

entnommen aus:

PISA 2006

Österreichischer Expertenbericht zum Naturwissenschafts-Schwerpunkt

[Claudia Schreiner](#) & [Ursula Schwantner](#) (Hrsg.)

Graz: [Leykam](#) 2009

ISBN 978-3-7011-7620-5

verfügbar unter: <http://www.bifie.at/pisa2006eb>

6.4 Testleistungen und Chancengleichheit im internationalen Vergleich

Johann Bacher & Heinz Leitgöb [\[1\]](#)

Problemstellung und untersuchte Fragestellungen

PISA 2003 hat zu intensiven und kontroversen Diskussionen über erforderliche Systemänderungen im österreichischen Bildungssystem geführt. Ein äußerst kontrovers behandeltes Thema, das den Wahlkampf 2006 prägte, stellte die Einführung einer Gesamtschule dar. Als Vorteil einer Gesamtschule wurden von Befürworterinnen und Befürwortern größere Chancengleichheit und bessere Möglichkeiten der individuellen Förderung angeführt, von Gegnerinnen und Gegnern wurde eine Nivellierung nach unten befürchtet. Schließlich kam es unter BM Claudia Schmied (SPÖ) zur Einrichtung von Modellversuchen zu einer Neuen Mittelschule (BMUKK 2008b). [\[2\]](#)

Ein weiteres Thema war die Einführung eines verpflichtenden Kindergarten- oder Vorschuljahres, für das sich insbesondere die Sozialpartner (z. B. WKO/ÖGB/IV/AK, 2005), aber auch SPÖ (SPÖ 2006) und die Grünen (Die Grünen, 2006) einsetzten. Auch die ÖVP [\[3\]](#) hat sich im laufenden Wahlkampf 2008 dieser Forderung angeschlossen und kann sich – zumindest halbtags – ein verpflichtendes Gratiskindergartenjahr vorstellen.

Diskutiert wurde auch die Lehrerausbildung, wobei sowohl von Befürworterinnen und Befürwortern als auch von Gegnerinnen und Gegnern der Gesamtschule die Notwendigkeit einer einheitlichen Lehrerausbildung gesehen wurde. Gegnerinnen und Gegnern der Gesamtschule diente die fehlende gemeinsame Ausbildung als Argument gegen die Einführung einer Gesamtschule, von Befürworterinnen und Befürwortern wurde sie dagegen als wichtige Begleitmaßnahme erachtet. Hinsichtlich einer gemeinsamen Lehrerausbildung konnte die Große Koalition im April 2008 einen Konsens erzielen, wobei die Organisationsform (z. B. Fachunterricht an den Universitäten, pädagogische Grundausbildung an den Pädagogischen Hochschulen) nach wie vor offen ist. [\[4\]](#)

Weniger diskutiert wurden hingegen die Effekte eines Pfeilers der Bildungspolitik der letzten Jahrzehnte, nämlich die Stärkung der schulischen Autonomie und die Frage, ob diese soziale Ungleichheiten verstärkt hat und für die soziale Selektivität des österreichischen Schulsystems mitverantwortlich ist.

In diesem Beitrag sollen die Wirkungen der oben genannten Systemfaktoren auf Testleistungen und Chancengleichheit untersucht werden. Es wird der Frage nachgegangen, wie stark Testleistungen und Chancengleichheit vom Erstselektionsalter, vom Vorschul- und Kindergartenbesuch, von der schulischen Autonomie und der Akademisierung der Lehrerausbildung abhängen.

