

Ehmke, Timo

Soziale Disparitäten im Lesen und in Mathematik innerhalb von Schulklassen

Jude, Nina [Hrsg.]; Klieme, Eckhard [Hrsg.]: PISA 2009 - Impulse für die Schul- und Unterrichtsforschung. Weinheim u.a. : Beltz 2013, S. 63-83. - (Zeitschrift für Pädagogik, Beiheft; 59)

urn:nbn:de:0111-opus-78300



in Kooperation mit / in cooperation with:

BELTZ JUVENTA

<http://www.juventa.de>

Nutzungsbedingungen / conditions of use

Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Die Nutzung stellt keine Übertragung des Eigentumsrechts an diesem Dokument dar und gilt vorbehaltlich der folgenden Einschränkungen: Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. Use of this document does not include any transfer of property rights and it is conditional to the following limitations: All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.
By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Kontakt / Contact:

peDOCS
Deutsches Institut für Internationale Pädagogische Forschung (DIPF)
Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft
Informationszentrum (IZ) Bildung
Schloßstr. 29, D-60486 Frankfurt am Main
E-Mail: pedocs@dipf.de
Internet: www.pedocs.de

Zeitschrift für Pädagogik · 59. Beiheft

PISA 2009 – Impulse für die Schul- und Unterrichtsforschung

Herausgegeben von
Nina Jude und Eckhard Klieme

BELTZ JUVENTA

Die in der Zeitschrift veröffentlichten Beiträge sind urheberrechtlich geschützt. Alle Rechte, insbesondere das der Übersetzung in fremde Sprachen, bleiben dem Beltz-Verlag vorbehalten.

Kein Teil dieser Zeitschrift darf ohne schriftliche Genehmigung des Verlages in irgendeiner Form – durch Fotokopie, Mikrofilm oder ein anderes Verfahren – reproduziert oder in eine von Maschinen, insbesondere Datenverarbeitungsanlagen, verwendbare Sprache übertragen werden. Auch die Rechte der Wiedergabe durch Vortrag, Funk- und Fernsehsendung, im Magnettonverfahren oder auf ähnlichem Wege bleiben vorbehalten. Fotokopien für den persönlichen oder sonstigen eigenen Gebrauch dürfen nur von einzelnen Beiträgen oder Teilen daraus als Einzelkopie hergestellt werden. Jede im Bereich eines gewerblichen Unternehmens hergestellte oder genutzte Kopie dient gewerblichen Zwecken gem. § 54 (2) UrhG und verpflichtet zur Gebührenzahlung an die VG Wort, Abteilung Wissenschaft, Goethestr. 49, 80336 München, bei der die einzelnen Zahlungsmodalitäten zu erfragen sind.

© 2013 Beltz Juventa · Weinheim und Basel

www.beltz.de · www.juventa.de

Herstellung: Lore Amann

Gesamtherstellung: Beltz Bad Langensalza GmbH, Bad Langensalza

E-Book

ISSN 0514-2717

Bestell-Nr. 443501

Inhaltsverzeichnis

Nina Jude/Eckhard Klieme

PISA 2009 – Impulse für die Schul- und Unterrichtsforschung.

Einleitung zum Beiheft 7

Schul- und Unterrichtsbedingungen

Brigitte Steinert/Jan Hochweber/Silke Hertel

Lesekompetenz und Lesefreude von Schülerinnen und Schülern und bildungsstandardbezogene Kompetenzüberzeugungen und Lerngelegenheiten in Schule und Unterricht 12

Silke Hertel/Simone Bruder/Nina Jude/Brigitte Steinert

Elternberatung an Schulen im Sekundarbereich. Schulische Rahmenbedingungen, Beratungsangebote der Lehrkräfte und Nutzung von Beratung durch die Eltern .. 40

Timo Ehmke

Soziale Disparitäten im Lesen und in Mathematik innerhalb von Schulklassen .. 63

Schülerinnen und Schüler mit Migrationshintergrund

Aileen Edele/Petra Stanat/Susanne Radmann/Michael Segeritz

Kulturelle Identität und Lesekompetenz von Jugendlichen aus zugewanderten Familien 84

*Robin Segerer/Alexandra Marx/Petra Stanat/Wolfgang Schneider/Thorsten Roick/
Peter Marx*

Determinanten der Lesekompetenz bei Jugendlichen nicht deutscher Herkunftssprache. Zur Bedeutung der Spracherwerbsreihenfolge im Falle von Mehrsprachigkeit 111

Trends und Veränderungen

Timo Ehmke/Eckhard Klieme/Petra Stanat

Veränderungen der Lesekompetenz von PISA 2000 nach PISA 2009. Die Rolle von Unterschieden in den Bildungswegen und in der Zusammensetzung der Schülerschaft 132

Dorothea Mildner/Jan Hochweber/Andreas Frey

Vergleichende Analysen der Kompetenzen von Fünfzehnjährigen und Neuntklässlern in den deutschen PISA-Erhebungen 2003 bis 2009 151

Linda Marie Bischof/Jan Hochweber/Johannes Hartig/Eckhard Klieme

Schulentwicklung im Verlauf eines Jahrzehnts – Erste Ergebnisse des PISA-Schulpanels 172

Grundlagen und konzeptionelle Ansätze

Nina Jude/Johannes Hartig/Stefan Schipolowski/Katrin Böhme/

Petra Stanat

Definition und Messung von Lesekompetenz. PISA und die Bildungsstandards .. 200

Eckhard Klieme/Svenja Vieluf

Schulische Bildung im internationalen Vergleich. Ein Rahmenmodell für Kontextanalysen in PISA 229

Timo Ehmke

Soziale Disparitäten im Lesen und in Mathematik innerhalb von Schulklassen

1. Einleitung

Die enge Kopplung zwischen den erreichten Kompetenzen von Jugendlichen in Deutschland und den Merkmalen ihrer sozialen Herkunft ist insbesondere seit PISA 2000 wieder Gegenstand empirischer Untersuchungen und bildungspolitischer Diskussionen. Die regelmäßige Auswertung der Daten der PISA-Studien zeigt, dass sich die Situation von Jugendlichen aus den unteren sozialen Schichten von PISA 2000 nach PISA 2009 insgesamt verbessert hat. Dennoch erreichen Jugendliche mit einem niedrigen sozioökonomischen Status durchschnittlich immer noch deutlich geringere Kompetenzen als Gleichaltrige, deren Eltern einen höheren sozioökonomischen Status aufweisen (OECD, 2010; Ehmke & Jude, 2010). Neben der regelmäßigen Beschreibung und Quantifizierung von sozialen Disparitäten des Kompetenzerwerbs ist aber von wesentlichem Interesse, welche bildungspolitischen und schulischen Maßnahmen dazu beitragen, um diese abzuschwächen oder gar nicht erst entstehen zu lassen. Maaz, Baumert & Trautwein (2009) haben hier vier Erklärungsansätze unterschieden, die für die Genese sozialer Ungleichheit im institutionellen Kontext der Schule relevant sind. Der erste Erklärungsansatz bezieht sich auf das Entscheidungsverhalten bei Bildungsübergängen und verweist darauf, dass soziale Ungleichheiten in der Bildungsbeteiligung zu einem Teil durch sozialschichtabhängige Entscheidungen der Eltern und durch ein sozial selektives Beratungs- und Empfehlungsverhalten von Lehrkräften entstehen (Boudon, 1974; Ditton, Krüsken & Schauenberg, 2005; Maaz & Nagy, 2009). Zweitens können soziale Disparitäten des Kompetenzerwerbs auch außerhalb des institutionellen Bildungssystems verstärkt werden. Ein Beispiel hierfür ist der sogenannte Sommerferieneffekt, der sozial differenzielle Lernentwicklungen während der Sommerferien beschreibt. Demnach profitieren Kinder aus anregungsreicheren Herkunftsmilieus über die Sommerferien stärker in ihrer Lernentwicklung als Kinder aus weniger anregungsreichen Herkunftsfamilien (Cooper, Nye, Charlton, Lindsay & Greathouse, 1996; Becker, Stanat, Baumert & Lehmann, 2008). Als Drittes ist die Entstehung von sozialen Disparitäten *zwischen* Bildungsinstitutionen zu nennen. Eine Ursache für solche institutionellen Effekte liegt in der sozialschichtabhängigen Zusammensetzung der Schülerinnen und Schüler in unterschiedlichen Schulformen. Mit solchen sozial unterschiedlichen Klassenkompositionen sind differenzielle Lern- und Entwicklungsmilieus verbunden, die zu einer unterschiedlichen Leistungsentwicklung zwischen den Schulformen führen können (Baumert, Stanat & Watermann, 2006; Maaz, Trautwein, Lüdtke & Baumert, 2008; Hattie, 2002; Opdenakker & van Damme, 2001; Thrupp, Lauder & Robinson, 2002). Letztlich können soziale Disparitäten des Kompetenzerwerbs aber auch *innerhalb* von Bildungsin-

stitutionen entstehen, also innerhalb von Schulen oder von Schulklassen. Aus schulpädagogischer und bildungspolitischer Perspektive ist insbesondere dieser letzte Bereich relevant. Denn im Gegensatz zu den anderen Entstehungsmustern könnten hier prinzipiell pädagogische Interventionen ansetzen oder Routinen innerhalb von Schulen verändert werden, um gewünschte Entkopplungseffekte zu erzielen. In der Forschung wurde dieser Ursachenbereich noch relativ wenig untersucht (Maaz, Baumert & Trautwein, 2009). Auf bislang vorliegende theoretische Annahmen und Befunde wird im Folgenden eingegangen.

