

Jürgen Baumert/Rainer Watermann/Gundel Schümer

Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs

Ein institutionelles und individuelles Mediationsmodell

Zusammenfassung

Herkunftsbedingte Unterschiede der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs stellen einen Untersuchungsschwerpunkt in der Pisa-Studie dar. In der Bundesrepublik war ein besonders enger Zusammenhang zwischen Strukturmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse (sozioökonomischer Status, Bildungsniveau, Migrationstatus), Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb nachweisbar. Ziel des Beitrags ist es, auf Grundlage der Daten der nationalen Erweiterung von PISA die disparitätserzeugenden Effekte familiärer Strukturmerkmale durch Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse (kulturelle und kommunikative Praxis), institutionelle (Schulform) und psychologische Faktoren zu erklären. Dies geschieht in zwei Schritten: Zunächst wird mit Hilfe von Strukturgleichungsmodellen gezeigt, dass die Effekte von familiären Strukturmerkmalen überwiegend durch die kulturelle Praxis von Familien vermittelt sind. In einer sequentiellen Berechnung von Regressionsmodellen ergeben sich sodann deutliche Hinweise darauf, dass die Wirkung familiärer Struktur- und Prozessmerkmale im Wesentlichen über individuelle Fähigkeits- und Motivationsunterschiede (kognitive Grundfähigkeiten, Lesegeschwindigkeit, Leseinteresse, metakognitive Lernstrategien) transportiert werden. Die psychologischen und institutionellen Vermittlungsmechanismen tragen gemeinsam, aber auch jeweils spezifisch und damit kumulativ zu sozialen Unterschieden im Kompetenzerwerb bei.

Summary

Disparities in Educational Participation and Attainment: An Institutional and Individual Mediation Model

The effect of students' social background on their educational participation and attainment is a central focus of the PISA study. For Germany, the link between structural features of the family background (socio-economic status, level of education, migration status) and educational participation and attainment was shown to be particularly strong. Drawing on data from the German national extension of the PISA study, an explanation of these disparity effects is proposed, relying on process-based features (cultural and communicative practices), institutional factors (school type) and psychological factors. This is done in a two-step approach. First, structural equation models are used to show that most effects of family background structures are mediated by families' cultural practices. Second, sequential analyses of regression models are run, providing strong evidence to suggest that the effects of family structures and processes are essentially transmitted through individual differences in competencies and motivation (basic cognitive abilities, reading speed, interest in reading, meta-cognitive learning strategies). Psychological and institutional mediation mechanisms contribute, jointly as well as individually, and thus cumulatively, to social differences in attainment.

1 Forschungsstand zu sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung

Die Thematisierung sozialer Disparitäten der Bildungsbeteiligung als sozial- und bildungspolitisches Problem war ein Verdienst der in den 1960er-Jahren einsetzenden Bildungsreform. In der Zeit des „Wirtschaftswunders“ schien soziale Ungleichheit in der „nivellierten Mittelstandsgesellschaft“ (vgl. SCHELKY 1961) diffundiert zu sein. Es ist im Rückblick geradezu befremdlich, dass für den Zeitraum von 1931 bis 1965 keine Daten verfügbar sind, die den Sekundarschulbesuch nach Sozialschicht zu rekonstruieren erlauben und dass die im Prinzip verfügbare Sozialstatistik der Studierenden nicht genutzt wurde. In der Folgezeit waren nahezu alle Reformmaßnahmen struktureller Art – seien es die Landschul-, Hauptschul- oder Gesamtschulreform, aber auch die Reintegration von Sonderschülern in die Regelschule – immer auch sozial motiviert. Auch an die Öffnung und Expansion der weiterführenden Schulen war die Hoffnung auf sozialen Ausgleich geknüpft (vgl. DAHRENDORF 1965, 1966). Umso enttäuschender waren die ersten Analysen des Mikrozensus, die Mitte der 1980er-Jahre vorgelegt wurden. Soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung erwiesen sich als außerordentlich zäh. Von der Bildungsexpansion schienen alle Sozialschichten in ähnlicher Weise zu profitieren, ohne dass sich die Struktur der Ungleichheit durchschlagend verändert hätte. Die Chancen, einen höheren Bildungsabschluss zu erreichen, stiegen, während das Verhältnis der schichtspezifischen Bildungschancen offensichtlich weitgehend stabil blieb (vgl. HANDL 1985; DITTON 1992; KÖHLER 1992; MEULEMANN 1992).

Auch internationale Vergleichsstudien wiesen auf eine hohe Stabilität des Grundmusters sozialstruktureller Disparitäten der Bildungsbeteiligung hin (vgl. BLOSSFELD/SHAVIT 1993; SHAVIT/BLOSSFELD 1993). Bei einer Analyse längerer Entwicklungszeiträume lässt sich für einzelne Länder gleichwohl eine Lockerung dieses Zusammenhangs nachweisen. In Schweden wurde dieser Prozess zuerst und am deutlichsten sichtbar und dann auch für andere Länder belegt (vgl. ERIKSON/JONSSON 1966; MÜLLER 1996; LESCHINSKY/MAYER 1999; BRAUNS 1999). Auch für Deutschland konnte eine Reduktion des Zusammenhangs von Merkmalen der sozialen Herkunft und der Bildungsbeteiligung gezeigt werden, die in der unmittelbaren Nachkriegszeit und in den 1950er-Jahren, also vor Beginn der Bildungsreform, besonders ausgeprägt waren (vgl. HENZ/MAAS 1995; MÜLLER/HAUN 1994).

Den bislang besten Überblick über die Entwicklung der sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung von Jugendlichen im allgemeinbildenden Schulwesen vermittelt eine Reanalyse von Mikrozensus- und Volkszählungsdaten, die SCHIMPL-NEIMANN (vgl. 2000) vorgelegt hat. Die Ergebnisse der Reanalysen lassen sich folgendermaßen zusammenfassen: Die These unverändert fortbestehender sozialer Ungleichheiten in der Bildungsbeteiligung lässt sich nicht aufrecht erhalten. Trotz hoher Stabilität des Grundmusters sozialer Disparitäten lassen sich für bestimmte Segmente der Sozialstruktur Verminderungen der sozialen Ungleichheit nachweisen. Die Reduktion der sozialen Disparitäten vollzog sich vor allem bis zum Ende der 1970er-Jahre. Sie betrifft insbesondere die disparitätsverursachenden Effekte der beruflichen Stellung des Familienvorstandes, weniger die des Bildungsniveaus. Im Laufe dieser Entwicklung ist vor allem der sozial diskriminierende Effekt der Entscheidungsalternative zwischen Haupt- und Realschulbesuch zurückgegangen. Von der Expansion des mittleren Schulwesens haben insbesondere Kinder schwächerer Sozialschichten profitiert. Dagegen blieben die sozialen Disparitäten des

Gymnasialbesuchs weitgehend stabil. Im Kontrast des Besuchs eines Gymnasiums mit einem Realschulabschluss deuten sich in Abhängigkeit vom Bildungsniveau der Eltern sogar zunehmende Ungleichheiten an. Diese Zusammenfassung beschreibt die Situation im Jahre 1989. Die Analysemöglichkeiten des Mikrozensus enden in diesem Jahr, weil in den nachfolgenden Mikrozensus die von Kindern und Jugendlichen besuchte Schulform nicht mehr erfasst wurde.

Die hohe Stabilität der Grundstruktur sozialer Disparitäten der Bildungsbeteiligung in Deutschland legt es nahe, die Institution Schule selbst als Ursache der Ungleichheiten zu identifizieren und dann eine nach wie vor bestehende „soziale Diskriminierung von Arbeiterkindern“ im Bildungssystem zu beklagen (vgl. ROLFF 1997). Diese weitgehende Deutung muss man allerdings nicht notwendigerweise als krude These der aktiven Benachteiligung von sozial Schwächeren interpretieren. Für die Benachteiligung von Kindern unterer Sozialschichten können feinere Mechanismen verantwortlich sein. Die BOURDIEUSche Vermutung, dass die Schule gerade durch ihre institutionalisierte Wertordnung, den verlangten Sprachcode und die Verkehrsformen – Merkmale, die an den Normen der Mittelschicht orientiert seien – sozial diskriminierend wirke, hat viele Anhänger gefunden. Die empirischen Belege für diese These sind allerdings ausgesprochen schwach.

Die Befunde von Längsschnittuntersuchungen, die überhaupt erst eine Überprüfung der theoretischen Annahme zulassen, liefern wenig Unterstützung. Anhand einer Längsstudie an amerikanischen Grundschulen konnten ENTWISLE und Mitarbeiter (vgl. ALEXANDER/ENTWISLE 1996; ENTWISLE/ALEXANDER 1992, 1994; ENTWISLE/ALEXANDER/OLSEN 1997) zeigen, dass die Schule im Vergleich zum Lernen in sozialen Milieus geradezu eine disparitätsmindernde Rolle spielt. Die Leistungsentwicklung von Kindern unterschiedlicher Sozialschichten verläuft während der Schulzeit parallel, während sich die Leistungsschere erst in der schulfreien Sommerpause öffnet – einer Zeit, in der Kinder unterer sozialer Schichten im Leistungsniveau zurückfallen, während Kinder aus privilegierten Elternhäusern den erreichten Leistungsstand halten oder sogar verbessern können. Der Wechsel zwischen homogenen institutionellen Lerngelegenheiten und unterschiedlichem Anregungspotential in sozialen Milieus wirkt über die Schuljahre hinweg kumulativ auf die Entwicklung sozial bestimmter Leistungsunterschiede. Anhand der deutschen Längsschnittstudie „Bildungsverläufe und psychosoziale Entwicklung im Jugend- und jungen Erwachsenenalter“ (BIJU) konnten BAUMERT/KÖLLER (vgl. 1998) und BAUMERT/KÖLLER/SCHNABEL (vgl. 2000) nachweisen, dass Merkmale der sozialen Herkunft nach Kontrolle des Vorwissens und der kognitiven Grundfähigkeiten praktisch keinen Einfluss auf die Leistungsentwicklung von der 7. bis zur 10. Jahrgangsstufe hatten. Sie identifizierten allerdings unterschiedliche schulformspezifische Entwicklungsmilieus, die infolge der ungleichen Verteilung von Schülerinnen und Schülern unterschiedlicher Sozialschichten auf die weiterführenden Schulformen zu einer Vergrößerung sozialer Disparitäten führen. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Befunden von MEULEMANN/WIESE (vgl. 1984) und WIESE (vgl. 1986), die schon früher an einem Gymnasiallängsschnitt zeigen konnten, dass es an Gymnasien selbst keine Benachteiligung von Arbeiterkindern gab, bei den Anschlussentscheidungen aber wieder Merkmale der sozialen Herkunft relevant wurden (vgl. auch SCHNABEL/SCHWIPPERT 2000).

Am ehesten scheinen Ergebnisse von Studien, die das Empfehlungsverhalten von Lehrerinnen und Lehrern am Ende der Grundschulzeit untersuchen, die These systematischer, freilich nicht notwendigerweise bewusster Benachteiligung von Kindern unterer Sozial-

schichten zu bestätigen. DITTON (vgl. 1992) sowie LEHMANN/PEEK/GÄNSFUß (vgl. 1997) konnten zeigen, dass Kinder unterer Sozialschichten bei gleicher Schulleistung seltener als Kinder aus privilegierten Elternhäusern eine Gymnasialempfehlung erhielten. Die Leistungshürden waren also für diese Schülerinnen und Schüler höher gesetzt. Vermutlich berücksichtigen Grundschullehrerinnen in ihren Übergangsempfehlungen neben den Fachleistungen auch prognoserelevante motivationale Merkmale, die wiederum mit der sozialen Herkunft kovariieren. Um dieses Ergebnis allerdings im systematischen Zusammenhang zu beurteilen, bedarf es des Vergleichs mit einer Übergangssituation, in der Grundschulempfehlungen ihre bindende Kraft eingebüßt haben oder ganz durch Elternentscheidungen ersetzt wurden. Anhand von BIJU-Daten lässt sich mit einem Vergleich des Übergangsverhaltens in Ost- und West-Berlin belegen, dass unter diesen Bedingungen soziale Disparitäten zunehmen, da die an Schulleistung gebundene regulierende Funktion von Übergangsempfehlungen gegenüber Bildungsaspirationen von Eltern höherer Sozialschichten verloren geht.