Ausgewählte empirische Befunde

Die Wirkungen der hier betrachteten Systemfaktoren wurden bei PISA zum Teil auch von der OECD (2004a, S. 262–265; 2007e, S. 213–279) untersucht. Sowohl für PISA 2003 als auch für PISA 2006 konnte für mathematische und naturwissenschaftliche Kompetenzen eine ungleichheitsreduzierende Wirkung eines späteren Erstselektionsalters nachgewiesen werden, ohne dass darunter das Leistungsniveau leidet. Auch andere Studien (z. B. Schütz & Wößmann, 2005; Bacher, 2007) erzielten ähnliche Ergebnisse. Die stärkere Abhängigkeit der Testleistungen von der sozialen Schicht der Eltern bei früherer Erstselektion lässt sich theoretisch durch den so genannten sekundären Schichteffekt (Boudon, 1974)[\[5\]](#) erklären, der durch die Wahlentscheidung entsteht und dazu führt, dass Eltern aus niedrigeren sozialen Sichten sich für formal niedrigere Schulen entscheiden, da sie die relativen Bildungskosten höher und die Bildungserträge niedriger einstufen.

Untersucht wurde bei PISA 2006 auch der Einfluss der schulischen Autonomie. In der Tendenz konnte auf Länder-ebene, nicht aber auf Schulebene ein positiver Einfluss einer höheren Unterrichts-/Curriculum- und Budgetautonomie auf die erbrachten Testleistungen nachgewiesen werden (OECD, 2007e, S. 253). Dieser Befund stimmt mit der Studie von King, Orazem und Gunnarsson (2003) für Entwicklungs- und Schwellenländer überein. Hier zeigten sich leistungsfördernde Effekte für die – auch bei PISA gemessene – tatsächlich ausgeübte Autonomie, während gesetzliche Vorgaben sogar leistungsmindernd wirkten. Eine negative Wirkung einer höheren Schulautonomie auf die Chancengleichheit konnte bei PISA 2006 nicht festgestellt werden (OECD, 2007e). Schulische Autonomie scheint also Bildungsungleichheiten nicht zu verstärken. Ergebnisse zur Schulprofilierung weisen aber in entgegengesetzte Richtung (Altrichter, Prexl-Krausz & Soukup-Altrichter, 2006).

Effekte des Kindergartenbesuchs wurden ebenfalls bei PISA 2003 untersucht. Auch mit 16 Jahren ist ein positiver signifikanter Effekt des Kindergartenbesuchs auf die Mathematikleistungen erkennbar, auch dann, wenn sozialstrukturelle Herkunftsmerkmale kontrolliert werden (OECD, 2004a, S. 257). Allerdings sind deutliche Wirkungsunterschiede nach Ländern beobachtbar (OECD, 2004a, S. 440). Für Österreich, die Schweiz, die Tschechische Republik, aber auch für Finnland beispielsweise, werden bei Kontrolle der sozialen Herkunft, des Geschlechts, des Migrationshintergrunds und der sozialen Zusammensetzung der Klasse keine signifikanten Effekte ermittelt, während in den meisten anderen europäischen Ländern positive Effekte beobachtbar sind. Durchgehend positive Effekte der Frühen Förderung berichtet Heckmann (2008) für die USA.

Der Einfluss der Lehrerausbildung wurde bei PISA 2006 indirekt analysiert. Es wurde untersucht, wie sich der Mangel an qualifizierten Fachlehrerinnen und -lehrern in den Naturwissenschaften auf die Testleistungen auswirkt. Es ergibt sich ein negativer Effekt, der

allerdings beim Einschluss weiterer Systemvariablen insignifikant wird (OECD, 2007e, S. 263).

Die vorliegende Arbeit geht über die bisher zitierten Studien hinaus, in denen die Bildungsungleichheiten i. d. R. nach dem sozioökonomischen Status der Eltern (Bildung, Beruf der Eltern) untersucht werden. Eine Ausnahme stellt die Studie von Crul und Vermeulen (2003) dar, in denen die Bedeutung von schulischen Kontextmerkmalen auf die erfolgreiche Integration der türkischen Zweiten Generation analysiert wird. Der vorliegende Beitrag versucht ein umfassendes Bild von Bildungsungleichheiten zu gewinnen und bezieht neben der sozialen Herkunft zusätzlich den Migrationshintergrund und das Geschlecht als neue Ungleichheitsdimensionen (Geißler, 1990) ein.