1.1 Entstehung von sozialen Disparitäten innerhalb von Schulklassen

Wie können soziale Disparitäten beim Kompetenzerwerb erklärt werden, die innerhalb von Schulklassen entstehen? Eine erste Annahme bezieht sich auf eine Wechselwirkung zwischen Herkunftsmerkmalen der Schülerinnen und Schüler und dem Angebot bzw. der effektiven Nutzung von schulischen Lerngelegenheiten. Schulische Ressourcen und Lerngelegenheiten werden möglicherweise von Schülerinnen und Schülern aus verschiedenen sozialen Schichten unterschiedlich effektiv genutzt (vgl. Maaz, Baumert & Trautwein, 2009). Die theoretischen Arbeiten von Bourdieu & Passeron (1971) erklären diese Wechselwirkung durch eine bessere Passung zwischen den geforderten schulischen Verhaltensnormen und Sprachcodes einerseits und dem sozialen und kulturellen Habitus von Schülerinnen und Schülern aus mittleren und oberen Sozialschichten andererseits. Kinder und Jugendliche aus unteren Sozialschichten weisen nach diesem Ansatz einen auf schulische Anforderungen weniger passenden kulturellen Habitus auf, was zu einer weniger effektiven Nutzung der schulischen Lerngelegenheiten führt (vgl. Bourdieu, 1982).

Ein zweiter Erklärungsansatz besteht nach Maaz, Baumert & Trautwein (2009, S. 80) darin, „dass eine sozial (und ethnisch) selektive Erwartungs-, Wertschätzungs- und Belohnungsstruktur in Bildungsinstitutionen für über die Schullaufbahn wachsende soziale Disparitäten verantwortlich ist (vgl. Lehmann, Peek & Gänsfuß, 1997)“. So konnte beispielsweise anhand der Daten aus PISA 2003 gezeigt werden, dass Eltern mit höherem Bildungsabschluss auch eine höhere fachspezifische Wertschätzung aufweisen, eine ausgeprägtere Lernunterstützung bieten und anspruchsvollere Bildungsaspirationen verfolgen als Eltern, die eher niedrigere Bildungsabschlüsse aufweisen (Ehmke & Siegle, 2008; Ehmke, 2008).

Über diese beiden Erklärungsansätze hinaus kann angenommen werden, dass die Wechselwirkung zwischen der sozialen Herkunft der Schülerinnen und Schüler und dem schulischen Lernerfolg innerhalb einer Klasse sowohl von strukturellen Merkmalen der Klassenzusammensetzung als auch von prozessorientierten Unterrichts- oder Schulmerkmalen beeinflusst wird (Steuer, Berner & Dresel, 2010). Zu strukturellen Merkmalen zählen alle Aspekte, die die Zusammensetzung der Schulklasse charakterisieren, wie etwa der mittlere sozioökonomische Status, der Anteil von Schülerinnen und Schülern mit nicht-deutscher Familiensprache oder die Leistungsheterogenität inner-

halb einer Klasse. Unter prozessorientierten Merkmalen des Unterrichts oder der Schule können Förder- oder Unterrichtsaspekte verstanden werden, die auf eine eher kompensatorische Wirkung abzielen. Dazu zählen etwa das Gewähren von inner- und außerunterrichtlichen Fördermaßnahmen oder das Anbieten von Hausaufgabenbetreuungen und anderen lernförderlichen Ganztagsangeboten.

1.2 Empirische Befunde zu sozialen Disparitäten innerhalb von Schulklassen

Wie hoch sind in Deutschland die sozialen Disparitäten des Kompetenzerwerbs *innerhalb* von Schulklassen im Vergleich zu den sozialen Unterschieden *zwischen* den Schulen ausgeprägt? Repräsentative Befunde für die Fünfzehnjährigen in Deutschland liegen aus PISA 2009 vor. Das Verhältnis dieser beiden Disparitätsmaße kann anhand der Steigungen der sozialen Gradienten innerhalb und zwischen Schulen abgeschätzt werden. Die Befunde (OECD, 2010, S. 115) ergaben hier, dass bei den Fünfzehnjährigen in Deutschland die sozialen Gradienten zwischen den Schulen bedeutsam steiler ausfallen als im Durchschnitt der OECD-Staaten. Mehr als drei Viertel der Unterschiede in der mittleren Lesekompetenz zwischen den Schulen lassen sich durch Unterschiede in dem durchschnittlichen sozialen Hintergrund der Schülerinnen und Schüler auf Schulebene erklären. Demnach kann man in Deutschland leistungsstarke Schulen, deren Schülerinnen und Schüler einen hohen mittleren sozioökonomischen Status aufweisen, relativ deutlich von eher leistungsschwachen Schulen abgrenzen, deren Schülerinnen und Schüler überwiegend aus weniger privilegierten Herkunftsfamilien stammen. Entsprechend unterscheiden sich auch die Steigungen der sozialen Gradienten der Lesekompetenz innerhalb und zwischen den Schulen. Während für Deutschland die Steigung des sozialen Gradienten der Lesekompetenz innerhalb der Schulen bei 10 Punkten liegt, fällt die Steigung des sozialen Gradienten zwischen den Schulen mit 122 Punkten um ein Vielfaches höher aus (OECD, 2010, S. 189-190).

Die hohe Kopplung zwischen sozialer Herkunft und Lesekompetenz kann in Deutschland somit vor allem über den herkunftsspezifischen Besuch bestimmter Schulen bzw. bestimmter Schulformen erklärt werden. Dennoch lässt sich in PISA 2009 auch innerhalb der Schulen ein nachweisbarer Herkunftseffekt feststellen. Welche Bedingungsfaktoren sind nun für eine hohe oder geringe Kopplung innerhalb von Schulen bzw. Klassen ausschlaggebend? Ma & Klinger (2000) und Ma (2000) konnten hierzu an einer kanadischen Stichprobe von Sechstklässlern zeigen, dass die innerschulische Steigung der sozialen Gradienten für die Mathematikleistung umso stärker ausfiel, je mehr Schülerinnen und Schüler eine Schule besuchten und je stärker die schulbezogene Unterstützung der Eltern ausfiel. Dieser Zusammenhang ließ sich nur für die Mathematikleistung, aber nicht für die Domänen Naturwissenschaften, Lesen oder Schreiben nachweisen. Auch waren das disziplinäre Klima an den Schulen und der schulische Leistungsdruck keine bedeutsamen Prädiktoren für die Höhe der innerschulischen sozialen Disparitäten.

In einer deutschsprachigen Studie zeigten Steuer, Berner & Dresel (2010), dass sich keine Effekte von strukturellen Merkmalen, gemessen am Anteil von Schülerinnen und Schülern mit nicht-deutscher Familiensprache sowie am mittleren sozioökonomischen Status, auf das klassenspezifische Ausmaß von Leistungsdisparitäten belegen lassen. Hingegen fand sich in einer Teilstudie ein Effekt der individuellen Bezugsnormorientierung der Lehrkraft auf den klassenspezifischen Zusammenhang zwischen dem sozioökonomischen Status und der Schulleistung.

Inwieweit innerschulische soziale Disparitäten konsistent zwischen fachlichen Domänen sind, wurde von Ma (2000) untersucht. Die Höhe der sozialen Gradienten innerhalb von Schulen korrelierte signifikant zwischen den Domänen Mathematik, Naturwissenschaften, Lesen und Schreiben ($0.54 < r < 0.82$). Die engsten Zusammenhänge ergaben sich für die innerschulischen sozialen Gradienten im Lesen und im Schreiben ($r = .82$) und in Mathematik und in den Naturwissenschaften ($r = .70$). In einer weiteren Studie konnte ein enger Zusammenhang zwischen den innerschulischen sozialen Gradienten in Mathematik und Naturwissenschaften ebenfalls bestätigt werden (Ma, 2001). Insgesamt liegen somit erste Befunde zur Höhe von klassen- und schulspezifischen sozialen Disparitäten in schulischen Leistungen vor. Inwieweit diese zusätzlich durch kompensatorische Fördermaßnahmen im Unterricht oder in Schulen abgeschwächt werden können, ist bislang noch weitgehend ungeklärt (vgl. auch Ditton, 2010).

2. Fragestellungen

Ziel dieser Studie ist es, die klassenspezifischen sozialen Disparitäten im Lesen und in der Mathematik an einer repräsentativen Stichprobe von Neuntklässlern aus Deutschland zu untersuchen und folgenden Fragestellungen nachzugehen:

1. Wie hoch fallen die klassenspezifischen sozialen Disparitäten im Lesen und in der Mathematik für Schülerinnen und Schüler in der neunten Klassenstufe aus?
2. Inwieweit fallen die klassenspezifischen sozialen Disparitäten in den Domänen Mathematik und Lesen konsistent aus?
3. Inwieweit lassen sich klassenspezifische soziale Disparitäten durch strukturelle Klassenmerkmale und unterrichtsbezogene und außerschulische Fördermaßnahmen erklären?

Zu 1.: Anhand der repräsentativen Stichprobe der Neuntklässler aus PISA 2009 soll in einer ersten deskriptiven Analyse insgesamt und getrennt nach Schulformen ausgewertet werden, wie hoch der klassenspezifische Zusammenhang zwischen den erreichten Kompetenzen im Lesen oder in der Mathematik und der sozialen Herkunft der Jugendlichen ausfällt. Es ist anzunehmen, dass sich statistisch bedeutsame klassenspezifische Disparitäten nachweisen lassen. Es kann weiter vermutet werden, dass aufgrund der sozial selektiven Bildungsbeteiligung die klassenspezifischen Disparitäten zwischen den Schulformen variieren. Ferner soll geprüft werden, ob die klassenspezifischen Dispari-

täten in der mathematischen Kompetenz höher oder geringer ausfallen als in der Lesekompetenz. Für beide Richtungen lassen sich theoretische Argumente finden. Für höhere klasseninterne Disparitäten im Lesen als in der Mathematik lässt sich theoretisch argumentieren, dass die Lesekompetenz zu einem hohen Anteil auch außerschulisch erworben wird und somit stärker von der familiären kulturellen Praxis abhängig ist. Für höhere klasseninterne Disparitäten in der Mathematik als im Lesen spricht dagegen, dass gerade im mathematischen Bereich die häusliche Unterstützung etwa bei den Hausaufgaben relevant ist und dass Unterschiede in der sozialen Herkunft damit stärker zum Tragen kommen könnten. Auch zielen unterrichtliche und schulische Förderungen vor allem auf die sprachlichen Fähigkeiten ab und liegen weniger im mathematisch-naturwissenschaftlichen Bereich.