Es besteht in der Sozialstrukturforschung mittlerweile Einigkeit darüber, dass die entscheidenden Situationen der Entstehung von Bildungsungleichheiten die Gelenkstellen von Bildungskarrieren sind. BREEN/GOLDTHORPE (vgl. 1997) unterscheiden im Anschluss an BOUDON (vgl. 1974) primäre und sekundäre soziale Ungleichheiten. Unter primären Ungleichheiten verstehen sie Unterschiede in den bis zu einer Übergangsschwelle erworbenen und für die nächste Etappe vorausgesetzten Kompetenzen, die in der Regel von der sozialen Herkunft nicht unabhängig sind. Als sekundäre Ungleichheiten bezeichnen sie soziale Disparitäten, die bei gleichen Kompetenzen aus einem je nach sozialer Lage der Familie unterschiedlichen Entscheidungsverhalten entstehen. Von entscheidender Bedeutung sind hierbei die je nach Sozialschicht differentiellen Auswirkungen des Motivs des intergenerationellen Statuserhalts, unterschiedliche Erfolgserwartungen und die sozialschichtabhängigen Kosten-Nutzen-Relationen von Bildungsentscheidungen. Bei Familien unterer Sozialschichten liegt die Messlatte des Statuserhalts niedriger. Ferner sind Entscheidungen für weiterführende Bildungsgänge häufig – zumindest subjektiv – riskanter und im Verhältnis zu den verfügbaren Ressourcen mit höheren Kosten behaftet. Diese sekundären sozialen Disparitäten verdienen besondere Aufmerksamkeit, da sie Auskunft über die Bildungsgerechtigkeit eines Schulsystems im engeren Sinne geben.

Im Anschluss an BREEN/GOLDTHORPE (vgl. 1997) untersuchten BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2001, 2002) primäre und sekundäre soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung von 15-Jährigen im Rahmen der PISA-Studie (Programme for International Student Assessment) und deren nationaler Erweiterung. Die Autoren analysierten den Zusammenhang von Sozialschichtzugehörigkeit, die sie mit Hilfe des mehrdimensionalen Klassifikationsmodells von ERIKSON/GOLDTHORPE/PORTOCARERO (vgl. 1979) bestimmten, und Bildungsbeteiligung mittels multinomialer logistischer Regressionsanalysen. Sie konnten in Übereinstimmung mit den Befunden von SCHIMPL-NEIMANN (vgl. 2000) gravierende sozial bedingte Ungleichheiten, insbesondere des Gymnasialbesuchs, primärer und sekundärer Art nachweisen, die überdies in bemerkenswerter Weise zwischen den Ländern der Bundesrepublik variierten.

Tabelle 1: Relative Chancen des Sekundarschulbesuchs in Abhängigkeit von der Sozialschichtzugehörigkeit (Verhältnisse der Wettquoten [odds ratios])¹

Soziale Klasse des Haushaltsvorstandes (EGP)	Bildungsgang (Referenz: Realschule)								
	Hauptschule/Berufsschule Modell ²			Gymnasium Modell ²			Integrierte Gesamtschule Modell ²		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Obere Dienstklasse (I)	.49	.55	.48	4.28	3.40	2.89	.56	.61	.59
Untere Dienstklasse (II)	.46	.54	.69	3.34	2.75	2.24	ns	ns	ns
Routinedienstleistungen (III)	ns	ns	ns	1.80	1.83	1.97	ns	ns	ns
Selbständige (IV)	ns	ns	ns	1.87	1.79	1.77	ns	ns	ns
Facharbeiter (V,VI)	Referenzklasse (odds =1)								
Ungelernte Arbeiter (VII)	1.50	1.33	ns	ns	ns	ns	1.51	1.52	1.40

¹ Nur statistisch signifikante Befunde ausgewiesen; ns = nicht signifikant.

² Modell I: ohne Kontrolle von Kovariaten; Modell II: Kontrolle von kognitiven Grundfähigkeiten; Modell III: Kontrolle von kognitiven Grundfähigkeiten und Lesekompetenz sowie mathematischer und naturwissenschaftlicher Kompetenz.

In ihren Analysen vergleichen BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2000, 2001) schichtspezifische Beteiligungschancen, wobei sie die Entscheidungsalternativen zwischen den verschiedenen Schulformen des gegliederten deutschen Systems simultan berücksichtigen. Beteiligungschancen werden in ganzzahligen Verhältnissen ausgedrückt. So beträgt zum Beispiel die Chance eines Jugendlichen aus einem Facharbeiterhaushalt, ein Gymnasium anstelle einer anderen Schulform zu besuchen, ungefähr 3:17. Auf drei Gymnasiasten kommen 17 Besucher anderer Schulformen. Für Jugendliche, die aus Familien der oberen Dienstklasse stammen, betragen die Chancen, ein Gymnasium statt einer anderen Schulform zu besuchen, in etwa 1 : 1. Setzt man die beiden Beteiligungschancen zueinander ins Verhältnis (indem man mit dem Kehrwert multipliziert), sieht man, dass die Chancen des Gymnasialbesuchs für den Jugendlichen aus der Familie der oberen Dienstklasse 5,7-mal so hoch sind wie die Beteiligungschancen des Jugendlichen aus einem Arbeiterhaushalt. Diese Relation von Beteiligungschancen bezeichnet man mit dem englischen Namen *odds ratio*. In der Ungleichheitsforschung hat sich ebenso wie in der epidemiologischen Risikoforschung die Verwendung von *odds ratios* als Standardmaß zur Beschreibung von relativen Chancen und Risiken eingebürgert, da diese im Unterschied zu Prozentwertdifferenzen oder dem Verhältnis von bedingten Wahrscheinlichkeiten den Vorzug besitzen, von den Randverteilungen unabhängig zu sein.

Um die Vergleiche der Beteiligungschancen gut interpretierbar durchführen zu können, wird in *Tabelle 1* sowohl für die Sozialschichten als auch für die Schulformen jeweils eine Referenzkategorie definiert. Als soziale Referenzgruppe wurde die am stärksten besetzte Facharbeiterklasse gewählt und für die Schulform die Realschule, die den modalen mittleren Abschluss repräsentiert. In der Tabelle werden also die relativen Chancen von Jugendlichen einer bestimmten Sozialschicht, eine andere Schulform als die der Realschule zu besuchen, im Vergleich zu den Chancen von Jugendlichen aus Facharbeiterhaushalten beschrieben. Es werden die Ergebnisse dreier Modellrechnungen vorgestellt. Zunächst zu

den Ergebnissen der Modellrechnung I: Eine *odds ratio* von 4,28 für den Gymnasialbesuch eines Jugendlichen aus einer Oberschichtfamilie besagt, dass für Jugendliche dieser Schicht die Chancen statt der Realschule ein Gymnasium zu besuchen, 4,28-mal so hoch sind wie die Chancen eines Arbeiterkindes. Im Vergleich dazu ist das Risiko eines Jugendlichen der Oberschicht, anstelle der Realschule eine Hauptschule zu besuchen, nur etwa halb so groß (*odds ratio* = .49) wie das eines Gleichaltrigen aus einer Arbeiterfamilie. Setzt man die Vergleiche der Modellrechnung I fort, so sieht man, dass Familien von Facharbeitern und ungelernten Arbeitern offensichtlich die gleiche Distanz zum Gymnasium haben; die *odds ratio* für die Gruppe der un- und angelernten Arbeiterfamilien weicht nicht signifikant von 1 ab.

Für die Beurteilung der Übergangsauslese ist es wichtig zu wissen, inwieweit sie mit Prinzipien der Leistungsgerechtigkeit verträglich ist. Denn die Anstößigkeit der Selektion gründet ja vor allem auf dem Verdacht, dass sie sich in gewissem Umfang unabhängig von der tatsächlichen Schulleistung vollziehe. Bei der Entstehung sozialer Disparitäten beim Übergang von der Grundschule in eine weiterführende Schule wirken immer primäre und sekundäre Ungleichheitsursachen zusammen. Maßgeblich ist für die Bildungsentcheidung zunächst die durch Schulleistungen belegte Eignung des Schülers oder der Schülerin. Der zweite Faktor sind die Elternwünsche, die selbst wiederum durch die Leistungsgeschichte ihres Kindes in der Grundschule beeinflusst, aber nicht determiniert werden. Eine vermittelnde Rolle übernimmt die Lehrerin, wenn sie beratend tätig wird oder in formalisierter Form die Grundschulempfehlung ausstellt. Schulleistungen, Elternaspirationen und nicht zuletzt auch das Empfehlungs- und Beratungsverhalten der Grundschullehrerin hängen mit Merkmalen der sozialen Herkunft des Schülers oder der Schülerin zusammen. Gerade bei Untersuchungen sozialer Disparitäten in der Bildungsbeteiligung ist aber die Trennung von primären, durch Leistung gedeckten Ungleichheiten und sekundären, sozialschichtbedingten Ungleichheiten von großem Interesse. Um die spezifischen und konfundierten Einflussgrößen zu trennen, bedarf es im Prinzip längsschnittlich angelegter Untersuchungen. Dennoch besteht im Rahmen des PISA-Designs eine Möglichkeit, in konservativer Weise eine Minimalschätzung der beim Übergang in die weiterführenden Schulen sekundären sozialen Disparitäten vorzunehmen. In PISA konnten die relativen Chancen der Bildungsbeteiligung in Abhängigkeit von der Sozialschichtzugehörigkeit auch unter Kontrolle kognitiver Grundfähigkeiten und schulisch erworbener Kompetenzen geschätzt werden. Dies wurde in zwei zusätzlichen Modellrechnungen (II und III) durchgeführt, deren Ergebnisse ebenfalls in *Tabelle 1* wiedergegeben sind. Im Modell II wurden nur die kognitiven Grundfähigkeiten als relativ unzureichender Indikator der erreichten Fähigkeiten am Ende der Grundschulzeit kontrolliert. In Modell III wurde zusätzlich die Lesekompetenz, die im Alter von 15 Jahren erreicht wurde, konstant gehalten. Da bekannt ist, dass die Schulformen unterschiedliche akademische Entwicklungsmilieus darstellen, werden im Laufe der Sekundarschulzeit Zusammenhänge zwischen Schulleistung und Sozialschicht verstärkt (vgl. BAUMERT/KÖLLER/SCHNABEL 2000). Wenn bei den querschnittlich erhobenen PISA-Daten dann die erworbene Lesekompetenz kontrolliert wird, werden die beim Übergang in die Sekundarschule entstehenden sekundären Disparitäten systematisch unterschätzt. Die in *Tabelle 1* wiedergegebenen Ergebnisse der Modellrechnung III veranschlagen also die sekundären Disparitäten zu niedrig, während das Modell II eine Überschätzung darstellt. Der wahre Wert wird zwischen diesen beiden Extremen liegen. An diesen Befunden ändert sich auch nichts wesentlich, wenn zusätzliche Kompetenzen in Mathematik und den Naturwissenschaften kontrolliert werden.

Betrachtet man vor diesem Hintergrund in *Tabelle 1* die *odds ratios* der Modelle II und III, ist deutlich zu erkennen, wie stark im deutschen Schulsystem sozialstrukturelle Merkmale bei Übergangsentscheidungen im frühen Alter unabhängig von Leistungsmerkmalen zu Buche schlagen. Bei den sozial ungleich verteilten Chancen, eine Hauptschule anstelle einer Realschule zu besuchen, scheinen Leistungsgesichtspunkte eine geringe Rolle zu spielen. Die *odds ratios* unterscheiden sich von Modell zu Modell relativ wenig. Den Eltern höherer sozialer Schichten gelingt es offenbar auch bei gleich schwacher Leistung ihrer Kinder häufiger, die Hauptschule zu vermeiden. Aber auch bei den relativen Chancen des Gymnasialbesuchs schlägt die Sozialschichtzugehörigkeit selbst bei konservativer Kontrolle von Leistungsmerkmalen durch. Jugendliche aus der Oberschicht haben ungefähr drei Mal bessere Chancen, ein Gymnasium anstelle einer Realschule zu besuchen als Jugendliche aus Arbeiterfamilien – und zwar auch dann, wenn man nur Personen mit gleicher Begabung und gleichen Fachleistungen vergleicht.

