenzen zu behindern. Auch bei Kontrolle der sozialen Herkunft, der Sozialisationsbedingungen im Elternhaus und der Lernvoraussetzungen bei Einschulung ist festzustellen, dass sich ungünstige schulische Lehr- und Lernbedingungen in einem kurzen Zeitrahmen in negativer Weise auf die Entwicklung von Lesekompetenzen auswirken.

Während man bei den bislang kontrollierten Einflussfaktoren eher von Korrelationen mit Lesekompetenzen ausgehen musste, und nur dann von kausalen Effekten sprechen konnte, wenn man unterstellt, dass die Einflüsse der sozialen Herkunft sowie die Lernkontexte zeitkonstant sind, ist es für die Lese- und Schreibfähigkeiten bei der Einschulung unter dem Vorbehalt der eingeschränkten Validität ihrer retrospektiven Ein-

schätzung durch die Eltern möglich, von kausalen Wirkungen auf die Lesekompetenzen am Ende der Grundschulzeit zu sprechen. Unsere Befunde weisen entsprechend den theoretischen Ausführungen darauf hin, dass privilegierte Lernvoraussetzungen zu vergleichsweise höheren Leseleistungen nach vier Jahren Grundschule führen. Bestehende Ungleichheiten bei den Lernvoraussetzungen schlagen sich bei Kontrolle elterlicher Ressourcen und schulischer Lehr- und Lernbedingungen in eine tendenziell zunehmende Ungleichheit von Lesekompetenzen nieder.

2. Soziale Disparitäten von Lesekompetenzen am Ende der Vollzeitschulpflicht

Für die sozialen Disparitäten der Leseleistungen der 15-Jährigen können wir ebenfalls die hinlänglich bekannten Befunde replizieren (vgl. Jungbauer-Gans 2004; Baumert und Schümer 2001). Demnach korrelieren Indikatoren der nationalen Herkunft und des sozialen Hintergrunds der Jugendlichen – Befähigung zur deutschen Sprache, sozioökonomischer Status des Elternhauses, Bildungsniveau der Eltern, Besitz an Kulturgütern und kulturelle Partizipation, Familienstruktur – mit den Leseleistungen (Modell 1 und 2 in *Tabelle 3*). Zudem zeigt sich, dass die kulturelle Praxis im Elternhaus (kulturelle Kommunikation oder Besuch kultureller Veranstaltungen) offenbar eher mit den Lesekompetenzen zusammenhängen als der bloße Besitz an Kulturgütern. Damit wird erneut ein wichtiger Mechanismus des intergenerationalen Transfers soziokultureller Kompetenzen bestätigt (vgl. Rössel und Beckert-Ziegelschmid 2002), der die individuelle Entwicklung von Leseleistungen begünstigt und im Aggregat zur sozialen Ungleichheit von Lesekompetenzen beiträgt.

Ferner gibt es Hinweise für langfristige Konsequenzen primärer Herkunftseffekte auf die Entwicklung von Lesekompetenzen bis zum Ende der Vollzeitschulpflicht (Modell 3). Während die Lese- und Schreibfähigkeiten bei der Einschulung keine signifikanten Auswirkungen mehr auf die späteren Lesekompetenzen haben, können offensichtlich diejenigen Schülerinnen und Schüler an Lesekompetenzen zulegen, die bereits am Ende der Grundschulzeit hohe Leseleistungen aufwiesen, welche wiederum – wie bereits gesehen – sowohl von der sozialen Herkunft als auch von der „reading literacy“ bei der Einschulung abhängen. Offensichtlich gibt es kumulative Herkunftseffekte für die Entwicklung von Lesekompetenzen im schulischen Lehr- und Lernkontext, die zur Verschärfung sozialer Disparitäten von Leseleistungen zwischen den Sozialschichten führen. Allerdings ist bei diesem Befund zu beachten, dass die retrospektive Einschätzung der Lese- und Schreibfähigkeiten durch die Eltern möglicherweise einen verzerrten und daher wenig validen Indikator für individuelle Lernvoraussetzungen bei Einschulung darstellt. Diese Vermutung können wir allerdings mit den Daten von PIRLS selbst nicht überprüfen.

Zu der im Bildungsverlauf zunehmenden sozialen Disparität von Lesekompetenzen tragen in der Tat wie theoretisch prognostiziert auch die sozial selektiven Bildungsübergänge bei, die als *schichtspezifische Übergangswahrscheinlichkeiten* λ in die Schätzungen eingehen (Details: Becker 2000, 2003). Sozial privilegierte Chancen, auf das Gymnasium wechseln zu können (vgl. *Tabelle A2* auf den Internet-Seiten der KZfSS), sind förderlich für die individuelle Entwicklung von Leseleistungen und resultieren im Aggre-

Tabelle 3: Verteilung der Lesekompetenz von 15-Jährigen (OLS-Regression; unstandardisierte Koeffizienten; in Klammern: Beta-Koeffizienten) – ein einziges zufälliges Matching

| | Modell 1 | Modell 2 | Modell 3 | x-y-standardisiert |
|--|-----------|-----------|-----------------------|--------------------|
| λ (Bildungsübergänge) | 20,88*** | 19,34*** | 19,69*** (7,27) | 0,08 |
| Sozioökonomischer Status des Haushaltes | 1,10*** | 1,08*** | 1,06*** (17,07) | 0,18 |
| Bildungsniveau der Eltern: ISCED 1-2 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Höchste Bildung: ISCED 3b | 28,90*** | 27,47*** | 27,63*** (13,04) | 0,14 |
| Höchste Bildung: ISCED 3a | 35,91** | 36,21*** | 34,85*** (17,13) | 0,18 |
| Testsprache ist Muttersprache | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Testsprache ist Fremdsprache | -48,38*** | -49,64*** | -46,50*** (-10,51) | -0,11 |
| 0–50 Bücher im Haushalt | 0 | 0 | 0 | 0 |
| 50–250 Bücher im Haushalt | 25,97*** | 25,78*** | 26,02*** (12,91) | 0,14 |
| > 250 Bücher im Haushalt | 42,42*** | 41,37*** | 41,42*** (19,82) | 0,21 |
| Bildungsrelevante Ressourcen | 0,99 | 0,65 | 0,39 | 0,00 |
| Besitz an Kulturgüter | 3,98* | 2,93 | 2,67 | 0,03 |
| Kulturelle Kommunikation | 12,63*** | 11,69*** | 12,36*** (12,31) | 0,13 |
| Besuch kultureller Veranstaltungen | 10,52*** | 10,10*** | 10,00*** (10,29) | 0,11 |
| Andere Familienformen | | 0 | 0 | 0 |
| Kernfamilie | | 16,76*** | 17,61*** (8,61) | 0,09 |
| Schlechtes diszipliniertes Klima an der Schule | | -5,46*** | -5,43*** (-5,38) | -0,06 |
| Leseleistung in der Grundschule | | | 0,06** (3,60) | 0,04 |
| Lese- bzw. Schreibfähigkeiten bei Einschulung | | | -0,18 | -0,01 |
| Konstante | 381,37*** | 375,66*** | 343,78*** | |
| Adjusted R ² | 0,284 | 0,288 | 0,290 | 0,290 |
| N | 2.973 | 2.899 | 2.819 | 2.819 |

* $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$.