Methodisches Vorgehen

Zur Beantwortung der Fragestellungen werden als Bildungssystemvariablen das Erstselektionsalter, die Bildungsbeteiligung von Vierjährigen, der Grad der Schulautonomie und der Anteil der Lehrer/innen mit Universitätsabschluss analysiert. Das Erstselektionsalter wurde der OECD (2004a, S. 298) entnommen und um Informationen aus der Datenbank EURYDICE[6] ergänzt. Die Bildungsbeteiligung von Vierjährigen wurde auf der Basis der Datenbank von EUROSTAT[7] auf das Jahr 1993 zurückgerechnet (siehe dazu später). Zusätzlich wurden Angaben aus PISA 2003 verwendet. Zur Messung der Schulautonomie wurde der Durchschnitt der beiden Systemvariablen Ressourcenautonomie und Unterrichts-/Curriculumautonomie aus dem PISA-2006-Schuldatensatz gebildet.

Als Leistungsindikatoren (Outputindikatoren) wurden je Land die Durchschnittsleistungen in Mathematik und Lesen sowie der Anteil von Risiko- und Spitzenschülerinnen und -schülern ausgewählt. Zur Berechnung der Durchschnittsleistungen in Mathematik und Lesen wurde auf die entsprechenden plausiblen Werte zurückgegriffen. Für die Risikogruppen in Lesen und Mathematik wurden die OECD-Schwellenwerte eingesetzt (Bacher, 2007).

Als Ungleichheitsmerkmale wurden der höchste berufliche Status der Eltern, der Migrationshintergrund und das Geschlecht des Jugendlichen verwendet. Der höchste berufliche Status der Eltern wurde durch die Variable HISEI des PISA-2006-Schülerdatensatzes operationalisiert, welche die jeweils höhere berufliche Stellung der Eltern – basierend auf dem ISEI (Ganzeboom, de Graaf, Treiman & de Leeuw, 1992)[8] – repräsentiert. Bei Alleinerzieherinnen und -erziehern geht der Wert der erziehungsberechtigten Person in den Index ein. Das Geschlecht des Kindes wurde in Richtung Burschen kodiert (1 = Bursche, 0 = Mädchen). Beim Migrationshintergrund wurde nur unterschieden, ob dieser vorliegt (= 1) oder nicht (= 0).

Die Chancengleichheit wurde mittels Korrelationen erfasst. Für jede Ungleichheitsdimension wurde die Korrelation mit den Mathematikleistungen, mit den Leseleistungen, mit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe und mit der Zugehörigkeit zur Spitzengruppe berechnet.

Je Land liegen somit folgende Informationen vor:

- vier Bildungssystemvariablen,
- vier Leistungsindikatoren,
- drei Ungleichheitsmerkmal,
- zwölf Chancengleichheitsindikatoren.

Für die Analyse wurden insgesamt 16 europäische Länder^[9] ausgewählt. Davon gehören 14 Länder der Europäischen Union an (12 EU15-Kernländer sowie Lettland und die Tschechische Republik als Repräsentanten der ersten EU-Osterweiterung im Jahr 2004). Die restlichen 13 EU-Staaten konnten nicht in den Analysedatensatz aufgenommen werden, da sie entweder (zumindest) eine der folgenden an die Daten gestellten Kriterien nicht erfüllen konnten oder nicht an PISA 2006 teilgenommen haben (Malta, Zypern): (1) Mindestens 100 getestete Schüler/innen mit Migrationshintergrund im Datensatz (Ausfall von Finnland, Polen, der Slowakischen Republik und Ungarn) sowie (2) vollständige Informationen in allen vier Systemvariablen (Ausfall von Estland, Bulgarien, Frankreich, Litauen, Rumänien, Slowenien und Spanien). Weiters wurden die Schweiz als österreichischer Nachbarstaat sowie (partiell) deutschsprachiges Land und Norwegen als zusätzliches skandinavisches Land mit Gesamtschulsystem integriert.