2 Forschungsstand zu sozialen Disparitäten des Kompetenzerwerbs

In der soziologischen Ungleichheitsforschung stehen in der Regel soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung im Mittelpunkt. Der Zusammenhang zwischen Merkmalen der sozialen Herkunft und dem Kompetenzerwerb wird selten untersucht. Der Verzicht auf die schwierige Erhebung von Leistungsdaten wird in der Regel mit der stillschweigenden Unterstellung begründet, Ungleichheitsmuster der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs seien praktisch deckungsgleich. BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2002) konnten jedoch anhand eines Vergleichs der Länder der Bundesrepublik Deutschland – gleichsam in einer quasi-experimentellen Versuchsanordnung – belegen, dass dies keineswegs der Fall sein muss. Auf Länderebene kovariieren soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs zwar deutlich ($r = .54$), ein deterministischer Zusammenhang ergibt sich daraus jedoch nicht. Die Autoren konnten Länder identifizieren, in denen trotz hoher Ungleichheiten der Bildungsbeteiligung relativ geringe soziale Disparitäten des Kompetenzerwerbs auftreten. In diesen Ländern gelingt es relativ zuverlässig, Mindestniveaus in den Basiskompetenzen zu sichern.

Mit PISA wurde zum ersten Mal eine methodisch solide Basis für die Untersuchung des Zusammenhangs von Sozialschichtzugehörigkeit und Kompetenzerwerb im internationalen Vergleich geschaffen. Um den Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und den erfassten Kompetenzen zu quantifizieren, haben BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2002) die Regression von den jeweiligen Kompetenzwerten auf den internationalen Index für den sozioökonomischen Standard der Familie (ISEI) geschätzt. Diese Regressionsfunktion erlaubt bei gegebenem Sozialstatus eine optimale Vorhersage des erreichten Kompetenzniveaus. Zur Schätzung genügte eine lineare Regressionsgleichung. Die Regressionsgerade wird als *sozialer Gradient* des jeweiligen Kompetenzbereichs bezeichnet. Die Steigung des Gradienten bildet die Veränderungsrate ab, mit der das jeweilige Kompetenzmaß einer Änderung der Sozialschicht um eine Standardabweichung folgt. Sie ist ein Indikator für den Anteil der Ungleichheit im jeweiligen Leistungsbereich, der auf die soziale Herkunft zurückgeführt werden kann. Der soziale Gradient gilt mittlerweile als Standardmaß zur Beschreibung des sozialen Gefälles bei metrisch erfassten Sachverhalten. Die Autoren haben

die Regressionsanalysen für die in PISA erfassten Kompetenzbereiche für alle an PISA teilnehmenden Staaten und für die Länder der Bundesrepublik durchgeführt. Die Befunde sind über die verschiedenen Kompetenzbereiche hinweg konsistent, so dass die Befunde zur Lesekompetenz stellvertretend berichtet werden können.

Abbildung 1: Steigung des sozialen Gradienten der Lesekompetenz nach Ländern der Bundesrepublik und ausgewählten OECD-Staaten

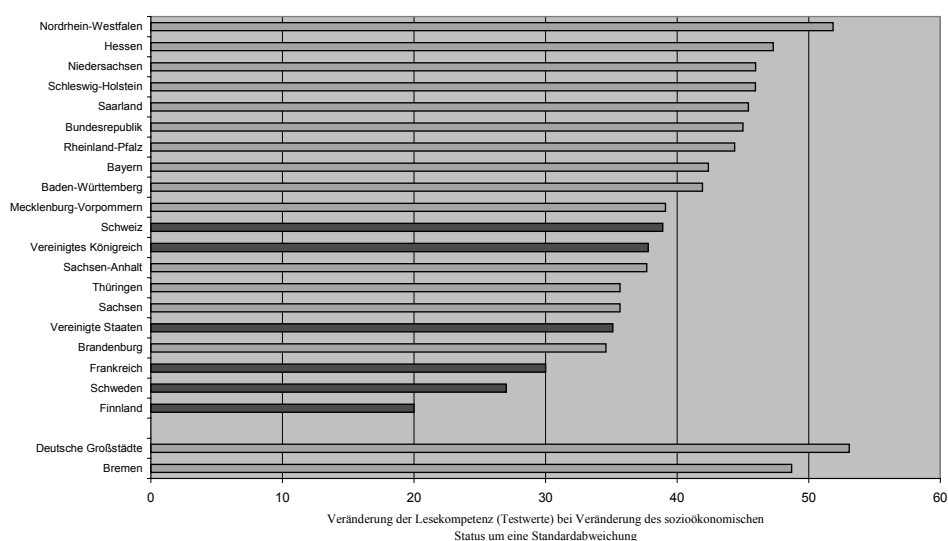


Abbildung 1, in der Ergebnisse für ausgewählte PISA-Staaten und für die deutschen Länder zusammengestellt sind, gibt ein eindrucksvolles Bild von der Variabilität der Steigungen der sozialen Gradienten bei weitgehend vergleichbarer Sozialstruktur der Länder. Die Unterschiede werden besonders deutlich, wenn man die Gradienten für Finnland und Deutschland vergleicht. In Finnland liegt das mittlere Leistungsniveau von 15-Jährigen bei einer mit Deutschland vergleichbaren Sozialstruktur bei 545 Punkten. Gleichzeitig beträgt die Steigung des Gradienten knapp 20 Punkte; bei Veränderung der Sozialschicht um eine Standardabweichung steigt oder sinkt die Lesekompetenz um 20 Punkte. In Deutschland liegt das mittlere Leistungsniveau bei konstanter Sozialschicht bei 484 Punkten. Gleichzeitig hat der soziale Gradient in Deutschland die steilste Steigung von allen OECD-Staaten. Verändert sich die Sozialschichtzugehörigkeit in Deutschland um eine Standardabweichung, folgt die Lesekompetenz mit knapp 45 Punkten – das ist mehr als der doppelte Wert, der für Finnland nachgewiesen wurde.

Erweitert man den Blick auf die Länder der Bundesrepublik, erhält das Bild noch schärfere Konturen. *Abbildung 1* zeigt, dass in den meisten deutschen Ländern im Vergleich zu anderen OECD-Staaten die soziale Lage der Herkunftsfamilie einen ungewöhnlich starken Effekt auf die gegen Ende der Vollzeitschulpflicht erreichte Lesekompetenz hat. In Deutschland ist die Steilheit der sozialen Gradienten sowohl auf den vergleichsweise engen Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Lesekompetenz – die Korrelation beträgt in der Gesamtstichprobe $r = .41$ – als auch auf die extrem große

Leistungsstreuung der 15-Jährigen, nicht aber auf eine ungewöhnlich heterogene Sozialstruktur in den Ländern zurückzuführen. Selbst die Steigungen der sozialen Gradienten in den neuen Ländern, die keine quantitativ bedeutsame Zuwanderung zu verzeichnen haben, unterscheiden sich nicht nennenswert von den entsprechenden Werten im Vereinigten Königreich oder den USA – also Staaten, die häufig als Beispiele für große soziale Disparitäten angeführt werden.

3 Ökonomisches, soziales und kulturelles Kapital: Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse

Die soziale Herkunft von Schülerinnen und Schülern wird üblicherweise mit Hilfe der sozioökonomischen Stellung ihrer Familien bestimmt, das heißt mithilfe von Daten zur relativen Position ihrer Eltern in einer sozialen Hierarchie, deren Ordnungsprinzipien in der Verfügung über finanzielle Mittel, Macht oder Prestige bestehen. Da Informationen über Einkommensverhältnisse, Macht und soziale Anerkennung von Individuen nicht einfach zu erhalten sind, wird die sozioökonomische Stellung in aller Regel über die Berufstätigkeit erfasst, die Hinweise auf jeden der drei Aspekte geben kann. In der Regel wird in der Sozialstrukturforschung zur Bestimmung des sozioökonomischen Status die vom internationalen Arbeitsamt in Genf entwickelte Klassifikation der Berufe (ISCO-88) und/oder die aus der Sozialversicherung bekannte Einteilung nach der Stellung im Beruf herangezogen. Gelegentlich werden zusätzlich die Bildungsabschlüsse von Vater und/oder Mutter berücksichtigt. Auch der oben referierte Forschungsstand beruht im Wesentlichen auf diesen Informationen.

Seit geraumer Zeit wird insbesondere in der qualitativ arbeitenden Sozialforschung darauf hingewiesen, dass die Indizierung der familiären Herkunft allein durch Strukturmerkmale wie den sozioökonomischen Status oder den erreichten Bildungsabschluss theoretisch unbefriedigend sei. Um die intergenerationelle Stabilität sozialer Disparitäten und die Wirkungsweise der Herkunft besser zu verstehen, sollten auch andere Aspekte familiärer Lebensverhältnisse berücksichtigt werden, die näher an die eigentlichen Transmissionsprozesse heranreichen. Im Anschluss an die Arbeiten von BOURDIEU (vgl. 1983) und COLEMAN (vgl. 1988) wird vorgeschlagen, soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung mit Hilfe der theoretischen Konzepte des ökonomischen, kulturellen und sozialen Kapitals zu analysieren. Die Begriffe „kulturelles Kapital“ und „soziales Kapital“ werden von BOURDIEU bzw. von COLEMAN für alle kulturellen und sozialen Ressourcen benutzt, die Handlungsmöglichkeiten von Personen erweitern und folglich auch deren sozioökonomische Stellung positiv beeinflussen können. BOURDIEU wie COLEMAN entwickeln ihre Gedanken in Anlehnung an die Bildungsökonomie, die ökonomische Vorstellungen von Kapital, wie es in Werkzeugen oder Maschinen verkörpert ist, erweitert hat und von Humankapital spricht, wenn es um die von Individuen erworbenen Fähigkeiten, Fertigkeiten und Kenntnisse geht, die diesen Erwerbsmöglichkeiten erhalten oder neu eröffnen. BOURDIEU prägte den Begriff „kulturelles Kapital“ und zeigte, dass auch Kulturgüter – sei es Humankapital (oder inkorporiertes Kapital, wie BOURDIEU sagt), seien es die Nutzung kultureller Sachgüter oder symbolische Repräsentationen der herrschenden Kultur – den Handlungsspielraum ihrer Besitzer vergrößern und ökonomisch verwertet werden können. Unter „sozialem Kapital“ versteht BOURDIEU die Gesamtheit aller aktu-

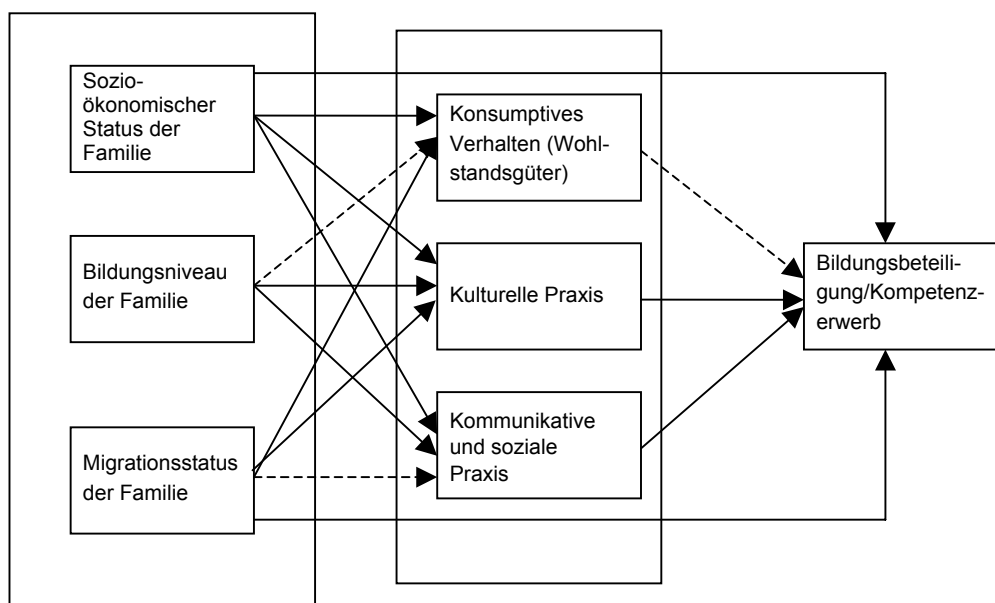
ellen und potentiellen Ressourcen, die mit dem Zugang zu einem stabilen Netz mehr oder weniger institutionalisierter sozialer Beziehungen verbunden sind. BOURDIEU unterscheidet dabei den Zugang zu kollektiven Ressourcen von deren Qualität und Quantität. BOURDIEU sieht soziales Kapital letztlich als Investition der herrschenden Klasse zur Aufrechterhaltung und Vererbung von Gruppensolidaritäten an. COLEMAN schlägt ebenfalls unter Rückgriff auf das Konzept des Humankapitals vor, soziale Beziehungen als Kapital zu begreifen, da sie Handlungen ermöglichen oder erleichtern können, die im Interesse der handelnden Personen liegen und zur Bildung von Humankapital und zur Akkumulation von ökonomischem Kapital beizutragen vermögen. Im Unterschied zu BOURDIEU fasst COLEMAN soziales Kapital als Struktur- und Funktionsmerkmal von sozialen Beziehungen auf. Soziales Kapital sind insbesondere wechselseitige Obligationen und Erwartungen, aus denen sich Vertrauen entwickelt, Informationskanäle sowie normative Verhaltenserwartungen und soziale Kontrolle (vgl. COLEMAN 1988). Kulturelles Kapital und soziales Kapital sind weder für BOURDIEU noch für COLEMAN bloße Metaphern. Beide betonen, dass kulturelles und soziales Kapital in ökonomisches Kapital konvertierbar seien und nur dort gebildet würden, wo Zeit und Kraft investiert werden, und das heißt auch, wo die entsprechenden ökonomischen Zugangsvoraussetzungen gegeben sind (vgl. PORTES 1998).