Zu 2.: Um zu untersuchen, inwieweit die Höhe der klassenspezifischen sozialen Disparitäten konsistent über die Domänen Mathematik und Lesen ist, wird der Zusammenhang zwischen den Gradientensteigungen im Lesen und in der Mathematik auf der Klassenebene analysiert. Sollte dieser Zusammenhang gering ausfallen, könnte dies ein Hinweis darauf sein, dass klassenspezifische soziale Disparitäten vor allem durch fachspezifische oder lehrkraftabhängige Unterrichtsmerkmale oder eine domänenspezifische Förderung bedingt sind. Ein enger Zusammenhang würde hingegen stärker die Annahme stützen, dass Kinder und Jugendliche aus höheren Sozialschichten allgemein eine effektivere Nutzung der schulischen Lerngelegenheiten gelingt.

Zu 3.: In dem dritten Auswertungsschritt werden mögliche Bedingungsfaktoren für klassenspezifische soziale Disparitäten anhand von Slope-As-Outcome-Modellen analysiert (Raudenbush & Bryk, 2002). Relevante Prädiktoren können sich zum einen auf strukturelle Klassenmerkmale beziehen, die die Zusammensetzung der Schulklassen anhand von Kontextvariablen wie dem Migrationsanteil charakterisieren, oder zum anderen eher unterrichtsbezogene oder außerunterrichtliche Förderangebote umfassen. Eine höhere Vorhersagekraft ist eher für die unterrichtsbezogenen oder außerunterrichtlichen Förderangebote zu erwarten. So fallen klassenspezifische Leistungsdisparitäten möglicherweise geringer aus, wenn sich der Unterricht durch einen binnendifferenzierten Umgang mit leistungsschwachen Schülerinnen und Schülern auszeichnet (vgl. Bos, Dohe, Kowoll, Platz & Schuster, 2010; Bos & Scharenberg, 2010). Auch ist zu erwarten, dass unterrichtliche Kompensationsmaßnahmen und schulische Nachmittagsangebote wie Hausaufgabenbetreuung zu einer Reduktion von klasseninternen Leistungsunterschieden beitragen.

3. Datengrundlage und Methodik

3.1 Stichprobe

Die Studie basiert auf den Daten der nationalen Erweiterung der PISA-Stichprobe von Schülerinnen und Schülern der 9. Klassenstufe in Deutschland (Klieme et al., 2010). Neben den Kompetenzmessungen bei den Jugendlichen im Lesen, in Mathematik und in den Naturwissenschaften wurden auch Eltern, Lehrkräfte und Schulleitungen so-

wie die Schülerinnen und Schüler befragt, um die Rahmenbedingungen des schulischen Lernens zu erfassen (Jude & Klieme, 2010). Insgesamt haben in Deutschland $N = 9461$ Schülerinnen und Schüler aus 393 Schulklassen der neunten Jahrgangsstufe an der Studie teilgenommen. Von den Analysen ausgeschlossen wurden vier Schulklassen, die weniger als 10 Schülerinnen und Schüler umfassten. Eine ausreichende Stichprobengröße für die Schätzungen der klassenspezifischen Disparitäten wurde somit sichergestellt. Die finale Klassenstichprobe umfasst 77 Schulklassen von Hauptschulen, 30 Klassen von Schulen mit mehreren Bildungsgängen, 111 Klassen von Realschulen, 36 Klassen von Integrierten Gesamtschulen und 135 Gymnasialklassen. Ergänzende Informationen zum Erhebungsdesign und zur Stichprobenziehung von PISA 2009 in Deutschland geben Jude & Klieme (2010).

3.2 Auswertungsmethoden

Um zu überprüfen, inwieweit sich Schulklassen unterschiedlicher Schulformen hinsichtlich des Zusammenhangs von erreichten Kompetenzen und sozialer Herkunft der Jugendlichen unterscheiden, werden in einem ersten Schritt Regressionsanalysen auf der Ebene von Schulklassen durchgeführt. Im nächsten Auswertungsschritt wird dann der Zusammenhang zwischen den klassenspezifischen Disparitäten in Mathematik und im Lesen anhand eines Streudiagramms grafisch veranschaulicht und anhand des Korrelationsmaßes quantifiziert. Im dritten Schritt wird für die Analyse von Bedingungsfaktoren für die klassenspezifischen Disparitäten ein mehrebenenanalytisches Vorgehen gewählt. Hierbei wird ein Vorhersagemodell auf zwei Ebenen spezifiziert, das neben Individualmerkmalen auch Klassenmerkmale einbezieht. Im Folgenden soll anhand eines vereinfachten Beispiels kurz dargestellt werden, wie die Vorhersage der Gradientensteigungen durch Klassenmerkmale im Rahmen des mehrebenenanalytischen Ansatzes modelliert werden kann. Diese Darstellung basiert auf einer Beschreibung von Kontextanalysen in einem Beitrag von Stanat (2006; vgl. auch Lüdtke, Robitzsch & Köller, 2002).

Im folgenden Modell wird auf der Individualebene angenommen, dass sich die Leistung Y eines Schülers i in der Schulklasse j aus dem Achsenabschnittsparameter β_{0j} der Schulklasse j , dem Einfluss β_{1j} des sozioökonomischen Status des Schülers i in der Schulklasse j , dem Einfluss β_{2j} des Vorwissens des Schülers i in der Schulklasse j und einem Residualterm e_{ij} zusammensetzt:

$$(1) Y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j} (\text{soz. Status})_{ij} + \beta_{2j} (\text{Vorwissen})_{ij} + e_{ij}$$

In dieser Gleichung stellt der Achsenabschnittsparameter β_{0j} die mittlere Leistung in der Schulklasse j dar, korrigiert um die Effekte des sozioökonomischen Status und des Vorwissens auf der Individualebene. Der Achsenabschnittsparameter β_{0j} wird als Variable behandelt, die zwischen Schulklassen variieren kann:

$$(2) \beta_{0j} = \gamma_{00} + u_{0j}$$

Auf der Klassenebene wird der Steigungsparameter β_{1j} , der den sozialen Gradienten innerhalb einer Schulklasse j beschreibt, als abhängige Variable behandelt, die zwischen Schulklassen variieren kann. Soll nun beispielsweise untersucht werden, ob die Steigung des sozialen Gradienten vom Angebot einer Fördermaßnahme (Förderangebot) abhängt, so lautet die entsprechende Gleichung:

$$(3) \beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11} (\text{Förderangebot})_j + u_{1j}$$

Der Steigungsparameter β_{1j} wird also vorhergesagt durch den Koeffizienten γ_{10} , der die mittlere Steigung der sozialen Gradienten über alle Schulklassen hinweg repräsentiert, durch den Einfluss γ_{11} des Förderangebots in den Schulklassen und durch einen klassenspezifischen Residualterm u_{1j} . Zugleich muss das Klassenmerkmal „Förderangebot“ jetzt aber auch bei der Schätzung des Achsenabschnittsparameter β_{0j} in Gleichung (2) mit berücksichtigt werden.

Für den Regressionskoeffizienten des Vorwissens wird in diesem Fall angenommen, dass dieser nicht zwischen den Schulklassen variiert:

$$(4) \beta_{2j} = \gamma_{20}$$

Setzt man die Gleichungen (2) bis (4) in die Gleichung (1) ein, so ergibt sich:

$$(5) Y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01} (\text{Förderangebot})_j + \gamma_{10} (\text{soz. Status})_{ij} + \gamma_{11} (\text{Förderangebot})_j (\text{soz. Status})_{ij} + \gamma_{20} (\text{Vorwissen})_{ij} + u_{0j} + u_{1j} + e_{ij}$$

Bei den Modellen, die in den folgenden Analysen geschätzt werden, handelt es sich um Erweiterungen dieser Gleichung, in die zusätzliche Variablen auf der Klassenebene eingehen. Die Schätzung der Modellparameter erfolgt mit dem Programm HLM 6.06 (Raudenbush, Bryk & Congdon, 2004). Für alle statistischen Analysen wird ein Signifikanzniveau von $p < 0.05$ festgelegt.

Für die Auswertungen werden vollständige Datensätze verwendet. Fehlende Werte wurden nachträglich mit der Software *Norm* 2.03 (Schafer, 2000; Schafer & Graham, 2002) geschätzt.

3.3 Variablen

Die mathematische Kompetenz und die Lesekompetenz wurden durch die Testinstrumente aus PISA 2009 erfasst, die auf den PISA-Rahmenkonzeptionen zu Mathematical Literacy und Reading Literacy beruhen (vgl. OECD, 2009). Die Testdaten wurden anhand eines eindimensionalen Raschmodells skaliert und liegen in der Testmetrik des internationalen OECD-Vergleichs vor (OECD, 2012).

Der sozioökonomische Status der Familien wird anhand des von Ganzeboom, de Graaf, Treiman und de Leeuw (1992) entwickelten *International Socio-Economic Index* (ISEI) erfasst. Der Index basiert auf der Angabe des zuletzt ausgeübten Berufs der erwachsenen Bezugspersonen. Die Berufsangaben der Eltern wurde zuvor anhand der *International Standard Classification of Occupation* von 1988 (ISCO-88, International Labor Office, 1990) klassifiziert. In allen Analysen wird der höchste ISEI-Wert in der Familie (HISEI = Highest ISEI) genutzt (vgl. Ehmke & Siegle, 2005).

Als Indikator für das Vorwissen der Schülerinnen und Schüler wird ein Maß für die kognitiven Grundfähigkeiten verwendet (Heller & Perleth, 2000), die mit zwei Subskalen des Kognitiven Fähigkeitstests (KFT) erfasst wurden. Der Test umfasst insgesamt 25 Items und weist eine Reliabilität von Cronbach's $\alpha = 0.87$ auf.

Der Migrationshintergrund der Schülerinnen und Schüler wird am Geburtsland der Eltern festgemacht. Dabei werden zwei Gruppen unterschieden: (1.) Familien, in denen beide Eltern oder wenigstens ein Elternteil in Deutschland geboren ist bzw. sind, und (2.) Familien, in denen beide Eltern im Ausland geboren sind.