Datenbasis: PIRLS 2001 und PISA-E-2000 – eigene Berechnungen.

gat in einer verschärften sozialen Streuung von Lesekompetenzen. Somit haben wir empirische Belege dafür, dass frühe herkunftsabhängige Selektionen in sozial homogene Lehr- und Lernkontexte der weiterführenden Schullaufbahnen, bei der komplexe Einflüsse primärer und sekundärer Herkunftseffekte sowie von Sortier- und Selektionsleistungen der Schulen eine bedeutsame Rolle spielen, entscheidend zur sozialen Disparität von Lesekompetenzen beitragen. Dabei werden vor allem die Schülerinnen und Schüler in der Entwicklung von Lesekompetenzen zusätzlich benachteiligt, die wegen

den Ressourcen des Elternhauses ungünstige Startvoraussetzungen haben. Betrachten wir anhand standardisierter Einflussfaktoren den relativen Beitrag der institutionellen Differenzierung und sozial selektiven Allokation in unterschiedliche Lernkontexte für die Verteilung von Lesekompetenzen in der 15jährigen Schülerschaft, dann reproduzieren wir hinlänglich bekannte Befunde der Bildungsforschung: Die Einflüsse des Elternhauses sind weitaus gewichtiger als die Einflüsse von Leistungshomogenisierung und Lernbedingungen in der Schule (Mayer 1998). Dieser Befund soll allerdings nicht in der Weise interpretiert werden, dass im Vergleich zur sozialen Herkunft die Rolle institutioneller Voraussetzungen und Mechanismen der Übergänge in die mehrgliedrige Sekundarstufe I für die Entwicklung individueller Lesekompetenzen irrelevant und damit vernachlässigbar wäre. Das Gegenteil ist der Fall: Die institutionellen Regelungen und Mechanismen der frühen Bildungsübergänge sind wichtige Vorgaben, an denen sich die Eltern bei ihren Bildungsentscheidungen in Abhängigkeit von ihrer sozioökonomischen Situation und Möglichkeiten für Bildungsinvestitionen orientieren (Becker 2000).

Auch wenn wir in besonderer Weise die soziale Selektivität der Bildungsübergänge am Ende der Grundschulzeit kontrolliert haben, wäre der Einwand berechtigt, dass es sich bei diesen Ergebnissen um ein statistisches Artefakt sowohl des zweistufigen Verfahrens zur Kontrolle der Selektivität von Bildungsübergängen als auch des Matching-Verfahrens handelt. Daher verwenden wir trotz methodischer Vorbehalte die traditionelle Kontrolle der Verteilung auf die einzelnen Schulformen anhand von 0/1-kodierten Dummy-Variablen (*Tabelle A4* auf den Internet-Seiten der KZfSS). Hierbei sind auch nach 100 Matching-Vorgängen die erwarteten Resultate festzustellen. Schülerinnen und Schüler, die in die Hauptschule gewechselt sind, weisen – gefolgt von den Jugendlichen in den Schulen mit mehreren Bildungsgängen – signifikant geringere Lesekompetenzen als Gymnasiasten auf. Wie bereits mehrfach empirisch belegt, schneiden auch die Schülerinnen und Schüler in den integrierten Gesamtschulen signifikant schlechter ab als die Gymnasiasten. Die geringsten, aber immer noch signifikanten Abstände bei den Lesekompetenzen bestehen zwischen den Realschülern und Gymnasiasten. Die Stratifizierung der Sekundarstufe I schlägt sich auch in der „Rangfolge“ von mittleren Lesekompetenzen nieder.

Der Einwand, dass statistische Artefakte wegen des Matchings vorliegen, ist umso berechtigter, wenn dieses zufällige Matching nur ein einziges Mal durchgeführt wird, was zuvor der Fall war. Daher haben wir im Folgenden diese Zuordnung von „Zwillingspaaren“ aus dem PIRLS- und PISA-E-Datensatz vielfach wiederholt und das letzte Modell in *Tabelle 3* mehrfach geschätzt (*Tabelle 4* und *Tabellen A4 bis A6* auf den Internet-Seiten der KZfSS). Da bereits nach 100 Matching-Vorgängen die Indikatoren wie bildungsrelevanten Ressourcen und Besitz an Kulturgütern kaum zur Beschreibung der Lesekompetenzen beitragen, bleiben sie in den weiteren Analysen unberücksichtigt. Weil aber die Einflüsse des sozioökonomischen Status des Elternhauses, das elterliche Bildungsniveau und Indikatoren des kulturellen und sozialen Kapitals (Besuch kultureller Veranstaltungen und Leben in vollständiger Kernfamilie) in manchen Läufen theoretisch unerwartet insignifikant sind und damit den oftmals belegten Befunden widersprechen, scheint es sinnvoll, die Zahl der Matching-Vorgänge noch weiter zu erhöhen. Dieses Vorgehen scheint auch deswegen angebracht, weil die Einflussfaktoren wie Lese-

Tabelle 4: Verteilung der Lesekompetenz von 15-Jährigen (OLS-Regression; unstandardisierte Koeffizienten) – 50.000 Matching-Vorgänge

| Variable | Koeffizienten | | | Standardfehler | | T-Wert | |
|--------------------------------|---------------|-------|-------|----------------|-------|--------|------|
| | Min | Max | Mean | Min | Max | Mean | SD |
| λ (Bildungsübergang) | 3,23 | 38,2 | 19,6 | 3,56 | 4,41 | 4,99 | 1,02 |
| Sozioökonomischer Status | 0,62 | 1,46 | 1,03 | 0,10 | 0,12 | 9,54 | 0,97 |
| ISCED 3b | 12,0 | 62,0 | 36,5 | 5,46 | 6,81 | 6,03 | 0,98 |
| ISCED 3a | 17,4 | 68,7 | 43,8 | 5,55 | 6,95 | 7,11 | 1,00 |
| Testsprache ist Fremdsprache | -77,6 | -25,0 | -52,2 | 6,01 | 7,64 | -7,77 | 1,03 |
| 50–250 Bücher | 9,62 | 41,5 | 26,6 | 3,66 | 4,21 | 6,77 | 0,96 |
| mehr als 250 Bücher | 24,6 | 64,7 | 45,7 | 4,31 | 4,99 | 9,83 | 0,98 |
| Kulturelle Kommunikation | 2,07 | 16,1 | 9,02 | 1,54 | 1,76 | 5,45 | 0,97 |
| Kulturelle Veranstaltungen | 4,68 | 17,6 | 11,0 | 1,56 | 1,79 | 6,58 | 0,95 |
| Kernfamilie | 4,64 | 28,3 | 16,2 | 2,82 | 3,16 | 5,42 | 0,95 |
| Schlechtes disziplinäres Klima | -13,1 | -1,10 | -7,17 | 1,40 | 1,58 | -4,83 | 0,98 |
| Leseleistung in der 4. Klasse | -0,08 | 0,13 | 0,03 | 0,02 | 0,03 | 1,19 | 1,02 |
| „Literacy“ bei Einschulung | -4,70 | 7,47 | 1,27 | 1,39 | 1,57 | 0,86 | 0,99 |
| Konstante | 277,6 | 419,3 | 351,2 | 14,80 | 17,14 | 22,08 | 1,09 |

Datenbasis: PIRLS 2001 und PISA-E-2000 – eigene Berechnungen.

leistung in der vierten Grundschulklasse sowie die Lese- und Schreibfähigkeiten bei Einschulung zuweilen auch das Vorzeichen ändern.