Das Konzept des kulturellen Kapitals lässt sich unter strukturellem und funktionalem Aspekt betrachten. Zu seiner strukturellen Seite gehören vor allem formale Bildungspatente oder der Besuch prestigereicher Einrichtungen, wie etwa der *Grandes Ecoles* in Frankreich oder der *Ivy League Universities* in den USA. Unabhängig von den tatsächlich erreichten Kompetenzen ist der Nachweis einer privilegierten Bildungsgeschichte ein symbolisches kulturelles Gut, das sich in Sozialstatus tauschen lässt. Zur funktionalen Seite des kulturellen Kapitals gehören Wertorientierungen, Einstellungen, Haltungen und Kompetenzen, welche die Grundlage für eine regelmäßige Teilhabe an der bürgerlichen Kultur sind. Diese Wahrnehmungs-, Deutungs- und Handlungsmuster bezeichnet BOURDIEU als *Habitus*. Wie beim kulturellen Kapital lässt sich auch beim sozialen Kapital ein struktureller von einem funktionalen Aspekt unterscheiden. Zum strukturellen Aspekt gehört im Verständnis von COLEMAN zunächst die Verfügbarkeit sozialer Netzwerke innerhalb der Familie – das heißt, Eltern und andere Familienmitglieder müssen existent und präsent sein sowie Zeit für die jüngere Generation haben und mit ihr in einem stabilen Austausch stehen –, sodann stabile Nachbarschaftsbeziehungen, an denen Kinder und Jugendliche teilhaben und deren sozialer Kontrolle sie unterliegen. Zum funktionalen Aspekt sind Stil und Intensität der Kommunikation innerhalb und außerhalb der Familie zu rechnen.

In der Forschungspraxis haben die Konzepte des kulturellen und sozialen Kapitals im BOURDIEUSCHEN Sinne vor allem in qualitativen Studien Berücksichtigung gefunden (vgl. MEHAN 1992; HELSPER u.a. 2001; STANTON-SALAZAR 2001). Dagegen hat das Konstrukt des sozialen Kapitals, wie es COLEMAN konzipiert hat, auch in quantitativen Studien, die den Zusammenhang von sozialer Herkunft und Bildungsbeteiligung bzw. Kompetenzerwerb untersuchen, gerade in den letzten Jahren zunehmend Berücksichtigung gefunden (vgl. die Übersicht bei DIKA/SINGH 2002). Quantitative Untersuchungen, die das Konzept des kulturellen Kapitals bzw. die Konzepte des kulturellen und sozialen Kapitals nutzen, sind allerdings rar (vgl. ROSCIGNO/AINSWORTH-DARNELL 1999; KALMIJN/KRAAYKAMP 1996; MERKENS/WESSEL 2002; WESSEL/MERKENS/DOHLE 1997; ZINNECKER/SILBEREISEN 1996). Analysen, die das Zusammenspiel von

Strukturmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse wie sozioökonomischem Status, Bildungsniveau und Migrationsstatus einerseits und kulturellem und sozialem Kapital andererseits in den Auswirkungen auf Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb systematisch untersuchen, fehlen bislang.

Abbildung 2: Modell des Zusammenhangs zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse und Bildungsbeteiligung bzw. Kompetenzerwerb



Will man ein tragfähiges Modell entwickeln, das eine solche Untersuchung theoretisch anleiten könnte, wird man zunächst Struktur- und Prozessmerkmale der familiären Herkunft zu unterscheiden haben. Aufgrund der Forschungslage zu sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung sind auch in einem sparsamen Modell mindestens drei Strukturmerkmale der Lebensverhältnisse von Familien zu berücksichtigen. Dies sind (1) der sozioökonomische Status, (2) das Bildungsniveau und (3) der Migrationsstatus einer Familie. Um auf Prozessebene Aspekte des ökonomischen, sozialen und kulturellen Kapitals zu repräsentieren, sind Angaben über das allgemeine konsumptive Verhalten einer Familie, ihre kulturellen Praxen und ihre sozialen Verkehrsformen notwendig – Merkmale, deren Ausprägung wiederum von den familiären Strukturbedingungen abhängig ist. Auf der Prozessebene werden primär jene Ressourcen erzeugt, die eine erfolgreiche Bildungskarriere der jüngeren Generation unterfüttern. *Abbildung 2* gibt die Grundstruktur dieses Vermittlungsmodells sozialstruktureller Disparitäten wieder. Der Abbildung sind auch die theoretischen Annahmen über die differentiellen Wirkungen von Strukturmerkmalen zu entnehmen. Während für den sozioökonomischen Status Einfluss auf alle Prozessmerkmale postuliert wird, werden differentielle Auswirkungen vom Bildungsniveau und Migrationsstatus erwartet. Nach den Modellannahmen sollen das Bildungsniveau regulative Bedeutung für die kulturelle und kommunikative Praxis und der Migrationsstatus für

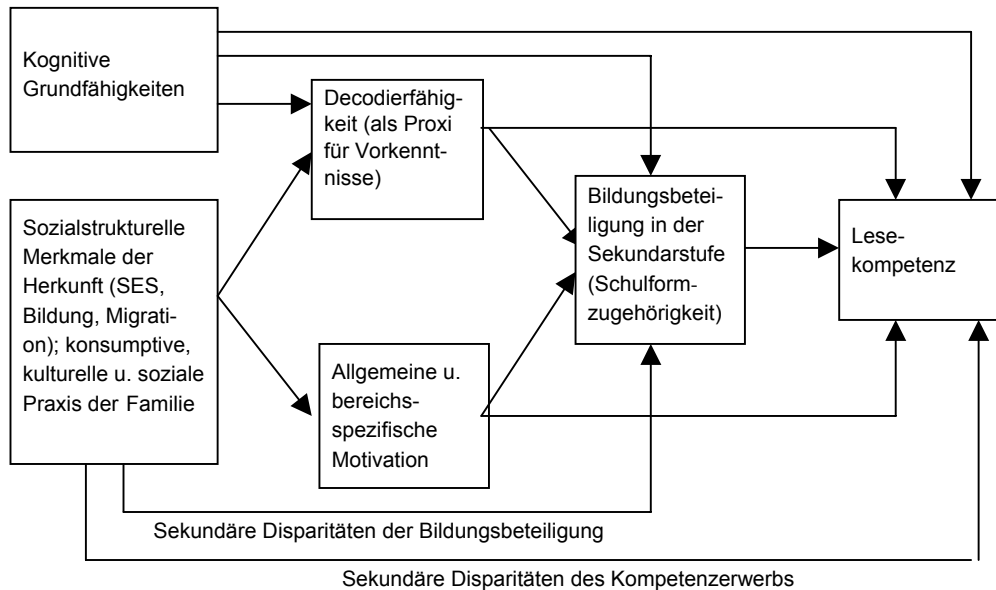
das ökonomische Verhalten und die kulturelle Praxis einer Familie haben. Einflüsse auf Bildungsverläufe sind nur von den kulturellen und kommunikativen Ressourcen, nicht aber vom allgemeinen konsumptiven Verhalten der Familie zu erwarten. Das theoretische Modell geht nicht nur von vermittelten Auswirkungen der Strukturmerkmale familiärer Lebensverhältnisse aus, sondern rechnet auch mit spezifischen additiven Effekten. Entsprechend der von BREEN/GOLDTHORPE (vgl. 1997) entwickelten Theorie des intergenerationellen Statuserhalts sollte sich der soziökonomische Status – vermittelt über das elterliche Entscheidungsverhalten – unabhängig von und zusätzlich zu der kulturellen und kommunikativen Praxis einer Familie auf die Bildungsbeteiligung und den Kompetenzerwerb der nachwachsenden Generation auswirken. Ebenso wird erwartet, dass der Migrationsstatus einer Familie per se die Bildungskarrieren von Migrantenkindern tangiert.

4 Ein psychologisches und institutionelles Mediationsmodell zum Zusammenhang zwischen Merkmalen der familiären Herkunft und Kompetenzerwerb

Das in *Abbildung 2* skizzierte Modell zum Zusammenhang zwischen familiärer Herkunft und Bildungsbeteiligung bzw. Kompetenzerwerb versucht, das Zusammenspiel zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse und dessen Bedeutung für Bildungsentscheidungen und Wissenserwerbsprozesse theoretisch zu explizieren. Wenn das Modell einer empirischen Prüfung standhält, stellt es gegenüber Modellen, die zwar multivariat angelegt sind, aber nur Strukturmerkmale berücksichtigen, und allemal gegenüber Analysen nur bivariater Zusammenhänge einen Fortschritt dar. Dennoch ist das Modell unter psychologischen und soziologischen Gesichtspunkten unbefriedigend, da die psychologischen und institutionellen Vermittlungsmechanismen zwischen familiärer Herkunft und Kompetenzerwerb ausgeblendet werden. Von pädagogischem Interesse sind aber gerade diese Mediationsprozesse. In *Abbildung 3* wird ein relativ einfaches psychologisches und institutionelles Mediationsmodell skizziert.

BAUMERT/KÖLLER (vgl. 1998) sowie BAUMERT/KÖLLER/SCHNABEL (vgl. 2000) haben zeigen können, dass Schulformen differentielle Entwicklungsumwelten darstellen. Dadurch fällt mit der Entscheidung für einen Bildungsgang der Sekundarstufe I auch eine Entscheidung über Chancen der Kompetenzentwicklung – und zwar auch dann, wenn kognitive, motivationale und soziale Eingangsvoraussetzungen konstant gehalten werden. Schon allein deshalb muss jedes Mediationsmodell eine institutionelle Komponente enthalten, mit der Übergangentscheidungen abgebildet werden. Üblicherweise dient die Schulform- oder Bildungsgangszugehörigkeit als institutioneller Indikator.

Abbildung 3: Psychologisches und institutionelles Mediationsmodell zum Zusammenhang zwischen Merkmalen der familiären Herkunft und Kompetenzerwerb



Primär maßgeblich für die Leistungsentwicklung auch innerhalb von Bildungsgängen sind allerdings Vorwissen und motivationale Merkmale – also Fähigkeiten und Dispositionen, die auch am Ende der Grundschulzeit die Basis für die Übergangentscheidung in das weiterführende Schulwesen bilden (vgl. DITTON 1992; LEHMANN/PEEK/GÄNSFUß 1997; BAUMERT/SCHÜMER 2001). Diese leistungsrelevanten Merkmale kovariieren wiederum mit sozialer und kultureller Herkunft. Ein derartiges Prozessmodell lässt sich adäquat nur im Rahmen einer Längsschnittuntersuchung spezifizieren, deren Messzeitpunkte das institutionelle Übergangsgeschehen einschließen. Die von LEHMANN/PEEK/GÄNSFUß (vgl. 1997) durchgeführte Hamburger Untersuchung zu den Lernausgangslagen (LAU) kommt einem solchen Design bislang am nächsten. BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2001) haben zeigen können, dass man sich aber auch im Rahmen von Querschnittsuntersuchungen solchen Fragestellungen explorativ annähern kann. Das in *Abbildung 3* dargestellte Mediationsmodell, das am Beispiel der Lesekompetenz entwickelt wurde, berücksichtigt bereits die Restriktionen von Querschnittsuntersuchungen.