Die Beantwortung der Forschungsfragen erfolgt wegen der geringen Fallzahl ausschließlich bivariat. Neben der Produkt-Moment-Korrelation r wird als ordinales Zusammenhangsmaß Kendalls tau-b verwendet. Dadurch wird vermieden, dass „Ausreißer“ (Länder mit besonders niedrigen oder hohen Werten) die Ergebnisse verzerren. Die Verwendung von Kendalls tau-b ist somit besonders bei sehr kleinen Fallzahlen zu empfehlen, wo einzelne extreme Werte einen erheblichen Einfluss auf die Verteilung und Zusammenhänge der Merkmale ausüben können. Als Signifikanzschwellen werden wegen der kleinen Fallzahlen Schwellenwerte von $p < 0,12$ (signifikant) verwendet.

Ungleichheitsmerkmale und Schulsystemfaktoren der ausgewählten Länder

[Abbildung 6.4.1](#) gibt die Werte der einzelnen Länder in den untersuchten Ungleichheitsmerkmalen und in den Schulsystemvariablen wieder. Zunächst wird auf die drei Ungleichheitsmerkmale eingegangen.

Der mittlere berufliche Status der Eltern weist eine verhältnismäßig geringe zwischenstaatliche Variation auf (46,4–53,1). Einzig Portugal liegt mit einem Wert von 41,7 deutlich unter den anderen Ländern. Österreich ist diesbezüglich im Mittelfeld zu finden (48,3). Relativ ausgeglichen stellt sich weiters das Geschlechterverhältnis in den einzelnen Ländern dar. So beträgt der Anteil der Burschen – mit Ausnahme der Tschechischen Republik (56,6 %) – zwischen 48,3 und 52,4 %.

Deutliche Unterschiede zwischen den Ländern bestehen allerdings in Bezug auf den Anteil an Schülerinnen und Schülern mit Migrationshintergrund. Dieser liegt dann vor, wenn beide Elternteile (bei Alleinerziehenden der mit dem Kind zusammenlebende Elternteil) im Ausland geboren sind.^[10] Den höchsten Anteil verzeichnen Luxemburg mit 36,1 % und die Schweiz mit 22,4 %. Es folgen (in absteigender Reihenfolge) Deutschland, Belgien, Österreich, die Niederlande und Schweden mit Anteilen zwischen 14,2 % und 10,8 %. Die niedrigsten Anteile an Schülerinnen und Schülern mit Migrationshintergrund weisen die Länder Italien (3,8 %) und die Tschechische Republik (1,9 %) auf. Luxemburg und die Schweiz besitzen eine von den meisten anderen Ländern abweichende Migrationsstruktur, in der verhältnismäßig viele Migrantinnen und Migranten aus EU-Staaten kommen (Haase & Jugl, 2005; Schweizer Bundesamt für Migration, 2007). Dennoch wurden die Schweiz und Luxemburg in die Analyse aufgenommen, um eine weitere Reduktion der Zahl der Länder zu vermeiden. Dies ist insofern gerechtfertigt, als der Migrationshintergrund nur in vier der insgesamt zwölf Chancengleichheitsindikatoren einfließt und die Richtung der

Zusammenhänge zwischen dem Migrationshintergrund und den vier Leistungsindikatoren der beiden Länder nicht von jener der restlichen Länder abweicht.

Das vorgesehene Alter für die erste Selektion der Schüler/innen im Bildungssystem bewegt sich in einer Bandbreite von 10 bis 16 Jahren. Im vorliegenden Bericht wird Ländern ab einem Schwellenwert von 14 Jahren[11] ein Gesamtschulsystem zugeschrieben. Gemäß dieser Definition weisen folgende neun Länder ein Gesamtschulsystem auf: Italien (Erstselektionsalter von 14 Jahren), Griechenland, Irland, Portugal, Schweiz (Erstselektion jeweils im Alter von 15 Jahren), Dänemark, Lettland, Norwegen, Schweden, Großbritannien (Erstselektion jeweils im Alter von 16 Jahren). Die restlichen Länder weisen ein früheres Erstselektionsalter auf; vor allem die beiden deutschsprachigen Länder Österreich und Deutschland stechen durch das früheste Alter der Schüler/innen bei der ersten Wahl des weiterführenden Schultyps (jeweils 10 Jahre) hervor. In diesem Zusammenhang bezeichnet Gruber (2007) die Schulsysteme der beiden Länder auch als Ausleseschulsysteme.