Auf der Klassenebene wird in den Mehrebenenmodellen zwischen strukturellen Klassenmerkmalen und unterrichtsbezogenen und außerschulischen Fördermaßnahmen unterschieden. Als strukturelle Merkmale werden die mittleren kognitiven Fähigkeiten der Schülerinnen und Schüler, das durchschnittliche Alter der Jugendlichen und der prozentuale Anteil von Jugendlichen mit Migrationshintergrund berücksichtigt. Um die Heterogenität der Lernvoraussetzungen in den Schulklassen zu quantifizieren, werden zudem die klassenspezifischen Standardabweichungen in den kognitiven Fähigkeiten und im Alter der Schülerinnen und Schüler einbezogen. Als Indikatoren für unterrichtsbezogene und außerschulische Fördermaßnahmen werden auf der Klassenebene fünf Indikatoren betrachtet, die anhand des Schülerfragebogens erhoben und anschließend auf Klassenebene aggregiert wurden:

- (1) Zusatzunterricht für leistungsstarke Schülerinnen und Schüler im Fach Deutsch oder Mathematik (2 Items, Beispiel: „Besuchst du derzeit Zusatz- oder Förderunterricht außerhalb der normalen Schulstunden? – Zusatzunterricht für leistungsstarke Schülerinnen/Schüler im Fach Deutsch“).
- (2) Zusatzunterricht für leistungsschwache Schülerinnen und Schüler im Fach Deutsch oder Mathematik (2 Items, Beispiel: „Besuchst du derzeit Zusatz- oder Förderunterricht außerhalb der normalen Schulstunden? – Förderunterricht/Nachhilfeunterricht für Schülerinnen/Schüler im Fach Deutsch“).
- (3) Privater Einzelunterricht (Einzelitem, Beispiel: „Besuchst du derzeit Zusatz- oder Förderunterricht außerhalb der normalen Schulstunden? – Privater Einzelunterricht/Private Einzelnachhilfe“).
- (4) Schulische Hausaufgabenbetreuung (Einzelitem, Beispiel: „Besuchst du derzeit Zusatz- oder Förderunterricht außerhalb der normalen Schulstunden? – Hausaufgabenbetreuung/Hausaufgabenhilfe“).

- (5) Teilnahme am schulischen Ganztagsangebot (Einzelitem, Beispiel: „Zunächst möchten wir wissen, ob du die Ganztagsangebote an deiner Schule besuchst. – Ja, ich besuche die Ganztagsangebote.“).

4. Ergebnisse

4.1 *Klassenspezifische soziale Disparitäten im Lesen und in der Mathematik*

Wie hoch fällt der Zusammenhang zwischen der erreichten Mathematik- und Lesekompetenz und der sozialen Herkunft von Jugendlichen innerhalb von Schulklassen aus? Die Tabellen 1 und 2 stellen für die beiden Kompetenzdomänen Lesen und Mathematik deskriptive Kennwerte zu den sozialen Gradienten innerhalb von Schulklassen getrennt nach Schulformen dar. Zusätzlich sind die Kennwerte für die Gesamtstichprobe angegeben. Als Maß für die soziale Herkunft wird der höchste sozioökonomische Status der Eltern (HISEI) in der Analyse verwendet.

Für die Gesamtheit der neunten Klassen ergibt sich eine durchschnittliche Steigung der klassenspezifischen sozialen Gradienten in der Lesekompetenz von 7 Punkten, in der mathematischen Kompetenz von 8 Punkten. Erwartungsgemäß fällt die durchschnittliche Steigung der sozialen Gradienten innerhalb der Schulklassen damit deutlich geringer aus als für die Gesamtstichprobe, wenn die Klassenstruktur nicht berücksichtigt wird (vgl. Ehmke & Jude, 2010). Allerdings ist eine erhebliche Unterschiedlichkeit zwischen den Klassen zu beobachten. In der Domäne Lesen variieren die Steigungen der Gradienten innerhalb der Schulklassen zwischen -53 und $+74$ Punkten, in der Mathematik zwischen -33 und $+88$ Punkten. Es gibt demnach Schulklassen mit deutlich ausgeprägten Herkunftseffekten. Es finden sich aber auch Schulklassen, in denen ein höherer sozioökonomischer Status mit geringeren Kompetenzwerten bei den Schülerinnen und Schülern einhergeht.

Das Ergebnismuster der gesamten Klassenstichprobe zeigt sich auch für die einzelnen Schulformen, wenngleich es spezifische Unterschiede gibt. Die höchsten Steigungen in den klassenspezifischen sozialen Gradienten finden sich in den Integrierten Gesamtschulen (Gradientensteigung im Lesen: 21 Punkte, Mathematik: 18 Punkte) und in den Schulen mit mehreren Bildungsgängen (Lesen: 14 Punkte, Mathematik: 11 Punkte). Im Gegensatz dazu sind die klassenspezifischen sozialen Gradienten in den Hauptschulen, Realschulen und Gymnasien im Durchschnitt niedriger ausgeprägt. In allen Schulformen lassen sich aber bedeutsame Schwankungen in den Gradientensteigungen feststellen (SD-Werte in den Tabellen 1 und 2). Auch gibt es Klassen, in denen negative Gradientensteigungen zu beobachten sind. In diesen Klassen erreichen Jugendliche aus unteren Sozialschichten höhere Kompetenzwerte als Kinder, deren Eltern einen höheren sozioökonomischen Status aufweisen.

	MW	SD	Min	Max
Hauptschule	4.7	20.6	-52.5	56.2
Schulen mit mehreren Bildungsgängen	13.6	22.3	-26.5	74.0
Realschule	6.3	13.7	-21.2	59.7
Integrierte Gesamtschulen	21.3	14.1	-2.7	53.8
Gymnasium	4.5	12.9	-30.9	43.7
Gesamt	7.3	16.6	-52.5	74.0

Tab. 1: Soziale Gradienten der Lesekompetenz innerhalb von Schulen differenziert nach Schulformen (unstandardisierte Regressionskoeffizienten)

	MW	SD	Min	Max
Hauptschule	5.8	18.1	-33.4	55.0
Schulen mit mehreren Bildungsgängen	10.6	24.4	-30.6	88.2
Realschule	6.9	13.8	-19.0	53.9
Integrierte Gesamtschulen	17.8	13.1	-8.5	42.7
Gymnasium	7.3	12.3	-23.9	39.9
Gesamt	8.1	15.5	-33.4	88.2

Tab. 2: Soziale Gradienten der mathematischen Kompetenz innerhalb von Schulen differenziert nach Schulformen (unstandardisierte Regressionskoeffizienten)

4.2 Sind klassenspezifische Herkunftseffekte domänenabhängig oder eher domänenübergreifend?

Die vorangegangene Analyse hat sowohl für die Lesekompetenz als auch für die mathematische Kompetenz gezeigt, dass sich Schulklassen bedeutsam darin unterscheiden, wie hoch die klassenspezifischen Disparitäten in diesen Domänen ausgeprägt sind. Dabei bleibt ungeklärt, ob die klassenspezifischen Disparitäten überwiegend domänenspezifisch oder eher domänenübergreifend sind. Um dieser Frage nachzugehen, ist in Abbildung 1 der Zusammenhang zwischen den klassenspezifischen Steigungen der Gradienten in der Lesekompetenz und in der mathematischen Kompetenz veranschaulicht. Die Korrelation zwischen den beiden Steigungsmaßen beträgt $r = .71$ und ist statistisch signifikant ($p < .05$).

Für 92 Prozent aller Schulklassen lassen sich im Lesen und in Mathematik vergleichbare soziale Disparitäten gemessen an den Gradientensteigungen feststellen. In 5 Prozent der Schulklassen fällt die Steigung der sozialen Gradienten in Mathematik höher aus als in der Lesekompetenz. In 3 Prozent der Schulklassen sind die Steigungen der sozialen Gradienten für die Lesekompetenz höher ausgeprägt als in der Mathematik. Als Kriterium für einen bedeutsamen Unterschied wurde hier eine Differenz in den unstandardisierten Gradientensteigungen von 20 Punkten gewählt, was in beiden Domänen einem Lernzuwachs von etwa einem halben Schuljahr entspricht (vgl. Schaffner,

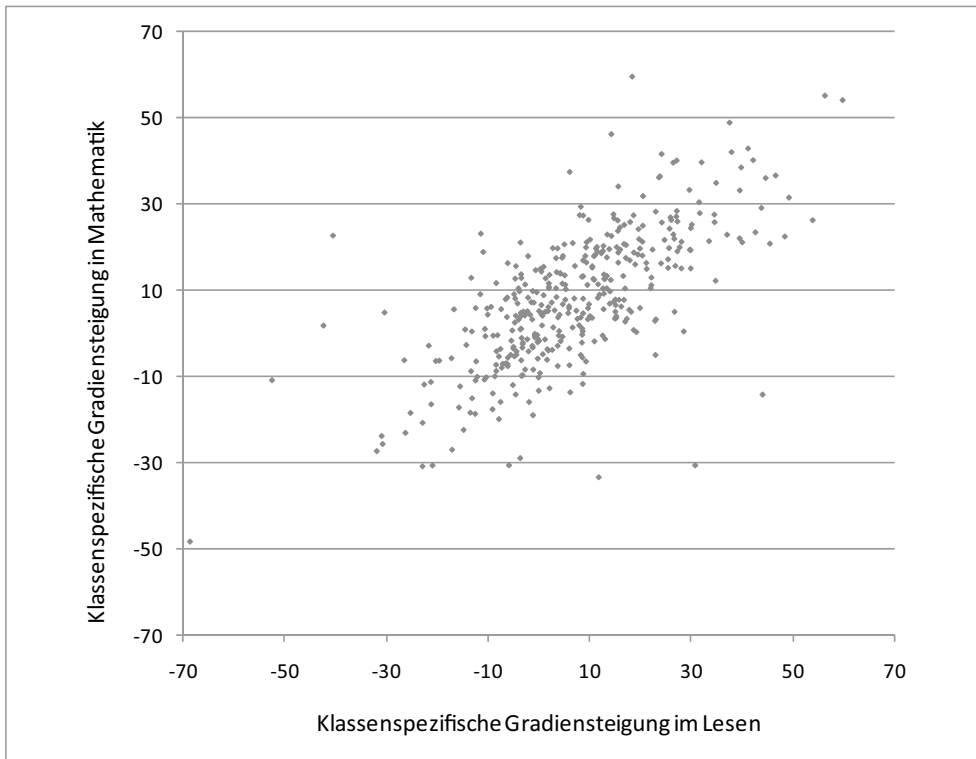


Abb. 1: Zusammenhang zwischen den klassenspezifischen Steigungen der sozialen Gradienten für die Lesekompetenz und für die mathematische Kompetenz

Schiefele, Drechsel & Artelt, 2004). Insgesamt sind die klassenspezifischen Disparitäten damit als weitgehend domänenübergreifend einzustufen.