Als psychologische Vermittlungsvariablen sind in diesem Modell kognitive Grundfähigkeiten und Decodierfähigkeit (als Proxi für Vorkenntnisse) sowie Motivationsmerkmale ausgewiesen. Die institutionelle Vermittlung wird durch die Bildungsgangzugehörigkeit repräsentiert. Nach diesem Modell beeinflussen Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse vermittelt über psychologische Prozessmerkmale und institutionelle Bildungsentscheidungen die Kompetenzentwicklung. Das Modell erlaubt auch die zumindest explorative Trennung von primären und sekundären Disparitäten der Bildungsbeteiligung bzw. des Kompetenzerwerbs. Sekundäre Disparitäten entstehen durch di-

rekte, nicht über Leistungs- und Motivationsmerkmale bzw. über Bildungsgangentscheidungen vermittelte Einflüsse der familiären Herkunft. Die korrekte Schätzung dieser sekundären Disparitäten hängt maßgeblich von der adäquaten Spezifikation des psychologischen Mediationsmodells ab. In *Abbildung 2* dürfte dieser Modellteil unterspezifiziert sein, so dass die sekundären Disparitäten tendenziell überschätzt werden.

Fasst man die bisherigen Überlegungen zusammen, so lassen sich folgende Hypothesen formulieren:

- Die familiäre Herkunft wirkt sich im Zusammenspiel von Struktur- und Prozessmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse auf Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb in der Sekundarstufe aus. Disparitätserzeugende Effekte von Strukturmerkmalen werden überwiegend durch die kulturelle und soziale Praxis von Familien vermittelt.
- Der sozioökonomische Status und die Migrationsgeschichte einer Familie beeinflussen *auch* unmittelbar – also nicht nur vermittelt über Prozessmerkmale – die Bildungsbeteiligung bzw. den Kompetenzerwerb. Sie stellen neben dem kulturellen und sozialen Kapital einer Familie unabhängige Ressourcen bzw. Risiken dar.
- Der Migrationsstatus einer Familie hat in den alten und neuen Ländern unterschiedliche Bedeutung. Aufgrund der selektiven Zuwanderung in die ehemalige DDR wirkt der Migrationsstatus in den neuen Ländern weniger diskriminierend.
- Die Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse wirken sich vermittelt über individuelle Fähigkeits- und Motivationsunterschiede und institutionelle Zuweisungsentscheidungen auf den Kompetenzerwerb aus und führen zu primären Disparitäten. Die psychologischen und institutionellen Vermittlungsmechanismen tragen gemeinsam, aber auch jeweils spezifisch und damit kumulativ zu sozialen Unterschieden im Kompetenzerwerb bei.
- Darüber hinaus sind aber auch sekundäre Disparitäten der *Bildungsbeteiligung* zu erwarten, die in erster Linie auf die sozioökonomische Stellung einer Familie und damit vermutlich auf Motive des Stuserhalts zurückgehen.
- Sekundäre Disparitäten des *Kompetenzerwerbs* dagegen sollten nach Kontrolle von Bildungsbeteiligung sowie Fähigkeits- und Motivationsunterschieden nicht oder nur in sehr geringem Umfang nachweisbar sein. Die soziale Selektion erfolgt in Deutschland an den Gelenkstellen von Bildungskarrieren, weniger im Schulunterricht selbst.

5 Datengrundlage, Instrumentierung und methodisches Vorgehen

5.1 Stichprobe

Im Folgenden sollen diese Annahmen auf der Grundlage der Stichprobe der nationalen Erweiterung der PISA-Studie (PISA-E) überprüft werden. Zu Vergleichszwecken innerhalb Deutschlands wurden für alle 16 Länder jeweils repräsentative, disproportional nach Schulformen stratifizierte Zufallsstichproben von Sekundarschulen mit 15-Jährigen gezogen. Die Ziehungswahrscheinlichkeit der Schulen war proportional zu deren Größe. Innerhalb von beruflichen Schulen wurden alle Schülerinnen und Schüler, die zwischen dem 1.2.1984 und dem 31.1.1985 geboren waren, in die Stichprobe aufgenommen. In Gesamtschulen wurden 35 und in allen übrigen Schulen 28 Schülerinnen und Schüler dieser

Altersgruppe zufällig ausgewählt. Die Stichprobe umfasst insgesamt 35.584 15-Jährige. Durch die Nutzung von Schulen als primärer Stichprobeneinheit erfolgt die Ziehung der Schüler nicht unabhängig voneinander. Diese Klumpung führt – je stärker sich Schulen untereinander unterscheiden – zu einer Herabsetzung der Stichprobeneffizienz. Dieser Designeffekt muss bei inferenzstatistischen Prüfungen entweder durch eine entsprechende Reduktion der Freiheitsgrade oder durch die Verwendung von Prüfverfahren, die keine einfachen Zufallsstichproben voraussetzen, berücksichtigt werden. Im Folgenden werden zur Schätzung von Standardfehlern vor allem Jackknife-Verfahren angewendet (vgl. WOLTER 1985).

In Large Scale Untersuchungen wie PISA stellen fehlende Werte ein häufiges Problem dar. Mittlerweile hat sich die Einsicht durchgesetzt, dass der Einsatz leistungsstarker Algorithmen zur nachträglichen Schätzung fehlender Werte gegenüber dem paar- oder fallweisen Ausschluss der Daten eindeutig zu bevorzugen ist (vgl. LITTLE/RUBIN 1987). Daher wurden mit Hilfe des im Programm AMELIA (vgl. HONAKER u.a. 2001) implementierten EM-Algorithmus die fehlenden Werte mittels *multiple imputation* geschätzt. Es wurden fünf Datensätze mit „kompletten“ Daten erzeugt. Anschließend wurden die Analysen mit jedem der fünf Datensätze durchgeführt. Aufgrund der hohen Stabilität der Befunde werden nachfolgend die mit dem ersten Datensatz ermittelten Ergebnisse berichtet.

5.2 Instrumentierung

Die Strukturmerkmale der familiären Lebensverhältnisse wurden durch folgende Kennwerte erfasst: Zur Beschreibung des sozioökonomischen Status dient der Internationale Sozioökonomische Index (ISEI), den GANZEBOOM u. a. (vgl. 1992) vorgeschlagen haben (vgl. auch GANZEBOOM/TREIMAN 1996). Als bester Prädiktor für den Kompetenzerwerb erwies sich in PISA der jeweils höchste Sozialstatus in einer Familie. Der Mittelwert betrug in Deutschland im Jahr 2000 $M = 49,15$ bei einer Standardabweichung von $SD = 15,2$.

Das Bildungsniveau wird durch den höchsten Bildungsabschluss in der Familie indiziert. Auch dieser Indikator zeigte sich gegenüber Angaben entweder nur für die Mutter oder nur für den Vater als überlegen. Es wurden sieben Abschlussniveaus unterschieden, die eine Rangordnung bilden: (1) Hauptschulbesuch ohne Lehre, (2) Hauptschulbesuch mit Lehre, (3) Realschulbesuch mit und ohne Lehre, (4) Haupt- oder Realschulabschluss mit anschließendem Fachschulbesuch, (5) Abitur ohne Studium, (6) Fachhochschulabschluss und (7) Besuch einer wissenschaftlichen Hochschule.

Der Migrationsstatus einer Familie wird mit zwei Variablen beschrieben. Der erste Kennwert gibt Auskunft darüber, ob ein Elternteil oder beide Eltern im Ausland geboren wurden. Der zweite Kennwert informiert über die Verweildauer des 15-Jährigen in Deutschland. Der letztere ist vierstufig und orientiert sich an großen Lebensabschnitten (seit Geburt in Deutschland oder Zuzug im Kindergarten-, Grundschul- oder Sekundarschulalter).

Auf der Prozessebene wurde versucht, das konsumptive Verhalten und die kulturellen und kommunikativen Praxen einer Familie jeweils mehrfach durch Indizes oder Skalen zu operationalisieren. Um die kulturellen Ressourcen einer Familie zu beschreiben, wurden zwei Skalen und ein Einzelitem herangezogen. Mit dem Einzelitem wurde die Umgangssprache in der Familie erfragt („Welche Sprache spricht Ihr normalerweise zu Hau-

se?“). Die Variable wurde dichotom („Deutsch/nicht Deutsch“) kodiert. Die Familiensprache dient als Indikator für die Integration der Familie in die Majoritätskultur. Die kulturelle Praxis im engeren Sinne wird durch Investitionen in Kulturgüter, deren Anschaffung auf ein regelmäßiges kulturelles Engagement hinweist, und durch gemeinsame kulturelle Aktivitäten von Eltern und Kindern beschrieben. Die interne Konsistenz der Skala für Investitionen in Kulturgütern liegt bei $\alpha = .70$; Beispielitems sind: „Wie viele Bücher habt Ihr zu Hause?“ oder „Gibt es bei Dir zu Hause ... Kunstwerke/Bücher mit Gedichten?“ Die Skala für die kulturellen Aktivitäten erreicht eine interne Konsistenz von $\alpha = .66$; ein Beispielitem lautet: „Wie oft hast Du im letzten Jahr ... ein Theater besucht?“

Die kommunikative Praxis von Familien wird durch zwei Indizes operationalisiert, die sich auch zu einer gemeinsamen Skala mit einer internen Konsistenz von $\alpha = .64$ zusammenfassen lassen. Der erste Index erfasst die allgemeine Gesprächsintensität in der Familie (Beispielitem: „Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass Deine Eltern sich Zeit nehmen, um einfach nur mit Dir zu reden?“). Der zweite Index erfasst die Diskussion über kulturelle Sachverhalte (Beispielitem: „Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass Deine Eltern mit Dir über Bücher, Filme oder Fernsehsendungen diskutieren?“). Mit zunehmender Kinderzahl werden in vielen Familien die monetären Spielräume und fast immer die zeitlichen Ressourcen für kulturelle Aktivitäten knapper. Gleichzeitig gewinnt das Zusammenleben der Kinder untereinander größere Bedeutung. Um diese die kulturelle und kommunikative Praxis einer Familie beeinflussenden Prozesse zumindest anzudeuten, wird die Zahl der Kinder im Haushalt als eigene Variable im Strukturmodell abgebildet.

Der konsumptive Spielraum einer Familie wird durch den Besitz an teuren Wohlstandsgütern zu charakterisieren versucht (Beispielitem: „Wie viele der folgenden Dinge habt Ihr zu Hause? ... Fernseher/Autos/Badezimmer). Für die Operationalisierung im Messmodell werden zwei Indizes verwendet.

Das psychologische Mediationsmodell wurde mit vier Messgrößen operationalisiert. Die kognitiven Grundfähigkeiten von 15-Jährigen wurden mit zwei Untertests des Kognitiven Fähigkeitstests (KFT), die als Markertests für schlussfolgerndes Denken gelten, erhoben (vgl. HELLER/PERLETH 2000). Die Decodierfähigkeit wurde anhand einer Leseprobe erfasst, wobei die Lesegeschwindigkeit am Prozentsatz der richtigen Antworten gewichtet wurde. Ferner fand eine Skala zur Erfassung der „Leselust“ Verwendung; sie weist eine interne Konsistenz von $\alpha = .90$ auf (Beispielitem: „Lesen ist eines meiner liebsten Hobbies“). Schließlich wurde der Einsatz von metakognitiven Kontrollstrategien beim Lernen für die Schule erfragt. Die Skala hat mit $\alpha = .72$ eine befriedigende Konsistenz; ein Beispielitem lautet: „Wenn ich lerne, zwingt mich das, mich zu prüfen, ob ich das Gelernte auch behalten habe“. Alle verwendeten Instrumente sind im Skalenhandbuch der PISA-Studie dokumentiert (vgl. KUNTER u.a. 2002).

Die institutionelle Bildungsbeteiligung schließlich wird durch die Schulformzugehörigkeit bestimmt. Die Schulformzugehörigkeit wurde dummy-codiert mit dem Hauptschulbesuch als Referenzkategorie.

5.3 Modellprüfung

Die postulierten Zusammenhänge zwischen Merkmalen der familiären Lebensverhältnisse und Lesekompetenz wurden anhand von Strukturgleichungsmodellen überprüft. Dabei

gingen die Strukturmerkmale der Familienverhältnisse als manifeste Variablen ein. Die Prozessmerkmale (mit Ausnahme der Kinderzahl und der Familiensprache) und die Lesekompetenz wurden als latente Konstrukte modelliert. Pfad- und Determinationskoeffizienten des Grundmodells wurden mit Hilfe des Programms AMOS 4.0 (vgl. ARBUCKLE/WOTHKE 1999) geschätzt.