Die Erfassung der Bildungsbeteiligung von jüngeren Kindern erwies sich als schwierig. Ursprünglich sollte ausschließlich der Anteil der Kinder, die länger als ein Jahr einen Kindergarten oder eine vergleichbare Einrichtung besuchten, verwendet werden. Da diese Information bei PISA 2006 nicht erfasst wurde, wurde auf die Daten aus dem Jahr 2003 zurückgegriffen. Dabei treten erhebliche Schwankungen zwischen den Ländern auf: Der höchste Anteil kann in den Benelux-Staaten Niederlande (93,9 %) und Belgien (93,8 %) beobachtet werden (der Anteil des dritten Benelux-Staates Luxemburg ist mit 79,3 % deutlich geringer), gefolgt von Italien (86,7 %) sowie den deutschsprachigen Ländern Deutschland (82,6 %) und Österreich (80,2 %). Die PISA-2003-Daten weisen für die skandinavischen Länder – mit Ausnahme Norwegens (78,3 %) – verhältnismäßig niedrige Anteile an Schülerinnen und Schülern aus, die länger als ein Jahr in einer vorschulischen Einrichtung verbracht haben: Dänemark (65,7 %) und Schweden (59,5 %)[12]. Dieses Ergebnis ist insoweit unerwartet, da Dänemark und Schweden (sowie Norwegen) als sozialdemokratische Wohlfahrtsstaaten (Esping-Andersen, 1990) mit einer starken öffentlichen Förderung des Kinderbetreuungssystems, vergleichsweise geringen privaten Kosten und einer staatlich regulierten Betreuungsqualität solide Voraussetzungen für einen hohen Nutzungsgrad der Kindergärten zur Verfügung stellen (Kreyenfeld, 2007, S. 100). Vermutliche Ursache für die niedrigen Anteile ist das ausgebaute Tagesmutterwesen in den skandinavischen Ländern und die Tatsache, dass diese Betreuungsform von den befragten Jugendlichen nicht als Besuch einer Betreuungseinrichtung aufgefasst wird.

Wegen dieser Problematik wurde als weiterer Indikator auf die von EUROSTAT zur Verfügung gestellte Bildungsbeteiligung von Vierjährigen zurückgegriffen.[13] Dokumentiert wird von EUROSTAT der Zeitraum von 1998 bis 2006. Dabei zeigen sich deutliche Veränderungen – zumeist in Richtung einer kontinuierlichen Zunahme der außerfamiliären Betreuung. So stieg z. B. in den EU25-Ländern die Bildungsbeteiligung der Vierjährigen von einem Ausgangswert von 81,8 % im Jahr 1998 auf 87,6 % im Jahr 2006. Besonders deutliche Zuwächse gab es zumeist in den neuen Mitgliedsländern aus Mittel- und Osteuropa. Aber auch in Österreich kann eine Erhöhung von 73,2 % auf 83,2 % beobachtet werden. Wegen des starken zeitlichen Trends ist es nicht gerechtfertigt, einfach die EUROSTAT-Daten aus 1998 oder aus einem späteren Jahr zu verwenden, da sie nicht die Bildungsbeteiligung der bei PISA 2006 getesteten Schüler/innen im Alter von vier Jahren abbilden würden. Diese bezieht sich auf das Jahr 1993/1994. Daher wurden die EUROSTAT-Daten trendbereinigt und auf das Jahr 1993 zurückgerechnet.

Für die weitere Analyse wurde die Bildungsbeteiligung der Vierjährigen ausgewählt, um mögliche Effekte der Elementarbildung, für die das Alter des Kindes relevant ist, und nicht der altersmäßig variable Kindergartenbesuch vor Schuleintritt, aufzeigen zu können. Im Hinblick auf die aktuelle Diskussion eines verpflichtenden Vorschuljahres wurde zusätzlich auch der Anteil der Kinder mit einer Kindergartenbesuchsdauer von über einem Jahr in die Analyse einbezogen.