4.3 Vorhersage von klassenspezifischen Disparitäten durch strukturelle Klassenmerkmale und unterrichtsbezogene Fördermaßnahmen

Um zu überprüfen, inwieweit strukturelle Merkmale der Klassenzusammensetzung und unterrichtsbezogene und außerschulische Förderangebote für die Ausprägung von sozialen Disparitäten innerhalb von Schulklassen prädiktiv sind, werden im Folgenden Mehrebenenanalysen durchgeführt. Dazu werden zuerst die Zusammenhänge für die klassenspezifischen Disparitäten in der Lesekompetenz analysiert (Tabelle 3) und anschließend die Ergebnisse für die mathematische Kompetenz berichtet (Tabelle 4).

Da es sich bei der vorliegenden Studie um eine Querschnittsuntersuchung handelt, lassen sich etwaige Zusammenhänge nicht direkt kausal interpretieren. Um aber zumindest eine deskriptive Abschätzung zu erlauben, wird in den folgenden Analysen das

Maß für die kognitiven Grundfähigkeiten (KFT) als Indikator für das Vorwissen kontrolliert. Zwar sagen die kognitiven Grundfähigkeiten das aktuelle Kompetenzniveau von Schülerinnen und Schülern in einer Domäne weniger gut vorher als ihr Vorwissen in derselben Domäne, doch hat sich dieses approximative Vorgehen in anderen Analysen zumindest bei der Modellierung von Kompetenzmittelwerten bewährt (vgl. Stanat, 2006; Baumert et al., 2006). Die Tabelle 3 zeigt die Ergebnisse aus vier Modellrechnungen, mit denen die Effekte von strukturellen Klassenmerkmalen und unterrichtsbezogenen und außerschulischen Förderangeboten auf das klassenspezifische Ausmaß von Disparitäten in der Lesekompetenz analysiert werden.

In dem Modell 1 sind zunächst nur die Variablen „sozioökonomischer Status (HISEI)“ und „kognitive Fähigkeiten (KFT)“ auf der Individualebene enthalten. Das Modell entspricht einer Regression ohne weitere Variablen auf der zweiten Ebene. Erwartungskonform erweisen sich auf der Individualebene sowohl der Indikator für die kognitiven Grundfähigkeiten der Schülerinnen und Schüler als auch der sozioökonomische Status der Jugendlichen als statistisch bedeutsame Prädiktoren für die Lesekompetenz. Mit einem Anstieg der kognitiven Grundfähigkeiten um eine Standardabweichung ist eine Zunahme der Lesekompetenz um 30 Punkte verbunden. Auch die Bedeutung des sozioökonomischen Status ist nachweisbar. Bei vergleichbar ausgeprägten kognitiven Grundfähigkeiten steigt die Lesekompetenz der Schülerinnen und Schüler um 7 Punkte, wenn sich der sozioökonomische Status um eine Standardabweichung erhöht.

Das Modell 2 erweitert das Modell 1 und berücksichtigt auf der Klassenebene zusätzlich Merkmale, die die strukturelle Zusammensetzung der Schülerinnen und Schüler in den Klassen beschreiben. Als Prädiktoren für die klassenspezifischen Gradientensteigungen werden das Niveau der kognitiven Fähigkeiten (klassenspezifischer Mittelwert) und das mittlere Lebensalter der Jugendlichen einbezogen. Ferner werden als Maße für heterogene Lernvoraussetzungen jeweils auf Klassenebene die Standardabweichung der kognitiven Fähigkeiten und des Lebensalters sowie der klassenbezogene Anteil von Jugendlichen mit Migrationshintergrund berücksichtigt. Das Ergebnis des Modells 2 zeigt, dass bereits bei Kontrolle der (wenigen) strukturellen Klassenmerkmale ein nennenswerter Anteil der Varianz der klassenspezifischen Gradientensteigungen aufgeklärt werden kann ($R^2_{\text{Slope}} = 0.27$). Stärkster Einzelprädiktor für hohe klassenspezifische Disparitäten in der Lesekompetenz ist die klassenspezifische Streuung in den kognitiven Fähigkeiten. Demnach sind die klassenspezifischen Disparitäten besonders hoch ausgeprägt in Schulklassen mit hohen kognitiven Leistungsunterschieden.

Das Modell 3 erweitert das Modell 2 um fünf Indikatoren zu unterrichtsbezogenen und außerschulischen Förderangeboten. Sie geben jeweils den klassenspezifischen prozentualen Anteil von Schülerinnen und Schülern an, (1) die Zusatzunterricht für leistungsstarke Jugendliche im Fach Deutsch bekommen, (2) die Zusatzunterricht für leistungsschwache Schülerinnen und Schüler im Fach Deutsch erhalten, (3) die privaten Einzelunterricht oder Einzelnachhilfe innerhalb oder außerhalb der Schule erhalten, (4) die an einer schulischen Hausaufgabenbetreuung und (5) die an einem Ganztagsangebot in der Schule teilnehmen.

Das Ergebnis des dritten Modells zeigt, dass sich die Varianzaufklärung in den klassenspezifischen Gradientensteigungen durch die Hinzunahme der prozessbezogenen Indikatoren noch einmal deutlich verbessert: 45 Prozent der Slope-Varianz können dadurch aufgeklärt werden. Spezifische und signifikante Einzeleffekte auf die klassenspezifischen Gradientensteigungen in der Lesekompetenz lassen sich aber für die berücksichtigten Merkmale nicht nachweisen. Einzige Ausnahme ist der Anteil von Jugendlichen innerhalb einer Klasse, die ein Ganztagsangebot nutzen. Je höher dieser Anteil ausfällt, desto steiler fallen die sozialen Gradienten innerhalb der Klassen aus. Dieser Befund bleibt auch dann noch stabil, wenn zusätzlich auf der Individualebene der Interaktionseffekt zwischen sozioökonomischem Status und individueller Ganztagsbeteiligung kontrolliert wird. Allerdings liegt hier vermutlich eine Konfundierung mit der Schulform „Integrierte Gesamtschule“ vor, da für diese Schulform höhere klassenspezifische Disparitäten nachgewiesen werden konnten und an Integrierten Gesamtschulen überwiegend Ganztagsangebote vorherrschen. Das Modell 4 kontrolliert daher zusätzlich noch die Schulform. Die Varianzaufklärung erhöht sich dadurch auf $R^2_{\text{Slope}} = 60$ Prozent. Wie auch schon in der deskriptiven Analyse (Tabelle 2) ergibt sich für die Integrierte Gesamtschule die stärkste klassenspezifische Gradientensteigung. Unter Kontrolle aller übrigen Merkmale liegen für diese Schulform die klassenspezifischen Steigungen der Gradienten in der Lesekompetenz bei +15 Punkten. Der Koeffizient für den Anteil an schulischen Ganztagsangeboten sinkt in diesem Modell nach Kontrolle des Interaktionseffekts auf Individualebene und der Schulform wieder unter die Signifikanzgrenze von fünf Prozent. Lediglich für die klassenspezifischen Unterschiede im Lebensalter der Schülerinnen und Schüler lässt sich ein signifikanter spezifischer Vorhersagebeitrag unter Kontrolle aller übrigen Merkmale feststellen: je altersheterogener die Klassen ausfallen, desto steiler ist der Anstieg der klassenspezifischen Gradienten der Lesekompetenz.

Zusammenfassend ergibt sich für die Vorhersage der klassenspezifischen Gradienten in der Lesekompetenz eine ambivalente Befundlage. Insgesamt können durch die berücksichtigten strukturellen und unterrichtsbezogenen Merkmale zwar bis zu 60 Prozent der Varianz in den Gradientensteigungen aufgeklärt werden. Signifikante Nachweise für die spezifische Bedeutung einzelner Merkmale sind aber über die Modelle hinweg nicht stabil. Die tendenziellen Richtungen der Vorhersagekoeffizienten sind zumindest theoretisch plausibel. So zeigen sich ausgeprägte klassenspezifische Disparitäten eher in altersheterogenen Lerngruppen und wenn hohe Anteile von leistungsstarken Schülerinnen und Schülern durch Zusatzunterricht gefördert werden. Kompensationsangebote wie Zusatzunterricht für leistungsschwache Jugendliche und schulische Hausaufgabenbetreuungen weisen hingegen tendenziell eher in Richtung geringerer klasseninterner Disparitäten. Die spezifischen Koeffizienten bleiben allerdings unter dem Signifikanzniveau.