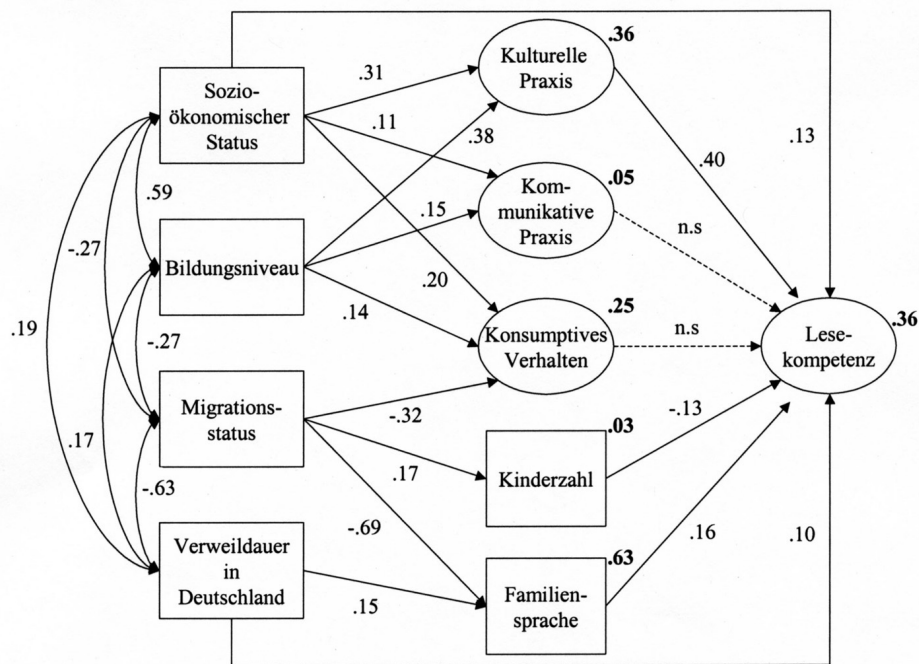
Das komplexere psychologische und institutionelle Mediationsmodell lässt sich nicht ohne drastische Reduktionen sinnvoll in einem einzigen Analyseschritt überprüfen. Deshalb wurde die konventionelle Strategie der sequentiellen Berechnung von Regressionsmodellen und des systematischen Vergleichs der Regressionsgewichte verwendet. Diese Analysen haben trotz der inferenzstatistischen Absicherung der Regressionskoeffizienten nur explorativen Status. Die Regressionsmodelle wurden mit der Software WesVar 4.2 (vgl. WESTAT 2002) geschätzt, die mit dem komplexen, geschachtelten Stichprobendesign durch die Verwendung von Jackknife-Methoden zur Schätzung der Standardfehler adäquat umgehen kann.

6 Ergebnisse

6.1 Anpassung des Grundmodells

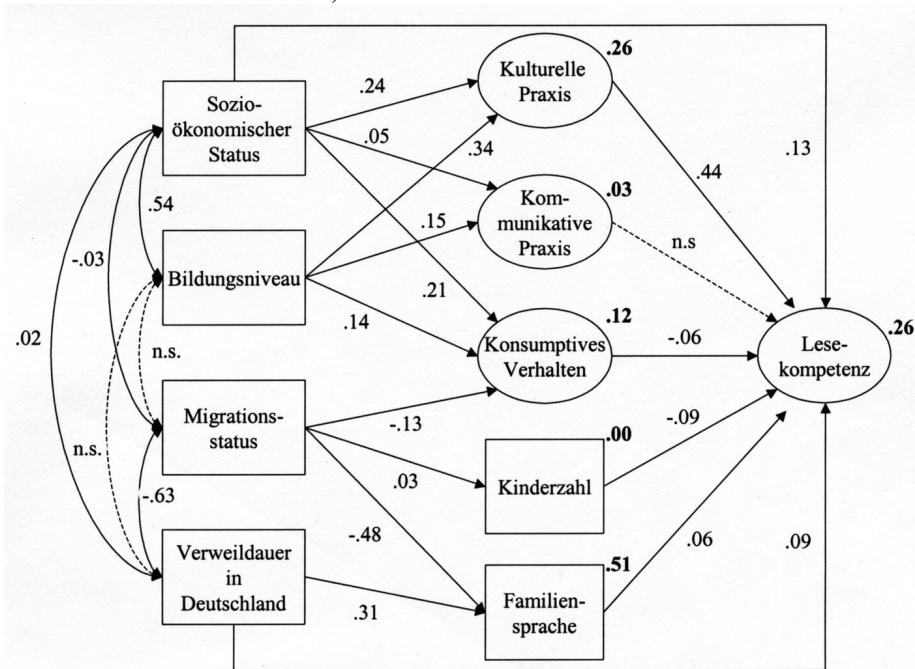
Aufgrund der unterschiedlichen Zuwanderungsmuster in alten und neuen Ländern der Bundesrepublik wurde entschieden, das Grundmodell zum Zusammenhang zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse und Lesekompetenz für Ost- und Westdeutschland getrennt zu schätzen. Die *Abbildungen 4 und 5* zeigen die schließlich angepassten Strukturmodelle. Als Strukturmerkmale der Familienverhältnisse dienen der jeweils höchste sozioökonomische Status und höchste Bildungsabschluss eines Elternteils, der Migrationsstatus von Vater und Mutter sowie die Verweildauer des Jugendlichen in Deutschland. Prozessmerkmale sind die kulturelle und kommunikative Praxis, das konsumptive Verhalten, die Kinderzahl und die Umgangssprache der Familie. Mit Ausnahme der Kinderzahl und der Familiensprache werden die Prozessmerkmale jeweils durch zwei Variablen im Messmodell indikatorisiert. Kriteriumsvariable ist die Lesekompetenz, die im Messmodell durch die drei in PISA separat erfassten Komponenten der Lesekompetenz – Informationsentnahme, textimmanente Interpretation sowie Reflektieren und Bewerten – dargestellt wird. Die Modelle für die alten und neuen Länder wurden im Zwei-Gruppen-Vergleich simultan angepasst, wobei für die beiden Messmodelle Tau-Äquivalenz – also die Invarianz der Faktorladungen – angenommen wurde. Die Modellgütekriterien weisen auf eine sehr gute Verträglichkeit des Modells mit den Daten hin (χ^2 (137, N = 34161) = 2994,2, $p=0.00$, RMSEA = 0.023, TLI = .98).¹

Abbildung 4: Strukturmodell zum Zusammenhang zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse und Lesekompetenz für die *alten Länder* der Bundesrepublik (Standardisierte Pfadkoeffizienten; Tau-äquivalentes Messmodell für alte und neue Länder; fettgedruckt Determinationskoeffizienten R^2)



Ein Blick auf den multiplen Determinationskoeffizienten der Lesekompetenz im Modell für die alten Länder liefert die erste Überraschung: Der durch die Variablen des Modells aufgeklärte Anteil der Varianz der Lesekompetenz liegt mit 36 % weit über dem schon hohen Wert von 19 %, den BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2001, S. 378) für den Zusammenhang zwischen den Strukturmerkmalen Sozialschichtzugehörigkeit, Migrationsstatus und Verweildauer in Deutschland einerseits und Lesekompetenz andererseits berichtet haben. Die Kopplung zwischen Merkmalen der familiären Lebensverhältnisse und schulischem Kompetenzerwerb wird systematisch und bedeutsam unterschätzt, wenn ausschließlich Strukturmerkmale berücksichtigt werden. Erst die simultane Berücksichtigung von Struktur- und Prozessmerkmalen der Familienverhältnisse vermittelt eine angemessene Vorstellung von den tatsächlich anzutreffenden Ungleichheitsrelationen. Die Kritik der qualitativen Sozialforschung an der unzulänglichen Erfassung sozialer und kultureller Herkunft in den meisten quantitativen Untersuchungen zur Sozialstruktur ist berechtigt. Vergleicht man den Befund für die alten Länder mit dem Resultat für Ost-Deutschland, wird das von BAUMERT/SCHÜMER (vgl. 2002) berichtete Ergebnis der geringeren Verknüpfung von sozialer Herkunft und Kompetenzerwerb in den neuen Ländern bestätigt. Aber auch in diesen Ländern wird die Bedeutung der sozialen Herkunft erheblich unterschätzt, wenn man nur Sozialschichtzugehörigkeit und Migrationsstatus bzw. Verweildauer in Deutschland berücksichtigt.

Abbildung 5: Strukturmodell zum Zusammenhang zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse und Lesekompetenz für die *neuen Länder* der Bundesrepublik (Standardisierte Pfadkoeffizienten; Tau-äquivalentes Messmodell für alte und neue Länder, fettgedruckt Determinationskoeffizienten R^2)



Sowohl in Ost- als auch in Westdeutschland sind die im Modell spezifizierten Prozessmerkmale wichtige Mediatoren sozialstruktureller Verhältnisse. Die Auswirkungen des Bildungsniveaus einer Familie auf den Erwerb von Lesekompetenz werden vollständig durch die kulturelle Praxis der Familie vermittelt. Ebenso wenig ist ein direkter Einfluss des Migrationsstatus einer Familie auf die Lesekompetenz von 15-Jährigen nachweisbar, wenn deren Verweildauer in Deutschland kontrolliert wird. In Übereinstimmung mit BOURDIEUS Annahmen scheint das kulturelle Kapital der beste Prädiktor für den Kompetenzerwerb in der Schule zu sein. Dagegen ist für die im Sinne von COLEMAN konzipierte kommunikative Praxis kein spezifischer, über die gemeinsame Wirkung mit den anderen Prozessmerkmalen hinausgehender Effekt nachweisbar. Allerdings könnte der negative Einfluss der Geschwisterzahl auch auf Folgen einer Veränderung der Kommunikationsmuster in der Familie hinweisen.

Ein Vergleich der beiden in den *Abbildungen 4 und 5* wiedergegebenen Modelle macht die unterschiedliche Bedeutung des Zuwanderungsstatus in den alten und neuen Ländern unmittelbar deutlich. Der Migrationsstatus einer Familie ist in den alten Ländern ein sozial, bildungsmäßig und kulturell – insbesondere im Hinblick auf das generative Verhalten – unterscheidendes Merkmal. Zugewanderte in den neuen Ländern sind hinsichtlich des sozioökonomischen Status, des Bildungsniveaus und der Familiengröße dagegen praktisch unauffällig – auch wenn sie zu Hause noch ihre Herkunftssprache als Familiensprache pflegen. Das Festhalten an der Herkunftssprache wirkt sich auch in deutlich ge-

ringern Maße, als dies in den alten Ländern der Fall ist, auf die Decodierfähigkeit der Kinder dieser Familien aus.

Erwartungsgemäß lassen sich schließlich zusätzlich direkte Effekte des sozioökonomischen Status und der Verweildauer in Deutschland auf den Erwerb der Lesekompetenz nachweisen. Diese Effekte sind in den alten und neuen Ländern praktisch gleich groß. Sie sind jedoch ohne Berücksichtigung institutioneller und psychologischer Vermittlungsprozesse inhaltlich nicht zu interpretieren.

6.2 Explorative Überprüfung des Mediationsmodells

Das in *Abbildung 3* skizzierte psychologische und institutionelle Mediationsmodell wurde mit einer Sequenz von Regressionsanalysen schrittweise überprüft. In die Regressionsmodelle gingen die Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse, die psychologischen Kennwerte und die Schulformzugehörigkeit jeweils blockweise ein. Zum ersten Block, der die Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse umfasst, gehören insgesamt 10 Prädiktoren. Den Block der psychologischen Mediationsmerkmale bilden die kognitiven Grundfähigkeiten und die Decodierfähigkeit als Approximation des Vorwissens sowie das Leseinteresse und metakognitive Lesestrategien als motivationale Variablen. Der Block enthält also vier Prädiktoren. Im institutionellen Block wird die Schulformzugehörigkeit mit drei dummy-Variablen (ja/nein) erfasst. Prädiktoren sind der Gesamtschul-, Realschul- und Gymnasialbesuch. Referenzkategorie ist der Hauptschulbesuch. Damit werden die Auswirkungen unterschiedlicher Schulformzugehörigkeit direkt vergleichbar.

Die Regressionskoeffizienten wurden mit WesVar 4.2 unter Berücksichtigung der geschichteten Datenstruktur geschätzt. Es werden nur signifikante standardisierte Koeffizienten berichtet. Die Veränderung der Regressionsgewichte von Modell zu Modell gibt Auskunft über die Struktur der Zusammenhänge zwischen den Prädiktorblöcken.