Seit den 1980er-Jahren sind – mit verschiedenen Startpunkten und unterschiedlicher Intensität – in vielen europäischen Ländern klare Tendenzen einer Zunahme der schulischen Autonomie zu erkennen (EURYDICE, 2007). Das Ausmaß an Schulautonomie – operationalisiert über die Ressourcen- sowie die Unterrichts-/Curriculumautonomie – variiert deutlich zwischen den Analyseländern. So liegen die Tschechische Republik (0,857), Schweden (0,853), die Niederlande (0,690) und Großbritannien (0,482) in diesem Zusammenhang weit über dem OECD-Durchschnitt, d. h. in diesen Ländern ist eine fortgeschrittene Dezentralisierung von bildungsrelevanten Entscheidungsrechten auf die Schulebene feststellbar. Demgegenüber weisen Griechenland (-1,190), Luxemburg (-0,931), Portugal (-0,709) und Deutschland (-0,588) die niedrigsten Werte auf. Österreich ist diesbezüglich mit einem Wert von -0,378 im hinteren Mittelfeld zu finden. Insbesondere die Ressourcenautonomie der Schulen ist in Österreich verhältnismäßig gering ausgeprägt.

Die Professionalisierung des Lehrberufs wird als ein wichtiger Beitrag zur Verbesserung der Lehrqualität und Schulleistungen betrachtet (Radtke, 2001). Akademisierung und Verwissenschaftlichung stellen wichtige Kriterien der Professionalisierung dar. Für die Analyse wurde daher als Indikator der Anteil der Lehrkräfte mit Universitätsabschluss in den befragten Schulen verwendet (s. [Abbildung 6.4.1](#)). Irland (97,4 %), Dänemark (91,5 %) und Griechenland (90,4 %) bilden mit einem Anteil von jeweils über 90 % die Spitze der 16 Länder. In fünf Ländern besitzen weniger als die Hälfte aller im Sekundarbereich beschäftigten Lehrer/innen einen Universitätsabschluss: Österreich (45,8 %), Lettland (38,8 %), Luxemburg (37,2 %), Belgien (35,5 %) und Großbritannien (21,5 %). Für Österreich gilt es anzumerken, dass zukünftig als Folge der Aufwertung der Pädagogischen Akademien zu Pädagogischen Hochschulen der Anteil des Lehrpersonals mit universitärem Abschluss stetig ansteigen wird. Auf eine Unschärfe des Indikators muss noch hingewiesen werden. Er deckt in den einzelnen Ländern unterschiedliche Schulstufen ab. In Dänemark und Lettland geben über 80 % [\[14\]](#) der befragten Schulleiter/innen an, dass in ihrer Schule auch Schüler/innen der ersten bis vierten Schulstufe unterrichtet werden. In Schweden sind es 44 %, in Norwegen 28 %, in Belgien und der Schweiz immerhin noch ungefähr 20 %, in Deutschland und Portugal knapp über 10 %, in allen anderen Ländern unter 5 %.

Die Analyse der Zusammenhänge zwischen den Schulsystemmerkmalen weist auf Länderebene keine signifikanten Korrelationen aus. D. h., dass Länder mit Gesamtschulsystemen nicht durch eine frühere Bildungsbeteiligung, durch mehr oder weniger Autonomie oder einen höheren Anteil akademisch gebildeter Lehrkräfte gekennzeichnet sind. In den untersuchten Ländern sind somit unterschiedliche Konstellationen der Systemvariablen vorfindbar. Das Bild ändert sich, wenn an Stelle der Bildungsbeteiligung der Vierjährigen der Anteil der Kinder mit einer Kindergartenbesuchsdauer von über einem Jahr als Indikator für frühe Bildungsbeteiligung verwendet wird. Es ergibt sich eine starke negative Korrelation ($r = -0,611$; $p = 0,012$ / $\tau\text{-}b = -0,452$; $p = 0,021$) zwischen dem Erstselektionsalter und dem Kindergartenbesuch. Die negative Korrelation bedeutet, dass der Anteil der Kinder mit einer Kindergartenbesuchsdauer von über einem Jahr Anfang der 1990er-Jahre in Ländern mit einem höheren Erstselektionsalter abnimmt. Teilweise ist diese Korrelation durch Ausreißer bedingt (extrem niedriger Wert von Irland beim Kindergartenbesuch bei einem gleichzeitig