	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
Schätzung der Klassenmittelwerte								
Intercept	491.9	(2.5)	511.9	(8.6)	510.6	(8.1)	478.8	(9.1)
Kognitive Fähigkeiten (MW)			51.2	(3.5)	48.4	(3.4)	30.9	(4.3)
Kognitive Fähigkeiten (SD)			-2.3	(8.1)	-1.6	(7.5)	4.8	(7.5)
Alter (MW)			-18.5	(4.0)	-16.3	(4.0)	-14.1	(3.9)
Alter (SD)			-11.7	(7.6)	-9.8	(7.2)	-5.9	(6.8)
Migrationshintergrund (in %)			-24.4	(10.5)	-21.5	(9.6)	-25.0	(9.9)
Zusatzunterricht für leistungsstarke Schüler (Deutsch), (in %)					-8.7	(30.5)	8.9	(27.6)
Zusatzunterricht für leistungsschwache Schüler (Deutsch), (in %)					-59.2	(25.8)	-47.9	(24.4)
Teilnahme an privatem Einzelunterricht (in %)					35.1	(14.3)	10.6	(14.3)
Teilnahme an schulischer Hausaufgabenbetreuung (in %)					-26.5	(24.5)	-13.8	(24.3)
Teilnahme an schulischem Ganztagsangebot (in %)					-5.1	(8.4)	-7.6	(8.4)
Schulformen (Referenzgruppe Hauptschule)								
Schulen mit mehreren Bildungsgängen							14.6	(5.2)
Realschule							24.4	(5.9)
Integrierte Gesamtschulen							15.8	(5.1)
Gymnasien							45.8	(7.1)
Schätzung der HISEI-Steigung								
Intercept	6.7	(0.9)	-7.2	(5.3)	-9.6	(5.5)	-11.2	(6.2)
Kognitive Fähigkeiten (MW)			2.0	(2.9)	2.2	(2.9)	0.0	(3.3)
Kognitive Fähigkeiten (SD)			10.0	(4.8)	8.2	(4.8)	1.9	(4.7)
Alter (MW)			-2.0	(2.8)	-3.1	(2.7)	-1.8	(2.8)
Alter (SD)			6.4	(4.8)	8.3	(4.8)	9.7	(4.6)
Migrationshintergrund (in %)			-1.8	(6.4)	-0.7	(5.9)	-1.3	(5.7)
Zusatzunterricht für leistungsstarke Schüler (Deutsch), (in %)					15.1	(13.7)	22.3	(13.1)
Zusatzunterricht für leistungsschwache Schüler (Deutsch), (in %)					-6.5	(13.7)	-8.9	(12.8)
Teilnahme an privatem Einzelunterricht (in %)					5.8	(9.9)	2.6	(9.4)
Teilnahme an schulischer Hausaufgabenbetreuung (in %)					-27.7	(17.6)	-25.9	(16.9)
Teilnahme an schulischem Ganztagsangebot (in %)					16.5	(7.1)	12.6	(6.7)
Schulformen (Referenzgruppe Hauptschule)								
Schulen mit mehreren Bildungsgängen							5.8	(4.8)
Realschule							4.9	(3.7)
Integrierte Gesamtschulen							15.0	(4.3)
Gymnasien							5.8	(4.8)
Kontrolle von KFT								
Kognitive Fähigkeiten	29.6	(0.9)	27.1	(0.9)	27.1	(0.9)	27.0	(0.9)
Kontrolle von Interaktionen								
Interaktion HISEI x Schulisches Ganztagsangebot					2.4	(3.3)	2.3	(3.3)
Varianzaufklärung								
Intercept			0.82		0.84		0.87	
Slope			0.27		0.45		0.60	

Anmerkung: Fettgedruckte Koeffizienten sind signifikant ($p < .05$).

Tab. 3: Effekte von strukturellen Merkmalen der Klassenzusammensetzung und von Indikatoren für kompensatorische Schul- und Unterrichtsmerkmale auf die klassenspezifischen Disparitäten in der Lesekompetenz (unstandardisierte Regressionskoeffizienten aus Mehrebenenanalysen)

Die Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse für die klassenspezifischen Disparitäten in der mathematischen Kompetenz. Die vier Modellrechnungen wurden analog zu den Analysen in der Lesekompetenz durchgeführt. Die Prädiktorvariablen sind weitgehend identisch. Lediglich die Angaben hinsichtlich des Zusatzunterrichts für leistungsschwache bzw. leistungsstarke Schülerinnen und Schüler beziehen sich jetzt auf den Mathematikunterricht (und nicht mehr auf den Deutschunterricht).

Fixed Effects	Modell 1		Modell 2		Modell 3		Modell 4	
	B	SE	B	SE	B	SE	B	SE
Schätzung der Klassenmittelwerte								
Intercept	504.8	(2.3)	527.6	(9.0)	528.0	(8.8)	493.4	(9.2)
Kognitive Fähigkeiten (MW)	42.6	(3.8)	40.4	(3.7)	40.4	(3.7)	22.5	(4.2)
Kognitive Fähigkeiten (SD)	-11.8	(9.1)	-9.4	(8.9)	-9.4	(8.9)	2.1	(8.4)
Alter (MW)	-16.0	(4.0)	-15.2	(3.8)	-15.2	(3.8)	-11.5	(3.5)
Alter (SD)	-6.4	(6.8)	-6.6	(6.3)	-6.6	(6.3)	-0.7	(5.9)
Migrationshintergrund (in %)	-28.9	(8.3)	-24.5	(8.0)	-24.5	(8.0)	-29.6	(8.2)
Zusatzunterricht für leistungsstarke Schüler (Mathematik) (in %)					-33.9	(16.1)	-13.2	(14.4)
Zusatzunterricht für leistungsschwache Schüler (Mathematik) (in %)					0.5	(11.5)	-6.1	(10.3)
Teilnahme an privatem Einzelunterricht (in %)					17.3	(15.3)	-3.2	(15.1)
Teilnahme an schulischer Hausaufgabenbetreuung (in %)					-6.9	(21.4)	12.7	(21.1)
Teilnahme an schulischem Ganztagsangebot (in %)					-5.9	(8.6)	-7.7	(7.7)
Schulformen (Referenzgruppe Hauptschule)								
Schulen mit mehreren Bildungsgängen							4.8	(5.5)
Realschule							17.8	(5.1)
Integrierte Gesamtschulen							7.2	(5.0)
Gymnasien							47.2	(6.3)
Schätzung der HISEI-Steigung								
Intercept	8.2	(1.0)	-1.2	(5.5)	-2.3	(6.1)	-4.5	(7.1)
Kognitive Fähigkeiten (MW)	4.4	(2.5)	4.4	(2.5)	5.1	(2.8)	2.2	(3.3)
Kognitive Fähigkeiten (SD)	9.5	(5.2)	9.5	(5.2)	7.9	(5.0)	4.0	(5.0)
Alter (MW)	-0.4	(2.6)	-0.4	(2.6)	-1.3	(2.6)	0.5	(2.5)
Alter (SD)	0.5	(4.4)	0.5	(4.4)	1.9	(4.4)	2.6	(4.5)
Migrationshintergrund (in %)	3.3	(5.3)	3.3	(5.3)	2.8	(5.4)	2.0	(5.4)
Zusatzunterricht für leistungsstarke Schüler (Mathematik) (in %)					13.0	(10.6)	17.9	(10.9)
Zusatzunterricht für leistungsschwache Schüler (Mathematik) (in %)					-5.4	(7.3)	-6.7	(7.1)
Teilnahme an privatem Einzelunterricht (in %)					-0.3	(9.7)	-3.3	(9.9)
Teilnahme an schulischer Hausaufgabenbetreuung (in %)					-12.3	(14.0)	-9.0	(13.0)
Teilnahme an schulischem Ganztagsangebot (in %)					11.8	(6.6)	10.2	(5.7)
Schulformen (Referenzgruppe Hauptschule)								
Schulen mit mehreren Bildungsgängen							3.3	(4.4)
Realschule							4.0	(3.6)
Integrierte Gesamtschulen							8.1	(3.6)
Gymnasien							6.3	(4.8)
Kontrolle von KFT								
Kognitive Fähigkeiten	37.5	(1.0)	34.9	(1.0)	34.9	(1.0)	34.8	(1.0)
Kontrolle von Interaktionen								
Interaktion HISEI x Schulisches Ganztagsangebot					0.2	(2.8)		
Varianzaufklärung Intercept								
			0.79		0.80		0.86	
Varianzaufklärung Slope								
			0.08		0.25		0.33	

Anmerkung: Fettgedruckte Koeffizienten sind signifikant ($p < .05$).

Tab. 4: Effekte von strukturellen Merkmalen der Klassenzusammensetzung und von Indikatoren für kompensatorische Schul- und Unterrichtsmerkmale auf die klassenspezifischen Disparitäten in der mathematischen Kompetenz (unstandardisierte Regressionskoeffizienten aus Mehrebenenanalysen)

Die Ergebnisse für die klassenspezifischen Disparitäten in der mathematischen Kompetenz bestätigen im Wesentlichen die Ergebnisse für die Lesekompetenz. Auch für die Domäne Mathematik gibt es nachweisbare Disparitäten innerhalb der Schulklassen. Die klassenspezifischen Gradientensteigungen betragen hier durchschnittlich 8 Punkte (Tabelle 4, Modell 1). Wie auch für die Lesekompetenz lassen sich für die einzelnen strukturellen und unterrichtsbezogenen Prädiktoren statistisch im Wesentlichen keine

spezifischen Vorhersagebeiträge absichern. Die tendenziellen Richtungen der Prädiktoren sind aber auch hier theoretisch plausibel. So steigen die klassenspezifischen Gradienten mit zunehmender Förderung von leistungsstarken Schülerinnen und Schülern und in eher altersheterogenen Lerngruppen. Hingegen fallen die klasseninternen Disparitäten in der Mathematik tendenziell geringer aus, wenn leistungsschwache Schülerinnen und Schüler Förderunterricht erhalten oder wenn viele Jugendliche einer Schulklasse an einer schulischen Hausaufgabenbetreuung teilnehmen.

Nicht erwartungskonform ist wiederum die tendenziell positive Richtung des Koeffizienten für die Teilnahme an schulischen Ganztagsangeboten. Die klasseninternen Disparitäten in der mathematischen Kompetenz fallen demnach stärker aus, wenn ein hoher Anteil der Schülerinnen und Schüler in einer Klasse an einem Ganztagsschulprogramm teilnimmt.

Einen wichtigen Unterschied zu den Modellrechnungen in der Lesekompetenz liefert der Vergleich der Varianzaufklärungen. Die Varianz in der klassenspezifischen Gradientensteigung in der Mathematik lässt sich bis zu 33 Prozent durch die einbezogenen Prädiktoren aufklären. Der Wert fällt damit nur etwa halb so hoch aus wie für die Lesekompetenz, bei der die Varianzaufklärung bei 60 Prozent lag. Demnach sind die berücksichtigten strukturellen und unterrichtsbezogenen Merkmale für die klassenspezifischen Disparitäten in der Lesekompetenz vorhersagekräftiger als für die mathematische Kompetenz.