Auch nach 500, 5.000 und 50.000 Zufallszuordnungen bleiben die zuletzt geschil-
derten Schätzergebnisse weitgehend stabil. Allerdings bringen die frühen primären Her-
kunftseffekte wie etwa die Lese- und Schreibfähigkeiten bei der Einschulung keine wei-
teren Einsichten in die soziale Verteilung und Entwicklung von Leseleistungen (Tabelle
4). Bei zunehmenden Durchläufen erweist sich dieser Indikator angesichts wechselnder
Vorzeichen als instabil und daher als wenig zuverlässig. Gleichzeitig ist der langfristige
Einfluss von Lesekompetenzen am Ende der Grundschulzeit spätestens nach 5.000
Matching-Vorgängen nicht mehr signifikant. Es ist zu vermuten, dass die Varianz die-
ses Einflussfaktors sowohl durch die sozial selektiven Bildungsübergänge als auch durch
die „sozial differenziellen Lernmilieus“ in den einzelnen Schulformen der Sekundar-
stufe I gebunden wird. Allerdings erweisen sich die sozial selektiven Bildungsübergänge
als stabile Kausaleinflüsse für die zwischen Sozialschichten streuenden Lesekompeten-
zen und den mittelbaren Konnex zwischen sozialer Herkunft und Leseleistungen am
Ende der Pflichtschulzeit.

3. Niveauverschiebungen von Lesekompetenzen nach dem Bildungsübergang

Abschließend gehen wir der Frage nach, ob mit den Bildungsübergängen auch substan-
tielle Verschiebungen in der Entwicklung von Lesekompetenzen einhergehen. Mittels
multinomialer Regressionen (Long 1997) kann bei Kontrolle der sozialen wie nationa-
len Herkunft, der Sozialisationsbedingungen des Elternhauses und schließlich der Lern-
und Lehrbedingungen in der Schule für ein einmaliges Matching gezeigt werden, dass
sozial selektive Bildungsübergänge mit Verschlechterungen oder Verbesserungen in den
Kompetenzeinstufungen einhergehen (s. Tabelle 5). Privilegierte Soziallage und vorteil-

Tabelle 5: Änderungen in den Leseleistungen nach dem Übergang von der Grundschule in die weiterführenden Schullaufbahnen der Sekundarstufe I (Multinomiale logistische Regression) – einmaliger Matching-Vorgang¹

| | Unstandardisierte Odds Ratio | | Standardisierte Effektkoeffizienten ² | |
|--|------------------------------|---------------------|--|-----------------------|
| | Verbesserung | Verschlechterung | Verbesserung | Verschlechterung |
| λ (Bildungsübergänge) | 1,37 ⁺ | 0,73 ^{**} | 1,12 ⁺ | 1/1,12 ^{**} |
| Sozioökonomischer Status | 1,02 ^{***} | 0,98 ^{***} | 1,38 ^{***} | 1/1,43 ^{***} |
| Bildungsniveau der Eltern: ISCED 1-2 | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Höchste Bildung: ISCED 3b | 2,12 ^{***} | 0,48 ^{***} | 1,43 ^{***} | 1/1,41 ^{***} |
| Höchste Bildung: ISCED 3a | 2,49 ^{***} | 0,47 ^{***} | 1,57 ^{***} | 1/1,45 ^{***} |
| Testsprache ist Muttersprache | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Testsprache ist Fremdsprache | 0,51 [*] | 3,20 ^{***} | 1/1,16 [*] | 1,31 ^{***} |
| 0–50 Bücher im Haushalt | 1 | 1 | 1 | 1 |
| 50–250 Bücher im Haushalt | 2,07 ^{***} | 0,65 ^{***} | 1,44 ^{***} | 1/1,23 ^{***} |
| > 250 Bücher im Haushalt | 3,56 ^{***} | 0,50 ^{***} | 1,80 ^{***} | 1/1,37 ^{***} |
| Kulturelle Kommunikation | 1,25 ^{***} | 0,84 ^{***} | 1,25 ^{***} | 1/1,19 ^{***} |
| Besuch kultureller Veranstaltungen | 1,17 [*] | 0,75 ^{***} | 1,17 [*] | 1/1,33 ^{***} |
| Andere Familienformen | 1 | 1 | 1 | 1 |
| Kernfamilie | 1,22 | 0,65 ^{***} | 1,10 | 1/1,24 ^{***} |
| Schlechtes disziplinäres Klima in Schule | 0,89 ⁺ | 1,13 ^{**} | 1/1,12 ⁺ | 1,13 ^{**} |
| Leseleistung in Grundschule | 0,98 ^{***} | 1,02 ^{***} | 1/3,70 ^{***} | 3,08 ^{***} |
| „Literacy“ bei Einschulung | 1,00 | 0,96 | 1,00 | 1/1,04 |
| Pseudo-R ² | 0,223 | | 0,223 | |
| N | 2.902 | | 2.902 | |

¹ Referenzkategorie der abhängigen Variable: Konstanz der Leseleistungen (max. \pm 75 Kompetenzpunkte Unterschied).

² Negative Effektkoeffizienten werden als ihr Kehrwert dargestellt.

* $p \leq 0,05$; ** $p \leq 0,01$; *** $p \leq 0,001$; + $p \leq 0,1$.

Datenbasis: PIRLS 2001 und PISA-E-2000 – eigene Berechnungen.

hafte Sozialisationsbedingungen des Elternhauses begünstigen – wie theoretisch erwartet – substantielle Zuwächse bei den Lesekompetenzen, während Migrantenkinder signifikant häufiger Einbußen bei den Lesekompetenzen bis zum Alter von 15 Jahren aufweisen.

Bei Jugendlichen, die in das Gymnasium wechseln konnten, verschlechterten sich die Lesekompetenzen nicht, während das sozial selektive „tracking“ aber auch nicht signifikant zur Anhebung der Lesekompetenzen beiträgt. Dieser Befund kann auch repliziert werden, wenn mittels logistischer Regression (Long 1997) die Wahrscheinlichkeit für Wechsel in die höchsten oder in die unteren Kompetenzstufen in Abhängigkeit von sozial selektiven Bildungsübergängen geschätzt wird (s. *Tabelle A7* auf den Internet-Seiten der KZfSS). Selbst wenn „bottom effects“ und „ceiling effects“ – indiziert durch Leseleistungen am Ende der Grundschulzeit – kontrolliert werden, scheinen sich nicht die Effekte einzustellen, die von der institutionellen Differenzierung und Leistungshomogenisierung beabsichtigt werden. Jedoch tragen ungünstige, am disziplinären Klima bemessenen Lehr- und Lernbedingungen in den Schulen eher zur Verschlechterung von Lesekompetenzen bei als dass günstige Lernkontexte zur Anhebung von Leseleistungen führen.