In den *Tabellen 2 und 3* sind die Ergebnisse der Modellrechnungen, getrennt für die alten und neuen Länder ausgewiesen. Das Modell I ist zunächst nur eine Replikation der in den *Abbildungen 4 und 5* dokumentierten Analysen – allerdings auf statistisch weniger elaboriertem Niveau. Die aufgeklärte Varianz der Lesekompetenz sinkt – messfehlerbedingt – für die alten Länder von $R^2 = .36$ auf $R^2 = .32$ und für neue Länder von $R^2 = .26$ auf $R^2 = .24$. Die Vorhersagen werden also unpräziser. Eine vergleichende Inspektion der Befunde zeigt überdies, dass in dem einfachen Regressionsmodell die spezifischen Effekte des Bildungsniveaus des Elternhauses und der kommunikativen Praxis in der Familie überschätzt werden.

Das Modell II repräsentiert ein psychologisches Mediationsmodell. Der multiple Determinationskoeffizient steigt auf $R^2 = .70$. Ein Blick auf die Regressionskoeffizienten zeigt, dass die stärksten Prädiktoren erwartungsgemäß die kognitiven Grundfähigkeiten, Decodierfähigkeit und motivationale Merkmale sind. Gleichzeitig sinken im Vergleich zu Modell I die Regressionsgewichte der Prozessmerkmale der familiären Lebensverhältnisse drastisch ab. Dies besagt, dass die Wirkung dieser Hintergrundmerkmale auf die Lesekompetenz primär über psychologische Prozesse vermittelt wird. Dies gilt insbesondere für die Auswirkungen der kulturellen Praxis einer Familie. Aber auch die Regressionsgewichte der sozialstrukturellen Merkmale in Modell II fallen niedriger als in Modell I aus. Die Effekte dieser Hintergrundvariablen – insbesondere der Effekt des Bildungsniveaus der Eltern – werden also ebenfalls in nicht unerheblichem Ausmaß über psychologische Prozesse transportiert.

Relativ hoch bleibt allerdings erwartungsgemäß der spezifische Effekt der Sozialschichtzugehörigkeit.

Tabelle 2: Regression der Lesekompetenz auf Merkmale der sozialen und kulturellen Herkunft, kognitive Grundfähigkeiten, motivationale Merkmale und Bildungsgang (alte Länder) (mit WesVar 4.2 geschätzte standardisierte Koeffizienten)

Herkunftsmerkmale/kognitive und motivationale Merkmale/Bildungsgang	Einfachkorrelation	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Soziokulturelle Strukturmerkmale					
Sozialschichtindex	0,42	0,18	0,07	0,04	0,03
Bildungsniveau der Eltern	0,39	0,09	0,02	n.s.	n.s.
Migrationsstatus der Familie	-0,30	n.s.	n.s.	-0,05	-0,02
Verweildauer des Jugendlichen in Deutschland	0,28	0,10	0,05	0,06	0,04
Kinderzahl in der Familie	-0,19	-0,11	-0,06	-0,05	-0,04
Soziokulturelle Prozessmerkmale					
Wohlstandsinvestitionen	0,26	0,04	0,02	0,03	n.s.
Familiensprache	0,31	0,11	0,04	0,08	0,05
Kommunikative Praxis	0,23	0,06	0,02	0,05	0,02
Kulturelle Aktivitäten	0,30	0,11	0,02	0,04	n.s.
Kulturelle Ressourcen	0,40	0,17	n.s.	0,08	n.s.
Psychologische Merkmale					
Kognitive Grundfähigkeiten	0,81		0,57		0,47
Decodierfähigkeit	0,56		0,18		0,15
Leseinteresse	0,44		0,13		0,12
Metakognitive Lernstrategien	0,23		0,06		0,05
Institutionelle Merkmale					
Gesamtschulbesuch	-0,04			0,17	0,06
Realschulbesuch	0,13			0,41	0,17
Gymnasialbesuch	0,57			0,67	0,28
R²		0,32	0,70	0,56	0,73

Modell III stellt ein rein institutionelles Mediationsmodell dar. In den institutionellen Regressionskoeffizienten bildet sich zu allererst die leistungsbezogene Selektion in die weiterführenden Schulformen ab. Bei Kontrolle der Schulformzugehörigkeit sinken erwartungsgemäß die Regressionsgewichte der familiären Hintergrundmerkmale – allerdings im Vergleich zu Modell II in unterschiedlicher Weise. Die strukturellen Merkmale der familiären Lebensverhältnisse verlieren stärker an Gewicht als die Prozessmerkmale; ihre Wirkung auf Lesekompetenz kommt also in hohem Maße durch Übergangentscheidungen zustande. Besonders erwähnt werden muss der Tatbestand, dass der Regressionskoeffizient der Sozialschichtzugehörigkeit im institutionellen Vermittlungsmodell niedriger als im psychologischen Vermittlungsmodell ausfällt, wobei dieser Befund nur für die alten Länder gilt. In der Differenz dieser Regressionskoeffizienten bilden sich die *sekundären* sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung ab.

Tabelle 3: Regression der Lesekompetenz auf Merkmale der sozialen und kulturellen Herkunft, kognitive Grundfähigkeiten, motivationale Merkmale und Bildungsgang (neue Bundesländer) (mit WesVar 4.2 geschätzte standardisierte Koeffizienten)

Herkunftsmerkmale/kognitive und motivationale Merkmale/Bildungsgang	Einfach-Korrelation	Modell I	Modell II	Modell III	Modell IV
Soziokulturelle Strukturmerkmale					
Sozialschichtindex	0,32	0,15	0,03	0,04	n.s.
Bildungsniveau der Eltern	0,29	0,08	0,03	0,04	0,02
Migrationsstatus der Familie	-0,18	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Verweildauer des Jugendlichen in Deutschland	0,21	0,12	0,05	0,10	0,05
Kinderzahl in der Familie	-0,17	-0,11	-0,02	-0,03	n.s.
Soziokulturelle Prozessmerkmale					
Wohlstandsinvestitionen	0,14	n.s.	n.s.	n.s.	n.s.
Familiensprache	0,19	0,06	n.s.	n.s.	n.s.
Kommunikative Praxis	0,23	0,08	0,03	0,04	0,03
Kulturelle Aktivitäten	0,29	0,14	0,04	0,07	0,02
Kulturelle Ressourcen	0,35	0,17	n.s.	0,08	n.s.
Psychologische Merkmale					
Kognitive Grundfähigkeiten	0,79		0,57		0,47
Decodierfähigkeit	0,50		0,20		0,16
Leseinteresse	0,42		0,13		0,13
Metakognitive Lernstrategien	0,28		0,07		0,06
Institutionelle Merkmale					
Gesamtschulbesuch	-0,14			0,22	n.s.
Realschulbesuch	0,00			0,53	0,15
Gymnasialbesuch	0,57			0,84	0,33
R²		0,24	0,64	0,53	0,68

Das vollständige Mediationsmodell wird in der Modellrechnung IV spezifiziert. Die erklärte Varianz der Lesekompetenz steigt auf 73 %. Das Modell weist damit eine sehr gute Anpassungsgüte auf. Die erklärungs mächtigsten Einzelprädiktoren sind erwartungsgemäß die Indikatoren, die Vorwissen approximieren. Die Auswirkungen der Prozessmerkmale familiärer Herkunft werden nahezu vollständig über psychologische und institutionelle Mechanismen vermittelt. In den alten Ländern hat die Familiensprache eine spezifische additive Bedeutung und die Regressionskoeffizienten für die kommunikative Praxis werden in Ost und West noch signifikant. Die direkten Effekte der Strukturmerkmale familiärer Lebensverhältnisse sind klein. Ob in den signifikanten Regressionsgewichten für die Sozialschichtzugehörigkeit in den alten und für das Bildungsniveau der Eltern in den neuen Ländern Benachteiligungen innerhalb der Schulformen zum Ausdruck kommen oder darin eher noch nicht kontrollierte Effekte der Übergangsauslese zu sehen sind, kann nur in Längsschnittstudien entschieden werden.

Die institutionellen Effekte der Schulformzugehörigkeit sind auch nach Kontrolle von Herkunfts- und psychologischen Prozessmerkmalen erheblich. In der unterschiedlichen Höhe der Regressionsgewichte bilden sich die differentiellen Entwicklungsmilieus der Sekundarschulformen ab. Überraschend ist, dass sich der Gesamtschulbildungsgang in den alten Ländern nur geringfügig, in den neuen Ländern gar nicht vom Hauptschulbesuch unterscheidet. Erwartungsgemäß bietet das Gymnasium unter dem Gesichtspunkt des Kompetenzerwerbs auch bei Kontrolle individueller Fähigkeitsunterschiede die günstigste Schulumwelt.

7 Zusammenfassung und Diskussion

Mithilfe von Strukturgleichungsmodellen konnte belegt werden, dass sich die soziale und kulturelle Herkunft im Zusammenspiel von Struktur- und Prozessmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse auf Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb in der Sekundarstufe auswirkt. Die disparitätserzeugenden Effekte von familiären Strukturmerkmalen werden überwiegend durch die kulturelle Praxis von Familien vermittelt. Disparitätsuntersuchungen, die sich auf die Analyse bivariater Zusammenhänge beschränken oder multivariat angelegt sind, aber nur Strukturmerkmale der Familienverhältnisse berücksichtigen, unterschätzen die Bedeutung der familiären Herkunft für den intergenerationellen Statuserhalt und den Kompetenzerwerb der nachwachsenden Generation systematisch. Erst die simultane Berücksichtigung von Struktur- und Prozessmerkmalen der Familienverhältnisse vermittelt eine angemessene Vorstellung der tatsächlich anzutreffenden Ungleichverhältnisse.

Das BOURDIEUSCHE Konzept des kulturellen Kapitals lässt sich auch in Large Scale Assessments sparsam operationalisieren und reliabel erfassen. Informationen über die kulturelle Praxis einer Familie tragen substantiell zur Vorhersage der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs der jüngeren Generation bei. Es spricht für die Konstruktvalidität des Konzepts, wenn durch dieses Prozessmerkmal die Auswirkungen des familiären Bildungsniveaus auf Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb vollständig vermittelt werden. Dagegen hat sich das im Sinne von COLEMAN konzipierte soziale Kapital empirisch weniger gut bewährt. In der vorliegenden Untersuchung wurde das soziale Kapital nur in einem Aspekt erfasst, nämlich dem der kommunikativen Praxis in der Familie. Trotz zufrieden stellender Reliabilität leistete diese Facette keinen eigenständigen Beitrag zur Vorhersage des Kompetenzerwerbs, obwohl erwartungsgemäß Zusammenhänge mit den Strukturmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse nachgewiesen werden konnten. Ob die unbefriedigende Konstruktvalidität eine Folge der Instrumentierung ist oder die von HALLINAN/KUBITSCHKEK (vgl. 1999) geäußerte Kritik an diesem Konstrukt bestätigt, muss offen bleiben.

Der Migrationsstatus einer Familie ist in den alten Ländern der Bundesrepublik ein sozial, bildungsmäßig und kulturell – insbesondere im Hinblick auf das generative Verhalten – unterscheidendes Merkmal. Aufgrund der selektiven Zuwanderung in die ehemalige DDR wirkt der Migrationsstatus in den neuen Ländern weniger diskriminierend. Sieht man einmal von der quantitativ unbedeutenden Gruppe der Asylbewerber ab, sind Zugewanderte in den neuen Ländern hinsichtlich ihres sozioökonomischen Status, des Bildungsniveaus und des generativen Verhaltens praktisch unauffällig – auch wenn sie zu Hause noch ihre Herkunftssprache als Familiensprache pflegen. Das Festhalten an der Herkunftssprache wirkt sich auch in geringerem Maße, als dies in den alten Ländern der Fall ist, auf die Lesekompetenz der Kinder dieser Familien aus.

Die Wirkung der Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse auf die Lesekompetenz wird im Wesentlichen über individuelle Fähigkeits- und Motivationsunterschiede und institutionelle Übergangsentscheidungen vermittelt. Die psychologischen und institutionellen Vermittlungsmechanismen tragen gemeinsam, aber auch jeweils spezifisch und damit kumulativ zu sozialen Unterschieden im Kompetenzerwerb bei.