5. Zusammenfassung und Diskussion

Ziel dieses Beitrags war es, die sozialen Disparitäten im Lesen und in der Mathematik innerhalb von Klassen zu beschreiben und mögliche Erklärungsfaktoren zu identifizieren. Als Stichprobe dienten 393 Schulklassen mit mehr als 9000 Schülerinnen und Schülern der neunten Jahrgangsstufe, die im Rahmen von PISA 2009 getestet wurden.

Die deskriptiven Befunde zeigten, dass die klassenspezifischen Disparitäten in der neunten Jahrgangsstufe in Deutschland eher gering ausgeprägt sind. Die Steigungen der sozialen Gradienten innerhalb der Klassen betragen durchschnittlich 7 Punkte im Lesen und 8 Punkte in Mathematik. Ein wichtiges Ergebnis waren aber die erheblichen Unterschiede in den klassenspezifischen Disparitäten zwischen den Klassen. Die Steigungen der sozialen Gradienten variierten in einem Wertebereich zwischen –53 und 74 Punkten im Lesen und zwischen –33 und 88 Punkten in der Mathematik. Die klassenspezifischen sozialen Disparitäten sind also nur in einem Teil der Schulklassen besonders stark ausgeprägt, in anderen Schulklassen finden sich hingegen sogar „umgekehrte“ Herkunftseffekte.

Eine nach Schulformen getrennte Auswertung ergab, dass die höchsten klassenspezifischen sozialen Disparitäten an den Integrierten Gesamtschulen und den Schulen mit mehreren Bildungsgängen bestehen. Die klassenspezifischen Disparitäten an den Hauptschulen, Realschulen und Gymnasien waren dagegen geringer ausgeprägt. Damit scheinen die sozialen Disparitäten innerhalb der Klassen höher auszufallen, wenn es

sich um Schulformen handelt, deren Schülerschaft generell heterogener hinsichtlich der schulischen Leistungen und der sozialen Zusammensetzung ist.

Im Hinblick auf die Frage, ob die klassenspezifischen Disparitäten eher domänenübergreifend oder eher domänenabhängig auftreten, zeigte sich ein enger Zusammenhang zwischen beiden Domänen ($r = .71$). Nur in weniger als 10 Prozent der Klassen unterschieden sich die Gradientensteigungen im Lesen und in der Mathematik bedeutsam. Eine eindeutige Tendenz für eines der beiden Fächer war nicht zu erkennen. Auch in der mittleren Höhe waren die Steigungen der klassenspezifischen Gradienten im Lesen und in der Mathematik vergleichbar. Klassenspezifische Herkunftseffekte lassen sich also weitgehend in beiden Domänen gleichermaßen feststellen. Dies bestätigen auch die Befundmuster von Ma (2000, 2001).

Der Frage, welche Bedingungsfaktoren für klassenspezifische Disparitäten prädiktiv sind, wurde in einem dritten Auswertungsschritt anhand von Mehrebenenanalysen nachgegangen. In beiden Domänen konnte ein bedeutsamer Anteil in der Varianz der Gradientensteigungen zwischen den Schulklassen aufgeklärt werden. Die Varianzaufklärung fiel im Lesen ($R^2_{\text{Slope}} = 0.60$) etwa doppelt so hoch aus wie in der Mathematik ($R^2_{\text{Slope}} = 0.31$). Obwohl das Niveau der klassenspezifischen Gradientensteigungen in beiden Domänen vergleichbar war, scheinen die strukturellen und unterrichtsbezogenen Merkmale für die klassenspezifischen Disparitäten in der Lesekompetenz vorhersagekräftiger als für die mathematische Kompetenz. In der Mathematik scheinen offenbar noch andere Prozesse und Bedingungsfaktoren relevant zu sein. Inwieweit naturwissenschaftsbezogene schulische Nachmittagsangebote und Unterschiede in der elterlichen Wertschätzung von Mathematik und Naturwissenschaften hier eine Rolle spielen, sollte in weiteren Studien noch untersucht werden.

Ferner wurde der Frage nachgegangen, inwieweit einzelne strukturelle Merkmale oder unterrichtsbezogene Faktoren prädiktiv für klassenspezifische Disparitäten in den beiden Domänen waren. Hier ließen sich für die meisten Einzelprädiktoren statistisch keine spezifischen Vorhersagebeiträge absichern. Die tendenziellen Richtungen der Prädiktoren waren aber weitgehend theoretisch plausibel. Die klassenspezifischen Gradienten steigen der Tendenz nach bei zunehmender Förderung von leistungsstarken Schülerinnen und Schülern und in eher altersheterogenen Lerngruppen an. Die Disparitäten innerhalb von Klassen fallen hingegen geringer aus, wenn leistungsschwache Schülerinnen und Schüler mehr Förderunterricht erhalten oder wenn viele Jugendliche an einer schulischen Hausaufgabenbetreuung teilnehmen.

Ein unerwarteter Befund ergab sich für das Merkmal „Teilnahme an Ganztagsangeboten“. In Klassen, in denen ein hoher Anteil von Schülerinnen und Schülern an einem schulischen Ganztagsangebot teilnimmt, zeigten sich bei Kontrolle der übrigen Merkmale höhere klassenspezifische Disparitäten im Lesen als in Schulklassen, in denen nur wenige Jugendliche an einem Ganztagsangebot teilnehmen. Dieses Ergebnis könnte inhaltlich dahingehend interpretiert werden, dass möglicherweise die inhaltlichen Angebote an Ganztagschulen abhängig von der sozialen Herkunft unterschiedlich genutzt werden. Unter Umständen wählen Kinder aus bildungsnahen Schichten hier häufiger Angebote aus, die zusätzliche Lerngelegenheiten bieten und sich insgesamt positiv

auf die schulischen Leistungen auswirken, während Jugendliche aus eher bildungsfernen Schichten häufiger andere Angebote annehmen. Diese Vermutung muss allerdings noch durch weitere Studien geprüft werden, denn in den komplexesten Modellrechnungen (unter Kontrolle der Schulform) ließ sich statistische Signifikanz nicht mehr absichern. Hier liegt vermutlich eine Konfundierung mit der Schulform „Integrierte Gesamtschule“ vor, an der überwiegend Ganztagsangebote vorherrschen.

Eine methodische Erklärung dafür, dass sich die Vorhersageeffekte der strukturellen und unterrichtsbezogenen Klassenmerkmale überwiegend nicht statistisch absichern ließen, liegt möglicherweise auch in grundsätzlichen Problemen beim Schätzen von Slope-As-Outcome-Modellen (Raudenbush & Bryk, 2002, S. 117). So haben Regressionskoeffizienten eine höhere „sampling variability“ als Mittelwerte einer Stichprobe. Die Schätzung von Regressionskoeffizienten in einer kleinen Stichprobe ist mit hohen Standardschätzfehlern behaftet. Die geringe Reliabilität der Schätzungen der Gradientensteigungen führt dazu, dass sich Vorhersageeffekte auch bei einem Datensatz mit immerhin 393 Schulklassen nur schwer nachweisen lassen.

Zusammenfassend kann man im Hinblick auf die eingangs formulierten theoretischen Vermutungen festhalten: sowohl strukturelle Klassenmerkmale als auch unterrichtsbezogene und außerschulische Fördermaßnahmen tragen bedeutsam zur Vorhersage von klassenspezifischen Disparitäten im Lesen und in der Mathematik bei. Die vermuteten kompensatorischen Effekte auf die klasseninternen Disparitäten für einzelne Interventionsmaßnahmen wie etwa die Teilnahme am schulischen Förderunterricht oder an einer Hausaufgabenbetreuung zeigten sich aber nur der Tendenz nach. Vor dem Hintergrund aktueller schulstruktureller Entwicklungen wie dem Zusammenlegen von mehreren Bildungsgängen in mehreren Bundesländern zu neuen Schulformen ist mit einem Anstieg der Heterogenität innerhalb der Schulen zu rechnen. Die leistungs-, alters- und herkunftsbezogene Streuung innerhalb der Schulen und Klassen wird voraussichtlich ansteigen, entsprechend der gezeigten Befunde werden sich damit möglicherweise auch die sozialen Disparitäten innerhalb der Schulen erhöhen. Für die pädagogische Arbeit an Schulen wird dies eine zunehmende Herausforderung bedeuten, aber zugleich auch die Chance, durch Interventionsmaßnahmen und schulische Angebote solche sozialen Disparitäten abzuschwächen.

Mit diesen Analysen konnte somit der Beitrag geleistet werden, auf die Bedeutung von sozialen Disparitäten innerhalb von Schulen hinzuweisen und mögliche Anhaltspunkte für deren Entstehung zu identifizieren. Allerdings müssen diese Ergebnisse noch in weiteren Studien validiert und ausgebaut werden. Das hier verwendete Datenmaterial ist aufgrund der querschnittlichen Anlage nur begrenzt geeignet, die kausalen Effekte bei der Entstehung von klassenspezifischen Disparitäten abzubilden. Schließlich sind die berichteten Effekte auch immer Ergebnisse kumulativer Prozesse über die Schulzeit hinweg. Die Schülerinnen und Schüler wurden in ihrer neunjährigen Schullaufbahn von einer größeren Anzahl von Lehrkräften unterrichtet und haben über die Zeit wechselnde Klassenverbände innerhalb einer Schule besucht. Inwieweit es sich bei den Befunden daher tatsächlich um klassenspezifische Effekte handelt oder nicht doch eher um schulspezifische Effekte, kann mit dem vorliegenden Datensatz nicht geklärt werden.