Tabelle 6: Änderungen in den Leseleistungen nach dem Übergang von der Grundschule in die weiterführenden Schullaufbahnen der Sekundarstufe I (Multinomiale logistische Regression) – 50.000 Matching-Vorgänge¹

| Variable | Unstandardisierte Logit-Koeffizienten | | | Standardfehler | | T-Wert | |
|---------------------------------|---------------------------------------|-------|-------|----------------|------|--------|------|
| | Min | Max | Mean | Min | Max | Mean | SD |
| <i>Verbesserung in PISA</i> | | | | | | | |
| λ (Bildungsübergang) | -0,09 | 1,26 | 0,55 | 0,16 | 0,22 | 2,99 | 0,91 |
| Sozioökonomischer Status | 0,00 | 0,04 | 0,02 | 0,00 | 0,01 | 3,22 | 0,95 |
| ISCED 3b | -0,78 | 2,80 | 0,58 | 0,27 | 0,66 | 1,65 | 0,89 |
| ISCED 3a | -0,40 | 3,00 | 0,88 | 0,27 | 0,66 | 2,47 | 0,85 |
| Testsprache ist Fremdsprache | -3,02 | 0,36 | -0,95 | 0,27 | 0,76 | -2,60 | 0,82 |
| 50–250 Bücher | -0,47 | 1,78 | 0,48 | 0,18 | 0,29 | 2,19 | 0,92 |
| mehr als 250 Bücher | -0,06 | 2,17 | 0,90 | 0,20 | 0,31 | 3,81 | 0,89 |
| Kulturelle Kommunikation | -0,13 | 0,44 | 0,16 | 0,07 | 0,08 | 2,25 | 0,95 |
| Kulturelle Veranstaltungen | -0,11 | 0,43 | 0,18 | 0,06 | 0,08 | 2,61 | 0,96 |
| Kernfamilie | -0,28 | 0,84 | 0,23 | 0,12 | 0,15 | 1,67 | 0,96 |
| Disziplinäres Klima in Schule | -0,38 | 0,27 | -0,08 | 0,06 | 0,08 | -1,21 | 0,98 |
| Leseleistung in der 4. Klasse | -0,03 | -0,02 | -0,02 | 0,00 | 0,00 | -15,06 | 0,61 |
| „Literacy“ bei Einschulung | -0,27 | 0,30 | 0,02 | 0,06 | 0,08 | 0,25 | 0,99 |
| Konstante | 3,27 | 9,57 | 6,40 | 0,65 | 0,92 | 8,63 | 0,94 |
| <i>Verschlechterung in PISA</i> | | | | | | | |
| λ (Bildungsübergang) | -0,87 | 0,17 | -0,34 | 0,11 | 0,14 | -2,78 | 1,02 |
| Sozioökonomischer Status | -0,04 | -0,01 | -0,02 | 0,00 | 0,00 | -6,35 | 0,93 |
| ISCED 3b | -1,53 | 0,00 | -0,73 | 0,17 | 0,21 | -3,87 | 0,94 |
| ISCED 3a | -1,65 | -0,13 | -0,84 | 0,17 | 0,22 | -4,38 | 0,94 |
| Testsprache ist Fremdsprache | 0,15 | 2,08 | 1,02 | 0,19 | 0,25 | 4,82 | 0,94 |
| 50–250 Bücher | -0,96 | -0,01 | -0,51 | 0,11 | 0,13 | -4,30 | 0,95 |
| mehr als 250 Bücher | -1,44 | -0,26 | -0,87 | 0,14 | 0,16 | -6,03 | 0,94 |
| Kulturelle Kommunikation | -0,44 | 0,06 | -0,18 | 0,05 | 0,06 | -3,46 | 0,97 |
| Kulturelle Veranstaltungen | -0,48 | -0,03 | -0,25 | 0,05 | 0,06 | -4,51 | 0,95 |
| Kernfamilie | -0,84 | 0,06 | -0,33 | 0,09 | 0,10 | -3,57 | 0,97 |
| Disziplinäres Klima in Schule | -0,04 | 0,36 | 0,16 | 0,04 | 0,05 | 3,45 | 0,97 |
| Leseleistung in der 4. Klasse | 0,01 | 0,02 | 0,02 | 0,00 | 0,00 | 17,76 | 0,62 |
| „Literacy“ bei Einschulung | -0,21 | 0,16 | -0,03 | 0,04 | 0,05 | -0,56 | 0,99 |
| Konstante | -10,22 | -5,44 | -7,80 | 0,53 | 0,65 | -13,40 | 0,78 |

¹ Referenzkategorie der abhängigen Variable: Konstanz der Leseleistungen (max. \pm 75 Kompetenzpunkte Unterschied).

Datenbasis: PIRLS 2001 und PISA-E-2000 – eigene Berechnungen.

Der Vollständigkeit wegen bleibt noch anhand standardisierter Effektkoeffizienten festzuhalten, dass das Ausgangsniveau von Lesekompetenzen in der vierten Grundschulklasse in gewichtiger Weise die Entwicklung von Lesekompetenzen in der Sekundarstufe I beeinflusst. So büßen die Jugendlichen dann nicht an Lesekompetenzen ein, wenn sie am Ende der Primarstufe ein hohes Ausgangsniveau erreicht haben. Allerdings sind dann substantielle Anstiege in den Kompetenzen auch nicht zu erwarten. Diese Befunde für den Zusammenhang von sozialer und nationaler Herkunft bleiben auch dann stabil, wenn statt eines einmaligen Matchings wiederum 50.000 Matching-Vorgänge vorgenommen werden, und bestätigen auch für die Entwicklung der Lesekompetenzen den Matthäus-Effekt, wonach diejenigen zusätzlich gewinnen, die bereits schon

viel haben (*Tabelle 6*). Allerdings relativieren sich die Einflüsse sozial selektiver Bildungsübergänge auf die Kompetenzeinstufungen am Ende der Pflichtschulzeit, auch wenn sie statistisch signifikant bleiben. Die Vorzeichen ändern sich zuweilen, weisen aber bis auf wenige Fälle in die theoretisch erwartete Richtung. Somit können wir die Hypothese vorerst aufrechterhalten, dass neben anderen Einflussfaktoren des Elternhauses und der Schule sozial selektive Bildungsübergänge sowohl zur zunehmenden sozialen Disparität von Lesekompetenzen als auch zu den Niveaushiftungen nach der sozialen Selektion von Jugendlichen in die weiterführenden Schullaufbahnen beitragen. Soziale Disparität mittlerer Lesekompetenzen und Niveaushiftungen bei den mittleren Lesekompetenzen sind offensichtlich auch unbeabsichtigte Konsequenzen der Zielsetzung von institutioneller Differenzierung und Leistungshomogenisierung nach Ende der Primarschulzeit.