Die Anlage der Untersuchung ist weniger geeignet, um verlässliche Aussagen über die *Entstehung* sekundärer sozialer Disparitäten zu treffen. In den explorativen Regressions-

analysen fanden sich allerdings Hinweise auf sekundäre Disparitäten der Bildungsbeteiligung in den alten Ländern, die auf direkte Effekte der Sozialschichtzugehörigkeit und damit vermutlich auf Motive des Statuserhalts zurückzuführen sind. Für die neuen Länder gab es keine entsprechenden Hinweise. Sekundäre Disparitäten des Kompetenzerwerbs, die innerhalb der Schulen des gegliederten Systems entstehen, konnten nicht ausgeschlossen werden. Die nachgewiesenen direkten Effekte von Strukturmerkmalen der Familienverhältnisse können sowohl als Beleg für sozial erzeugte sekundäre Ungleichheiten, aber auch als Ergebnis der in den Modellen nicht ausreichend erfassten Übergangsauslese interpretiert werden. In dieser Ambivalenz werden die Grenzen von Querschnittsuntersuchungen sichtbar.

Anmerkung

1 Die Kovarianzmatrix und die Parameterschätzungen des Messmodells können von den Autoren auf Anfrage bezogen werden.

Literatur

- ALEXANDER, K. L./ENTWISLE, D. R. (1996): Schools and children at risk. In BOOTH, A./DUNN, J. F. (Eds.): Family-school links. How do they affect educational outcomes? – Mahwah, pp. 67–88.
- ARBUCKLE, J. L./WOTHKE, W. (1999): Amos Users´ Guide – Version 4.0. – Chicago.
- BAUMERT, J./KÖLLER, O. (1998): Nationale und internationale Schulleistungsstudien. Was können sie leisten, wo sind ihre Grenzen? In: Pädagogik, 50. Jg., H. 6, S. 12-18.
- BAUMERT, J./SCHÜMER, G. (2001): Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. In BAUMERT, J. u.a. (Hrsg.): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. – Opladen, S. 323-407.
- BAUMERT, J./SCHÜMER, G. (2002): Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb im nationalen Vergleich. In BAUMERT, J. u.a. (Hrsg.): PISA 2000 – Die Länder der Bundesrepublik Deutschland im Vergleich. – Opladen, S. 159-202.
- BAUMERT, J./KÖLLER, O./SCHNABEL, K. U. (2000): Schulformen als differentielle Entwicklungsmilieus – Eine ungehörige Fragestellung? In: Gewerkschaft Erziehung und Wissenschaft GEW (Hrsg.): Messung sozialer Motivation. Eine Kontroverse. Frankfurt a. M., S. 28–68 (Schriftenreihe des Bildungs- und Förderungswerks der GEW, Nr. 14).
- BAUMERT u.a. 2002 = BAUMERT, J./ARTELT, C./KLIEME, E./NEUBRAND, M./PRENZEL, M./SCHIEFELE, U./SCHNEIDER, W./TILLMANN, K.-J./WEIB, M. (Hrsg.) (2002): PISA 2000 – Die Länder der Bundesrepublik Deutschland im Vergleich. – Opladen.
- BLOSSFELD, H.-P./SHAVIT, Y. (1993): Dauerhafte Ungleichheiten. Zur Veränderung des Einflusses der sozialen Herkunft auf die Bildungschancen in dreizehn industrialisierten Ländern. In: Zeitschrift für Pädagogik, 30. Jg., S. 25-52.
- BOUDON, R. (1974): Education, opportunity and social inequality. – New York.
- BOURDIEU, P. (1983): Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In: KRECKEL, R. (Hrsg.): Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt, Sonderband 2. S. 183-198.
- BRAUNS, H. (1999): Soziale Herkunft und Bildungserfolg in Frankreich. In: Zeitschrift für Soziologie, 28. Jg., H. 3, S. 197-218.
- BREEN, R./GOLDTHORPE, J. H. (1997): Explaining educational differentials. Towards a formal rational action theory. In: Rationality and Society, Vol. 9 (3), pp. 275-305.
- COLEMAN, J. (1988): Social capital in the creation of human capital. In: American Journal of Sociology, Vol. 94 (Issue Supplement), pp. S95-S120.
- DAHRENDORF, R. (1965): Gesellschaft und Demokratie in Deutschland. – München.
- DAHRENDORF, R. (1966): Bildung ist Bürgerrecht: Plädoyer für eine aktive Bildungspolitik. – Durchges. Aufl. – Hamburg.

- DIKA, S. L./SINGH, K. (2002): Applications of Social Capital in Educational Literature: A Critical Synthesis. In: Review of Educational Research, Vol. 72 (1), pp. 31-60.
- DITTON, H. (1992): Ungleichheit und Mobilität durch Bildung: Theorie und empirische Untersuchung über sozialräumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen. – Weinheim.
- ENTWISLE, D. R./ALEXANDER, K. L. (1992): Summer setback: Race, poverty, school composition, and mathematics achievement in the first two years of school. In: American Sociological Review, Vol. 57, pp. 72–84.
- ENTWISLE, D. R./ALEXANDER, K. L. (1994): Winter setback: School racial composition and learning to read. In: American Sociological Review, Vol. 59, pp. 446–460.
- ENTWISLE, D. R./ALEXANDER, K. L./OLSON, L. S. (1997): Children, schools, and inequality. – Boulder.
- ERIKSON, R./JONSSON, J. O. (1996): Explaining class inequality in education: The Swedish test case. In: ERIKSON, R./JONSSON, J. O. (Eds.): Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective. – Oxford, pp. 1–63.
- ERIKSON, R., GOLDTHORPE, J. H./PORTOCARERO, L. (1979): Intergenerational class mobility in three Western European societies: England, France and Sweden. In: British Journal of Sociology, Vol. 30, pp. 341–415.
- GANZEBOOM, H. B. G./TREIMAN, D. J. (1996): Internationally comparable measures of occupational status for the 1988 International Standard Classification of Occupations. In: Social Science Research, Vol. 25, pp. 201–239.
- GANZEBOOM u.a. 1992 = GANZEBOOM, H. B. G./GRAAF, P. M. DE/TREIMAN, D. J./LEEUEW, J. DE (1992): A standard international socio-economic index of occupational status. In: Social Science Research, Vol. 21, pp. 1–56.
- HALLINAN, M. T./KUBITSCHKEK, W. N. (1999): Conceptualizing and measuring school social networks: Comment on Morgan and Sørensen. In: American Sociological Review, Vol. 64 (5), pp. 687-693.
- HANDL, J. (1985): Mehr Chancengleichheit im Bildungssystem. Erfolg der Bildungsreform oder statistisches Artefakt? In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 37. Jg., S. 698-722.
- HELLER, K. A./PERLETH, C. (2000): Kognitiver Fähigkeitstest für 4.-12.Klassen (KFT 4-12+R). – Göttingen.
- HELSPER u.a. 2001 = HELSPER, W./BÖHME, J./KRAMER, R.-T./LINGKOST, A. (2001): Schulkultur und Schulmythos. – Opladen.
- HENZ, U./MAAS, I. (1995): Chancengleichheit durch die Bildungsexpansion. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Vol. 47, S. 605–633.
- HONAKER u.a. 2001 = HONAKER, J./JOSEPH, A./KING, G./SCHEVE, K./SINGH, N. (2001): AMELIA: A Program for Missing Data (Windows version). – Cambridge.
- KALMUN, M./KRAAYKAMP, G. (1996): Race, cultural capital, and schooling: An analysis of trends in the United States. In: Sociology of Education, Vol. 69, pp. 22-34.
- KÖHLER, H. (1992): Bildungsbeteiligung und Sozialstruktur in der Bundesrepublik: Zu Stabilität und Wandel der Ungleichheit von Bildungschancen. – Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- KUNTER u.a. 2002 = KUNTER, M./SCHÜMER, G./ARTELT, C./BAUMERT, J./KLIEME, E./NEUBRAND, M./PRENZEL, M./SCHIEFELE, U./SCHNEIDER, W./STANAT, P., TILLMANN, K.-J./WEIB, M. (2002): PISA 2000: Dokumentation der Erhebungsinstrumente. – Berlin: Max-Planck-Institut für Bildungsforschung.
- LEHMANN, R. H./PEEK, R./GÄNSFUß, R. (1997): Aspekte der Lernausgangslage von Schülerinnen und Schülern der fünften Klassen an Hamburger Schulen – Bericht über die Untersuchung im September 1996. – Hamburg: Behörde für Schule, Jugend und Berufsbildung, Amt für Schule.
- LESCHINSKY, A./MAYER, K. U. (1999): (Eds.): The comprehensive school experiment revisited: Evidence from Western Europe. – Frankfurt a.M.
- LITTLE, R. J./RUBIN, D. B. (1987): Statistical analysis with missing data. – New York.
- MEHAN, H. (1992): Understanding Inequality in Schools: The Contribution of Interpretive Studies. In: Sociology of Education, No. 651, pp. 1-20.
- MERKENS, H./WESSEL, A. (2002): Zur Genese von Bildungsentscheidungen. Eine empirische Studie in Berlin und Brandenburg. – Hohengehren (Jugendforschung aktuell, Bd. 7).
- MEULEMANN, H. (1992): Expansion ohne Folgen? Bildungschancen und sozialer Wandel in der Bundesrepublik. In: GLATZER, W. (Hrsg.): Entwicklungstendenzen der Sozialstruktur. – Frankfurt/M., S. 123-157.

- MEULEMANN, H./WIESE, W. (1984): Bildungsexpansion und Bildungschancen. In: Zeitschrift für Sozialisationsforschung und Erziehungssoziologie, 4. Jg., S. 287–306.
- MÜLLER, W. (1996): Class inequalities in educational outcomes: Sweden in comparative perspective. In: ERIKSON, R./JONSSON, J. O. (Eds.): Can education be equalized? The Swedish case in comparative perspective. – Oxford, pp. 145–182.
- MÜLLER, W./HAUN, D. (1994): Bildungsungleichheit im sozialen Wandel. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 46. Jg., S. 1–42.
- PORTES, A. (1998): Social capital: Its origins and applications in modern sociology. In: Annual Review of Sociology, Vol. 24, S. 1–24.
- ROLFF, H.-G. (1997): Sozialisation und Auslese durch die Schule. – Weinheim.
- ROSCIGNO, V. J./AINSWORTH-DARNELL, J. W. (1999): Race, cultural capital, and educational resources: Persistent inequalities and achievement returns. In: Sociology of Education, Vol. 72, pp. 158–178.
- SCHELSKY, H. (1961): Die Bedeutung des Klassenbegriffes für die Analyse unserer Gesellschaft. In: Jahrbuch für Sozialwissenschaft, Zeitschrift für Wirtschaftswissenschaften. Bd. 12, S. 237–269.
- SCHIMPL-NEIMANN, B. (2000): Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. In: Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, 52. Jg., S. 637–669.
- SCHNABEL, K. U./SCHWIPPERT, K. (2000): Einflüsse sozialer und ethnischer Herkunft beim Übergang in die Sekundarstufe II und den Beruf. In BAUMERT, J./BOS, W./LEHMANN, R. H. (Hrsg.): TIMSS/III. Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie – Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn: Bd. 1. Mathematische und naturwissenschaftliche Grundbildung am Ende der Pflichtschulzeit. – Opladen, S. 261–300.
- SHAVIT, Y./BLOSSFELD, H.-P. (1993): Persistent inequality: Changing educational stratification in thirteen countries. – Boulder.
- STANTON-SALAZAR, R. D. (2001): Manufacturing hope and despair: The school and kin support networks of U.S.-Mexican youth. – New York: Teachers College Press.
- WESSEL, A./MERKENS, H./DOHLE, K. (1997): Entscheidung ins Ungewisse. Schulwahlverhalten von Eltern und Schülern in Berlin und Brandenburg. – Berlin: Freie Universität, Institut für Allgemeine Pädagogik.
- WESTAT (2002): WesVar 4.2, User's Guide. – Rockville.
- WIESE, W. (1986): Schulische Umwelt und Chancenverteilung. In: Zeitschrift für Soziologie, 15. Jg., H. 3, S. 188–209.
- WOLTER, K. (1985): Introduction to variance estimation. – New York.
- ZINNECKER, J./SILBEREISEN, R. K. (1996): Kindheit in Deutschland. Aktueller Survey über Kinder und ihre Eltern. – Weinheim.

Anschrift der Verfasser: Prof. Dr. Jürgen Baumert, Dr. Rainer Watermann, Dr. Gundel Schümer; Max-Planck-Institut für Bildungsforschung, Lentzeallee 94, 14195 Berlin, Tel.: 030-82406-303, E-mail: sekbaumert@mpib-berlin.mpg.de