Abschließend sollen noch zwei Empfehlungen für weitere Forschungen in diesem Bereich gegeben werden: (1.) Um die Entstehung von sozialen Disparitäten innerhalb von Klassen weiter zu erforschen, wäre es wichtig, auch jüngere Alterskohorten etwa in der Grundschule in den Blick zu nehmen, da hier vermutlich aufgrund der heterogenen Schülerschaft die sozialen Disparitäten innerhalb der Klassen noch eine größere Rolle spielen als in der Sekundarstufe I. (2.) Vom methodischen Vorgehen könnte es außerdem weiterführend sein, nicht nur die Bedeutung spezifischer Einzelmerkmale auf die Entstehung von klassenspezifischen Disparitäten zu untersuchen, sondern ganze Merkmalsprofile von Schulklassen in den Blick zu nehmen. Als statistische Methode würden sich dafür etwa latente Klassenanalysen anbieten. Dabei könnten auf der Ebene von Schulklassen Profile von Schul- und Unterrichtsmerkmalen identifiziert werden, die mit hohen oder bestenfalls geringen klassenspezifischen Disparitäten einhergehen.

Literatur

- Baumert, J., Stanat, P., & Watermann, R. (2006). Schulstruktur und die Entstehung differenzieller Lern- und Entwicklungsmilieus. In J. Baumert, P. Stanat & R. Watermann (Hrsg.), *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen. Vertiefende Analysen im Rahmen von PISA 2000* (S. 95-188). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Becker, M., Stanat, P., Baumert, J., & Lehmann, R. H. (2008). Lernen ohne Schule: Differentielle Entwicklung der Leseleistungen von Kindern mit und ohne Migrationshintergrund während der Sommerferien. In F. Kalter (Hrsg.), *Migration und Integration* (Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Sonderheft Nr. 48, S. 252-276). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Bos, W., Dohe, C., Kowoll, M. E., Platz, U., & Schuster, S. (2010). Binnendifferenzierung als integrationspädagogische Maßnahme. In M. Krüger-Potratz, U. Neumann & H. H. Reich (Hrsg.), *Bei Vielfalt Chancengleichheit. Interkulturelle Pädagogik und Durchgängige Sprachbildung* (S. 296-305). Münster: Waxmann.
- Bos, W., & Scharenberg, K. (2010). Lernentwicklung in leistungshomogenen und -heterogenen Schulklassen. In W. Bos, E. Klieme & O. Köller (Hrsg.), *Schulische Lerngelegenheiten und Kompetenzentwicklung* (S. 173-194). Münster: Waxmann.
- Boudon, R. (1974). *Education, opportunity, and social inequality: Changing prospects in Western society*. New York: Wiley.
- Bourdieu, P. (1982). *Die feinen Unterschiede. Kritik der gesellschaftlichen Urteilskraft*. Frankfurt a.M.: Suhrkamp.
- Bourdieu, P., & Passeron, J.-C. (1971). *Die Illusion der Chancengleichheit. Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Stuttgart: Klett.
- Cooper, H., Nye, B., Charlton, K., Lindsay, J., & Greathouse, S. (1996). The effects of summer vacation on achievement test scores: A narrative and meta-analytic review. *Review of Educational Research*, 66(3), 227-268.
- Ditton, H. (2010). Wie viel Ungleichheit durch Bildung verträgt eine Demokratie? *Zeitschrift für Pädagogik*, 56(1), 53-68.
- Ditton, H., Krüsken, J., & Schauenberg, M. (2005). Bildungsungleichheit – der Beitrag von Familie und Schule. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 8(2), 285-303.
- Ehmke, T. (2008). Welche Bedeutung haben lernförderliche und naturwissenschaftsbezogene Einstellungen und Prozesse im Elternhaus für die Erklärung sozialer Disparitäten in der naturwissenschaftlichen Kompetenz? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Sonderheft 10*, 129-148.

- Ehmke, T., & Jude, N. (2010). Soziale Herkunft und Kompetenzerwerb. In E. Klieme, C. Artelt, J. Hartig, N. Jude, O. Köller, M. Prenzel, W. Schneider & P. Stanat (Hrsg.), *PISA 2009. Bilanz nach einem Jahrzehnt* (S. 231-254). Münster: Waxmann.
- Ehmke, T., & Siegle, T. (2005). ISEL, ISCED, HOMEPOS, ESCS. Indikatoren der sozialen Herkunft bei der Quantifizierung von sozialen Disparitäten. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 8(4), 521-540.
- Ehmke, T., & Siegle, T. (2008). Einfluss elterlicher Mathematikkompetenz und familialer Prozesse auf den Kompetenzerwerb von Kindern in Mathematik. *Psychologie in Erziehung und Unterricht*, 55(4), 253-264.
- Ganzeboom, H. B. G., de Graaf, P. M., Treiman, D. J., & de Leeuw, J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21(1), 1-56.
- Hattie, J. A. C. (2002). Classroom composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37(5), 449-481.
- Heller, K. A., & Perleth, C. (2000). *KFT 4-12+R – Kognitiver Fähigkeitstest für 4. bis 12. Klassen, Revision*. Göttingen: Beltz.
- International Labor Office (1990). *International standard classification of occupations. ISCO-88*. Genf: International Labor Office.
- Jude, N., & Klieme, E. (2010). Das Programme for International Student Assessment (PISA). In E. Klieme, C. Artelt, J. Hartig, N. Jude, O. Köller, M. Prenzel, W. Schneider & P. Stanat (Hrsg.), *PISA 2009. Bilanz nach einem Jahrzehnt* (S. 11-22). Münster: Waxmann.
- Klieme, E., Artelt, C., Hartig, J., Jude, N., Köller, O., Prenzel, M., Schneider, W., & Stanat, P. (2010). *PISA 2009. Bilanz nach einem Jahrzehnt*. Münster: Waxmann.
- Lehmann, R. H., Peek, R., & Gänsfuß, R. (1997). *Aspekte der Lernausgangslage von Schülerinnen und Schülern der fünften Klassen an Hamburger Schulen*. Hamburg: Behörde für Schule, Jugend und Berufsbildung, Amt für Schule.
- Lüdtke, O., Robitzsch, A., & Köller, O. (2002). Statistische Artefakte bei Kontexteffekten in der pädagogisch-psychologischen Forschung. *Zeitschrift für Pädagogische Psychologie*, 16(3/4), 217-231.
- Ma, X. (2000). Socioeconomic gaps in academic achievement within schools: Are they consistent across subject areas? *Educational Research and Evaluation*, 6, 337-356.
- Ma, X. (2001). Stability of socioeconomic gaps in mathematics and science achievement among Canadian schools. *Canadian Journal of Education*, 26(1), 97-118.
- Ma, X., & Klinger, D. A. (2000). Hierarchical linear modelling of student and school effects on academic achievement. *Canadian Journal of Education*, 25(1), 41-55.
- Maaz, K., Baumert, J., & Trautwein, U. (2009). Genese sozialer Ungleichheit im institutionellen Kontext der Schule: Wo und wie vergrößert sich soziale Ungleichheit? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaften, Sonderheft 12*, 11-44.
- Maaz, K., & Nagy, G. (2009). Der Übergang von der Grundschule in die weiterführenden Schulen des Sekundarschulsystems: Definition, Spezifikation und Quantifizierung primärer und sekundärer Herkunftseffekte. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft, Sonderheft 12*, 153-182.
- Maaz, K., Trautwein, U., Lüdtke, O., & Baumert, J. (2008). Educational Transitions and Differential Learning Environments: How Explicit Between-School Tracking Contributes to Social Inequality in Educational Outcomes. *Child Development Perspectives*, 2(2), 99-106.
- OECD (2009). *PISA 2009. Assessment Framework. Key competencies in reading, mathematics and science*. Paris: OECD.
- OECD (2010). *Overcoming social background. Equity in learning opportunities and outcomes*. Paris: OECD.
- OECD (2012). *PISA 2009 Technical Report (Preliminary version)*. Paris: OECD.
- Opdenakker, M.-C., & van Damme, J. (2001). Relationship between school composition and characteristics of school process and their effect on mathematics achievement. *British Educational Research Journal*, 27(4), 407-432.

- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models. Applications and data analysis methods*. Thousand Oaks: Sage.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., & Congdon, R. (2004). *HLM 6: Hierarchical Linear & Non-linear Modeling*. Lincolnwood: SSI Scientific Software International.
- Schafer, J. L. (2000). *Norm for Windows 95/98/NT* (Version 2.03).
- Schafer, J. L., & Graham, J. W. (2002). Missing Data: Our View of the State of the Art. *Psychological Methods*, 7(2), 147-177.
- Schaffner, E., Schiefele, U., Drechsel, B., & Artelt, C. (2004). Lesekompetenz. In M. Prenzel, J. Baumert, W. Blum, R. H. Lehmann, D. Leutner, M. Neubrand, R. Pekrun, H.-G. Rolff, J. Rost & U. Schiefele (Hrsg.), *PISA 2003. Der Bildungsstand der Jugendlichen in Deutschland – Ergebnisse des zweiten internationalen Vergleichs* (S. 93-110). Münster: Waxmann.
- Stanat, P. (2006). Disparitäten im schulischen Erfolg: Analysen zur Rolle des Migrationshintergrunds. *Unterrichtswissenschaft*, 43, 98-124.
- Stanat, P. (2006). Schulleistungen von Jugendlichen mit Migrationshintergrund: Die Rolle der Zusammensetzung der Schülerschaft. In J. Baumert, P. Stanat & R. Watermann (Hrsg.), *Herkunftsbedingte Disparitäten im Bildungswesen: Differenzielle Bildungsprozesse und Probleme der Verteilungsgerechtigkeit* (S. 189-219). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Steuer, G., Berner, V.-D., & Dresel, M. (2010). *Moderiert der Unterricht die Stärke des Zusammenhangs zwischen Herkunft und Schulleistung? Ergebnisse von Random-Slope und Slope-As-Outcome-Analysen* (Vortrag auf der 74. Tagung der Arbeitsgruppe für Empirische Pädagogische Forschung (AEPF)).
- Thrupp, M., Lauder, H., & Robinson, T. (2002). School composition and peer effects. *International Journal of Educational Research*, 37(5), 483-504.

Anschrift des Autors

Prof. Dr. Timo Ehmke, Leuphana Universität Lüneburg, Fakultät I Institut für Bildungswissenschaft, Scharnhorststraße 1, 21335 Lüneburg, Deutschland
E-Mail: tehmke@leuphana.de