Insgesamt zeigen unsere empirischen Befunde, dass sozial selektive Bildungsübergänge notwendige, aber keine hinreichenden Bedingungen für die individuelle wie sozial differenzielle Entwicklung von Lesekompetenzen sind. Offensichtlich werden in der Grundschule primäre Herkunftseffekte eher verstärkt als ausgeglichen, was zu bedeutsamen sekundären Herkunftseffekten von Bildungs- und Lernchancen beiträgt, die dann nach erfolgtem Übergang am Ende der Grundschule wiederum in primäre Chancenungleichheiten transformiert werden (Ditton 2004). Soziale Ungleichheiten von Lernvoraussetzungen und Selektionsprozesse, die zur Verschärfung bestehender Ungleichheiten zusätzlich in der Schule erworbener Kompetenzen beitragen, – und dazu gehören elterliche Bildungsentscheidungen, schulische Bildungsempfehlungen und differenzielle Lehr- und Lernbedingungen – sind bedeutsame Ursachen von sozialen Ungleichheiten in der Entwicklung von Lesekompetenzen und daran geknüpfter Bildungserfolge. Vor allem die *frühen* und daher sozial selektiven Schulübertritte und die damit verbundenen Voraussetzungen wie etwa sozial selektive Startvorteile in der Schule und in der Entwicklung schulischer Kompetenzen tragen zusätzlich zur Polarisierung von Leseleistungen im späteren Bildungsverlauf bis zum Ende der Pflichtschulzeit bei.

V. Zusammenfassung und Schlussfolgerung

Es gibt wohl kaum eine international vergleichende Studie wie PISA 2000, die gegenwärtig so großzügig wie wohlwollend für sozialwissenschaftliche Sekundäranalysen benutzt wird, um über den OECD-Bericht hinaus weiterführende Ergebnisse vorzulegen. Die zunehmend differenzierten Befunde zur sozialen Ungleichheit von Lesekompetenzen, und das ist ein Verdienst der Sekundäranalysen, haben nicht zuletzt dazu beigetragen, ein – nicht in Vergessenheit geratenes, sondern trotz kontinuierlicher wissenschaftlicher Berichterstattung schlichtweg ignoriertes – Phänomen in den Fokus der öffentlichen Aufmerksamkeit zu rücken: die dauerhafte Ungleichheit von Bildungschancen (Becker und Lauterbach 2004b; Becker 2004). Es gibt aber derzeit auch kaum Studien wie PISA 2000, bei der die Möglichkeiten der Daten in methodischer wie statistischer Hinsicht so strapaziert werden. So werden in den Sozial- und Wirtschaftswissenschaften mit Querschnittsdaten und einem enormen statistischen Aufwand scheinbar Ursachen von defizitären Leistungswerten und sozial ungleichen Verteilungen von schuli-

schen Kompetenzen aufgedeckt, obwohl dafür eigentlich Längsschnittdaten notwendig wären. Wie für andere gesellschaftlich relevante Fragen gilt auch für die Bildungspolitik, dass die politische Verarbeitung ideologischer Prämissen entweder der Gewinnung von wissenschaftlicher Erkenntnis vorseilt oder oftmals mit der Ignoranz wissenschaftlicher Erkenntnis einhergeht. Bevor die Ergebnisse von PISA 2000 und Gründe über das ungünstige Abschneiden bei den Lesekompetenzen (im politischen Jargon auch „Bildungsmisere“ oder auch „PISA-Schock“ genannt) genauer untersucht worden waren, wussten einige Gruppierungen in der Politik und Öffentlichkeit, was zu tun ist. Rationale Schul- und Bildungspolitik ist allerdings wiederum nur möglich, wenn die Ursachen für ein Problem wie eben der „Bildungsmisere“ hinreichend genau bekannt sind.

Daher war es Ziel der vorliegenden Studie, zu dieser Problematik einen theoretisch begründeten wie empirisch abgesicherten Beitrag zu leisten. Es galt – zusätzlich zur differenzierten Beschreibung sozialstruktureller Verteilungen von Leseleistungen – relevante Ursachen und Kausalzusammenhänge aufzudecken, die auf der individuellen und institutionellen Ebene zur Entwicklung von Leseleistungen (Niveau) und im Aggregat zur sozialen Ungleichheit von Lesekompetenzen (Streuung) beitragen. So haben wir für Deutschland vor allem die Frage zu klären versucht, *warum* sich im Laufe der Schulkarriere, insbesondere nach dem Übergang in die weiterführenden Schulen in der Sekundarstufe I die Lesekompetenzen deutlich verschlechtern und noch deutlicher zwischen den Sozialschichten differieren als dies am Ende der Grundschulzeit der Fall ist. Es wurde hierbei davon ausgegangen, dass neben den primären und sekundären Effekten der sozialen Herkunft in verschiedenen Stadien des schulischen Bildungsverlaufs die sozial selektiven Sortierungs- und Ausleseprozesse am Ende der Grundschulzeit für dieses Faktum verantwortlich sind. Mit Hilfe eines Matching-Verfahrens wurden aus den Daten von PIRLS 2001 und PISA-E 2000 synthetische Bildungsverläufe von „Zwillingspaaren“ konstruiert, so dass einfache Längsschnittanalysen des theoretischen Ansatzes von Boudon (1974) in der zeitlichen Logik des Lebens- und Bildungsverlaufs möglich waren. Unsere Hypothesen über die wechselwirksamen Kausalzusammenhänge zwischen Ressourcen des Elternhauses, elterlichen Bildungsentscheidungen, institutionellen Regelungen des deutschen Schulsystems und den sozial differentiellen Einflüssen unterschiedlicher Lehr- und Lernkontexten in der Grundschule und den Schulformen der Sekundarstufe I wurden eindeutig bestätigt.

Bei gleichen Lernbedingungen in der Primarstufe tragen sozial ungleiche Lernvoraussetzungen seit der Einschulung sowie Verfügbarkeit von ökonomischem, kulturellem und sozialem Kapital des Elternhauses zur sozialen Ungleichheit der Lesekompetenzen am Ende der Grundschulzeit bei. Diese primären Herkunftseffekte, gemessen an den sozial ungleichen Lernvoraussetzungen, die durch die Verfügbarkeit von ökonomischem, kulturellem und sozialem Kapital des Elternhauses verstärkt werden, tragen wie die sekundären Herkunftseffekte, d.h. den zwischen Sozialschichten differierenden elterlichen Bildungsentscheidungen am Ende der Grundschule, zu sozial selektiven Übergängen in die Schullaufbahnen der Sekundarstufe I bei. Die sozial selektiven Sortier- und Selektionsleistungen des dreigliedrigen Bildungssystems am Ende der Grundschulzeit tragen ebenfalls zur sozial selektiven Verteilung der Schulkinder auf die Schullaufbahnen in der Sekundarstufe I bei. Hierbei haben wir Anzeichen dafür gefunden, dass

die beim Übertritt in die weiterführenden Schullaufbahnen vorhandenen sekundären Ungleichheiten sich in zwischen den Sozialschichten verstärkende Kompetenzunterschiede und damit in primäre Chancenungleichheiten umwandeln. Elterliche Bildungsentscheidungen und institutionelle Selektionen führen zu auf Selbst- und Fremdselktionen beruhenden Prozessen des „creaming out“ und über sozial differentielle Lernbedingungen in den einzelnen Schullaufbahnen zur zunehmenden sozialen Ungleichheit von Lernkompetenzen im Laufe der Sekundarstufe. Schichtspezifische Verfügbarkeit von ökonomischem, kulturellem und sozialem Kapital, das für Investitionen in das Humankapital der Jugendlichen investiert werden kann, trägt weiterhin zur verschärften sozialen Disparität von Schulleistungen in der Sekundarstufe bei. Dem deutschen Schulsystem gelingt es offensichtlich nicht, außerschulische Lernvoraussetzungen der Schülerinnen und Schüler, also primäre und sekundäre Herkunftseffekte, auszugleichen. Im Gegenteil – im Verlauf der Schulkarriere werden Schülerinnen und Schüler aus den unteren Sozialschichten bei vergleichbaren kognitiven Voraussetzungen und schulischen Leistungen zunehmend benachteiligt.

Die Ergebnisse für andere Länder wie England oder Schweden zeigen, dass trotz der Einflüsse sozialer Herkunft die Schulleistungen in der Schulkarriere immer besser werden: „Schools *can* make a difference“ (z.B. Erikson und Jonsson 1996). Schulen können Einflüsse der sozialen Herkunft auf die Schulleistungen ausgleichen und Schulen können institutionell so konzipiert sein, dass ihre Strukturen und Regelungen zur kontinuierlichen Verbesserung der schulischen Leistungen sozial benachteiligter Schülerinnen und Schüler beitragen. Die Rolle der Schulen sollte allerdings nicht überschätzt werden. Denn unsere Befunde bestätigen auch die hinlänglich bekannten Ergebnisse der Schuleffektforschung, nämlich dass die Einflüsse des Elternhauses auf den Bildungserfolg über schulische Einflüsse dominieren (Weiß 1985). Denn abgesehen davon, dass bei gleichen Lern- und Lehrbedingungen für alle Schulkinder aus unterschiedlichen Sozialschichten die Schulen in ihrer derzeitigen Organisation des Unterrichts und Betreuung der Schulkinder kaum dazu beitragen, Einflüsse sozialer Herkunft auf die individuelle Leistungsentwicklung abzuschwächen, erfordert das stratifizierte Bildungssystem in Deutschland in besonderem Maße die Verantwortung der Eltern für die Planung des Bildungsweges – sprich die Auswahl des Schultyps und der darauf folgenden Ausbildung – und den anzustrebenden Bildungsabschluss (Meulemann 1985).

Abgesehen davon, dass das angelsächsische Konzept der „literacy“ fragwürdig erscheint, um Fragen nach der Effizienz von Schule und Bildungssystem zu beurteilen, wurden drei zentrale Grenzen der komparativ-statischen Studien wie PIRLS und PISA deutlich. *Erstens* ist die Entwicklung der Lesekompetenzen in der Schulzeit nicht abbildbar, sondern nur Wirkungen von Prozessen in Schule und Elternhaus bis zum Erhebungszeitpunkt, wobei unklar ist, wann und falls, in welchem Umfang diese Wirkungen eingesetzt haben. Daher bleibt auch der Wert einer Querschnittsbetrachtung eines komplexen Prozesses wie der Entwicklung von Lesekompetenzen bis zum Alter von 15 Jahren fragwürdig, wenn die Ausgangsbedingungen und die tatsächliche Entwicklung von Lesekompetenzen nicht beobachtet werden.

Zweitens mangelt es an wichtigen Informationen über (zeitabhängige und zeitveränderliche) Mechanismen und Prozesse, um sozialwissenschaftliche Theorien sowie Hypo-

thesen zur ursächlichen Erklärung von Entwicklungen der (schulischen) Kompetenzen und von sozialen Disparitäten schulischer Leistungen empirisch zu überprüfen. Diese wichtige Voraussetzung dafür ist mit der bislang vorgenommenen Querschnittsbetrachtung nicht erfüllt. Ergebnisse multivariater Analysen mit reinen Querschnittsdaten sind kaum interpretierbar, da Effekte von Variablen vermutet werden, deren Verteilung zum Messzeitpunkt in der Regel nicht mit der Verteilung ihres zeitlich zurückliegenden Wirkens übereinstimmt. Sie sind auch kaum interpretierbar, weil selektive Verteilungen von Individuen in bestimmten Ausgangszuständen (z.B. Kompetenzen bei der Einschulung) unberücksichtigt bleiben. Deswegen bleibt unklar, welche kurz- und langfristigen Konsequenzen die Bedingungen der Erziehung und Sozialisation im Elternhaus, des Einstiegs in die Primarstufe und der schulische Lernkontext in der Primarschule sowie schließlich der sozial selektive Übergang in die einzelnen Schulformen in der Sekundarstufe I auf die Entwicklung und Verteilung von Kompetenzen haben. Um Herkunfts- und Kontexteffekte aufzudecken, bedarf es, und das gebietet auch die Logik von Kausalitäten, der Auswertung informationsreicher Längsschnittdaten. Somit sind die Analyseergebnisse und die daraus gezogenen Schlussfolgerungen oftmals irreführend.

Drittens können anhand der Analysen mit den PIRLS- und PISA-Querschnittsdaten keine politischen Empfehlungen im Sinne rationaler Sozialtechnologien abgeleitet werden, da Ursache-Wirkungszusammenhänge nicht aufgedeckt werden. Daher wird es in Zukunft notwendig sein, wenn der Bildungspolitik eine wichtige Handhabe zur Reform des Bildungssystems oder des Schulunterrichts geliefert werden soll, die Entwicklung individueller Leistungen und Kompetenzen im Längsschnitt des Bildungsverlaufs von Kindern und Jugendlichen zu erheben. Um diesen Herausforderungen gerecht zu werden, müssen zukünftig PIRLS, PISA und andere Leistungsvergleichsstudien im *Längsschnitt* (z.B. als *Kohortenstudien im Panel-Design*) durchgeführt werden.

Literatur

- Aalen, Otis O., 1987: Dynamic Modelling and Causality. *Scandinavian Actuarial Journal* 12: 177–190.
- Alexander, Karl, und Edward McDill, 1976: Selection and Allocation within Schools: Some Causes and Consequences of Curriculum Placement. *American Sociological Review* 41: 963–980.
- Alexander, Karl L., Martha Cook und Edward L. McDill, 1978: Curriculum Tracking and Educational Stratification: Some Further Evidence. *American Sociological Review* 43: 47–66.
- Ammermüller, Andreas, 2005a: Educational Opportunities and the Role of Institutions. ZEW-Discussion Paper No. 05-44. Mannheim: ZEW.
- Ammermüller, Andreas, 2005b: Poor Background or Low Returns? Why Immigrant Students in Germany Perform so Poorly in PISA. ZEW-Discussion Paper No. 05-18. Mannheim: ZEW.
- Baumert, Jürgen, und Gundel Schümer, 2001: Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. S. 323–407 in: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.), PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske + Budrich.
- Baumert, Jürgen, und Gundel Schümer, 2002: Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb im nationalen Vergleich. S. 159–202 in: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.), PISA 2000. Opladen: Leske + Budrich.

- Baumert, Jürgen, Ulrich Trautwein und Cordula Artelt, 2003: Schulumwelten – institutionelle Bedingungen des Lehrens und Lernens. S. 259–330 in: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.), PISA 2000 – Ein differenzierter Blick auf die Länder der Bundesrepublik Deutschland. Opladen: Leske + Budrich.
- Becker, Rolf, 2000: Klassenlage und Bildungsentscheidungen. Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52: 450–475.
- Becker, Rolf, 2003: Educational Expansion and Persistent Inequalities of Education: Utilising the Subjective Expected Utility Theory to Explain the Increasing Participation Rates in Upper Secondary School in the Federal Republic Of Germany. *European Sociological Review* 19: 1–24.
- Becker, Rolf, 2004: Soziale Ungleichheit von Bildungschancen und Chancengleichheit. S. 161–193 in: Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach (Hg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und empirische Befunde zu den Ursachen von Bildungsungleichheiten*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Rolf, und Wolfgang Lauterbach, 2004a: Vom Nutzen vorschulischer Kinderbetreuung für Bildungschancen. S. 127–159 in: Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach (Hg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und empirische Befunde zu den Ursachen von Bildungsungleichheiten*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, Rolf, und Wolfgang Lauterbach, 2004b: Dauerhafte Bildungsungleichheiten – Ursachen, Mechanismen, Prozesse und Wirkungen. S. 9–39 in: Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach (Hg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und empirische Befunde zu den Ursachen von Bildungsungleichheiten*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Blossfeld, Hans-Peter, und Götz Rohwer, 1997: Causal Inference, Time and Observation Plans in the Social Science. *Quality & Quantity* 31: 361–384.
- Bos, Wilfried, Eva-Maria Lankes, Manfred Prenzel, Knut Schwippert, Gerd Walther und Renate Valtin (Hg.), 2003: Erste Ergebnisse aus IGLU. Schülerleistungen am Ende der vierten Jahrgangsstufe im internationalen Vergleich. Münster: Waxmann.
- Bos, Wilfried, Eva-Maria Lankes, Manfred Prenzel, Knut Schwippert, Renate Valtin und Gerd Walther, 2004a: IGLU. Einige Länder der Bundesrepublik Deutschland im nationalen und internationalen Vergleich. Zusammenfassung ausgewählter Ergebnisse (Aus: Wilfried Bos, Eva-Maria Lankes, Manfred Prenzel, Knut Schwippert, Renate Valtin und Gerd Walther (Hg.), *IGLU. Einige Länder der Bundesrepublik Deutschland im nationalen und internationalen Vergleich*. Münster: Waxmann; <http://www.erzwiss.uni-hamburg.de/IGLU/home.htm>; Hamburg, Januar 2004). Online unter: <http://www.erzwiss.uni-hamburg.de/IGLU/kurzversion-LV.pdf> (6. Juni 2005).
- Bos, Wilfried, Eva-Maria Lankes, Manfred Prenzel, Knut Schwippert, Renate Valtin und Gerd Walther, 2004b: IGLU – Ergebnisse im internationalen und nationalen Vergleich. Erste Konsequenzen für die Grundschule. S. 30–50 in: Ursula Carle und Anne Unckel (Hg.), *Entwicklungszeiten. Forschungsperspektiven für die Grundschule*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Boudon, Raymond, 1974: *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York: Wiley.
- Bourdieu, Pierre, 1983: Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. S. 183–199 in: Reinhard Kreckel (Hg.), *Soziale Ungleichheiten (Sonderband 2 der Sozialen Welt)*. Göttingen: Otto Schwartz.
- Brüderl, Josef, 2000: Regressionsverfahren in der Bevölkerungswissenschaft. S. 589–642 in: Ulrich Mueller, Bernhard Nauck und Andreas Diekmann (Hg.), *Handbuch der Demographie*. Band 1. Berlin: Springer.
- Coleman, James S., 1988: Social Capital in the Creation of Human Capital. S. 95–121 in: Christopher Winship und Sherwin Rosen (Hg.), *Organizations and Institutions: Sociological and Economic Approaches to the Analysis of Social Structure*. Chicago: The University of Chicago Press.
- Coradi Vellacott, Maja, und Stefan C. Wolter, 2002: Soziale Herkunft und Chancengleichheit. S. 90–112 in: Bundesamt für Statistik (BFS) und Schweizerische Konferenz der kantonalen Erziehungsdirektoren (EDK): *Für das Leben gerüstet? Die Grundkompetenzen der Jugendlichen – Nationaler Bericht der Erhebung PISA 2000*. Neuenburg/Bern: BFS und EDK.
- Dehejia, Rajeev, und Sadek Wahba, 2002: Propensity Score-Matching Methods For Nonexperimental Causal Studies. *The Review of Economics and Statistics* 84: 151–161.

- Ditton, Hartmut, 2004: Der Beitrag von Schule und Lehrern zur Reproduktion von Bildungsungleichheit. S. 251–290 in: Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach (Hg.), *Bildung als Privileg?* Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Eder, Donna, 1981: Ability Grouping as a Self-Fulfilling Prophecy: A Micro-Analysis of Teacher-Student Interaction. *Sociology of Education* 54: 151–162.
- Entwisle, Doris R., Karl L. Alexander und Olson Steffel, 1997: *Children, Schools and Inequality*. Boulder: Westview Press.
- Erikson, Robert, und Jan O. Jonsson, 1996: Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. S. 1–63 in: Robert Erikson und Jan O. Jonsson (Hg.), *Can Education Be Equalized?* Boulder: Westview Press.
- Gamoran, Adam, 1987: The Stratification of High School Learning Opportunities. *Sociology of Education* 60: 135–155.
- Gamoran, Adam, 1992: The Variable Effects of High School Tracking. *American Sociological Review* 57: 812–828.
- Gamoran, Adam, und Robert D. Mare, 1989: Secondary School Tracking and Educational Inequality: Compensation, Reinforcement, or Neutrality? *American Journal of Sociology* 94: 1146–1183.
- Goldthorpe, John H., 2001: Causation, Statistics, and Sociology. *European Sociological Review* 17: 1–20.
- Grundmann, Matthias, Uwe H. Bittlingmayer, Daniel Dravenau, und Olaf Groh-Samberg, 2004: Bildung als Privileg und Fluch – zum Zusammenhang zwischen lebensweltlichen und institutionalisierten Bildungsprozessen. S. 41–68 in: Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach (Hg.), *Bildung als Privileg? Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungsungleichheit*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Hallinan, Maureen T., 1988: Equality of Educational Opportunity. *Annual Review of Sociology* 14: 249–268.
- Hanushek, Eric A. und Ludger Wößmann, 2005: Does Educational Tracking Affect Performance and Inequality? Differences-in-differences Evidence Across Countries. Cambridge, Mass.: NBER Working Paper 11124.
- Heckman, James J., 1979: Sample Selection Bias as a Specification Error. *Econometrica* 47: 153–161.
- Heckman, James J., 1997: Instrumental Variable: A Study of Implicit Behavioral Assumptions Used In Making Program Evaluation. *The Journal of Human Resources* 32: 441–462.
- Heckman, James J., Hidehiko Ichimura und Petra E. Todd, 1997: Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64: 605–654.
- Heckman, James J., und Jeffrey Smith, 1996: Experimental and Nonexperimental Evaluation. S. 34–76 in: Günther Schmid, Jacqueline O'Reilly und Klaus Schömann (Hg.), *International Handbook of Labour Market Policy and Evaluation*. Aldershot: Edward Elgar.
- Hedström, Peter, und Richard Swedberg, 1996: Social Mechanism. *Acta Sociologica* 39: 281–308.
- Henz, Ursula, und Ineke Maas, 1995: Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 47: 605–634.
- Heyns, Barbara, 1974: Social Selection and Stratification within School. *American Journal of Sociology* 79: 1434–1451.
- Holland, Paul W., 1986: Statistics and Causal Inference. *Journal of the American Statistical Association* 81: 945–960.
- Hopf, Wulf, 2003: Soziale Ungleichheit und Bildungskompetenz – Erklärung und Exploration in den PISA-Studien. *ZSE* 23: 10–23.
- Jungbauer-Gans, Monika, 2004: Einfluss des sozialen und kulturellen Kapitals auf die Lesekompetenz. Ein Vergleich der PISA 2000-Daten aus Deutschland, Frankreich und der Schweiz. *Zeitschrift für Soziologie* 33: 375–397.
- Kerckhoff, Alan C., 1986: Effects of Ability Grouping in British Secondary Schools. *American Sociological Review* 51: 842–858.
- Kilgore, Sally B. 1991: The Organizational Context of Tracking in Schools. *American Sociological Review* 56: 189–203.

- Klose, Christoph, und Stefan Bender, 2000: Berufliche Weiterbildung für Arbeitslose – ein Weg zurück in Beschäftigung? Analyse einer Abgängerkohorte des Jahres 1986 aus Maßnahmen zur Fortbildung und Umschulung mit einer ergänzten IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975–1990. Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 33: 421–444.
- Lechner, Michael, 1998: Mikroökonomische Evaluationsstudien: Anmerkungen zu Theorie und Praxis. S. 13–38 in: Friedhelm Pfeiffer und Winfried Pohlmeier (Hg.), Qualifikation, Weiterbildung und Arbeitsmarkterfolg. Baden-Baden: Nomos.
- Long, J. Scott, 1997: Regression Models for Categorical and Limited Dependent Variables. Thousand Oaks: Sage.
- Maddala, Gangadharrao, 1978: Selectivity Problems in Longitudinal Data. Annales De L'Insee 30–31: 423–450.
- Manski, Charles F., 1993: Identification Problems in the Social Sciences. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mayer, Karl Ulrich, 1998: James S. Colemans Untersuchungen zum amerikanischen Bildungswesen und ihr Verhältnis zu seiner Handlungs- und Gesellschaftstheorie. S. 180–192 in: Hans-Peter Müller und Michael Schmid (Hg.), Norm, Herrschaft und Vertrauen: Beiträge zu James S. Colemans Grundlagen der Sozialtheorie. Opladen: Westdeutscher Verlag.
- Meulemann, Heiner, 1985: Bildung und Lebensplanung. Die Sozialbeziehung zwischen Elternhaus und Schule. Frankfurt a.M.: Campus.
- Moser, Urs, 2001: Für das Leben gerüstet? Die Grundkompetenzen der Jugendlichen – Kurzfassung des nationalen Berichts PISA 2000. Bern/Neuenburg: Schweizerische Konferenz der Kantonalen Erziehungsdirektoren und Bundesamt für Statistik.
- Pekrun, Richard, 2002: Vergleichende Evaluationsstudien zu Schülerleistungen: Konsequenzen für die Bildungsforschung. Zeitschrift für Pädagogik 48: 111–128.
- Ramseier, Erich, und Christian Brühwiler, 2003: Herkunft, Leistung und Bildungschancen im gegliederten Bildungssystem: Vertiefte PISA-Analyse unter Einbezug der kognitiven Grundfähigkeiten. Schweizerische Zeitschrift für Bildungswissenschaften 25/1: 23–58.
- Rosenbaum, Paul R., und Donald B. Rubin, 1983: The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. Biometrika 70: 41–55.
- Rössel, Jörg, und Claudia Beckert-Ziegelschmid, 2002: Die Reproduktion kulturellen Kapitals. Zeitschrift für Soziologie 31: 497–513.
- Sørensen, Aage B., 1970: Organizational Differentiation of Students and Educational Opportunity. Sociology of Education 43: 355–376.
- Solga, Heike, und Sandra Wagner, 2001: Paradoxie der Bildungsexpansion. Die doppelte Benachteiligung von Hauptschülern. Zeitschrift für Erziehungswissenschaft 4: 107–129.
- Tillmann, Klaus-Jürgen, und Ulrich Meier, 2001: Schule, Familie und Freunde – Erfahrungen von Schülerinnen und Schülern in Deutschland. S. 468–505 in: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.), PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen: Leske+Budrich.
- Vanfossen, Beth E., James D. Jones und Joan Z. Spade, 1987: Curriculum Tracking and Status Maintenance. Sociology of Education 60: 104–122.
- Weiß, Manfred, 1985: Schuleffekt – Forschung: Ergebnisse und Kritik empirischer Input-Output-Untersuchungen. S. 1060–1094 in: Walter Twellmann (Hg.), Handbuch für Schule und Unterricht (Bd. 7). Düsseldorf: Schwann.
- Winship, Christopher, und Michael Sobel, 2004: Causal Inferences in Sociological Studies. S. 481–503 in: Melissa Hardy und Alan Bryman (Hg.), Handbook of Data Analysis. London: Sage Publications.
- Winship, Christopher, und Stephen L. Morgan, 1999: The Estimation of Causal Effects from Observational Data. Annual Review of Sociology 25: 659–706.

Korrespondenzanschrift: Rolf Becker und Frank Schubert, Universität Bern, IfE – Abteilung Bildungssoziologie, Muesmattstrasse 27, CH-3012 Bern

E-Mail: rolf.becker@edu.unibe.ch; frank.schubert@edu.unibe.ch