späten Erstselektionsalter einerseits und hohe Besuchsquoten in den Niederlanden und Belgien bei einem geringen Erstselektionsalter andererseits). Eine Hauptursache für die negative Korrelation dürfte sein, dass in Ländern mit einem konservativen Wohlfahrtsstaatsregime und früher Erstselektion, wie Österreich, Deutschland oder Belgien, das Kindergartenwesen historisch gut ausgebaut ist und der Kindergarten auch von den meisten Kindern besucht wird. Entsprechend der konservativen Ausrichtung wurde der Kindergarten aber – zumindest anfangs der 1990er-Jahre und darauf beziehen sich die Daten zum Kindergartenbesuch – nicht kompensatorisch zum Abbau von Benachteiligungen genutzt (siehe dazu auch später).

Testleistungen in Abhängigkeit von Ungleichheitsmerkmalen

Die Testleistungen hängen in allen 16 Ländern verhältnismäßig stark vom Beruf der Eltern ab. Der Wert von 0,331 in [Abbildung 6.4.2](#) bedeutet, dass im Durchschnitt über alle 16 Länder hinweg die Korrelation zwischen Mathematikleistungen und beruflichem Status der Eltern 0,331 beträgt und somit die Mathematikleistungen bei höherem beruflichem Status der Eltern zunehmen. Der Durchschnitt der Korrelationen für Mathematik und Lesen sind etwa gleich stark ausgeprägt. Für die Zugehörigkeit zur Spitzen- und Risikogruppe fallen die Korrelationen etwas geringer aus, was dadurch bedingt ist, dass beide Variablen dichotom sind. Das negative Vorzeichen für die Zugehörigkeit zur Risikogruppe besagt, dass die Wahrscheinlichkeit dieser anzugehören mit steigender beruflicher Position der Eltern abnimmt.

Die Abhängigkeit der Testleistungen vom Geschlecht kann – mit Ausnahme der Leseleistungen – als moderat bezeichnet werden. Während die Mädchen eine deutlich höhere Lese-Kompetenz (-0,191) aufweisen [\[15\]](#), verzeichnen die Buben marginale Vorteile in Mathematik. Die Korrelationen des Geschlechts mit der Zugehörigkeit zur Spitzen- bzw. Risikogruppe sind jeweils äußerst schwach ausgeprägt, in der Tendenz besteht für die Buben allerdings eine höhere Wahrscheinlichkeit, einer der beiden Gruppen anzugehören.

Weiters besteht im Durchschnitt über alle 16 Länder hinweg ein mittlerer negativer Zusammenhang zwischen den Testleistungen und dem Migrationshintergrund, d. h. Schüler/innen aus Zuwanderfamilien erzielen in Mathematik und Lesen durchschnittlich eine jeweils niedrigere Punkteanzahl als ‚einheimische‘ Schüler/innen. Für Schüler/innen mit Migrationshintergrund besteht sowohl eine etwas geringere Chance, der Spitzengruppe anzugehören (-0,065), als auch eine höhere Wahrscheinlichkeit, in der Risikogruppe vertreten zu sein (0,133).

Zusammenfassend zeigt sich, dass der berufliche Status der Eltern als alte bzw. vertikale Ungleichheitsdimension (Geißler, 1990) bivariat den stärksten Einfluss auf die Leistungsindikatoren ausübt. Innerhalb der neuen bzw. horizontalen Dimensionen besteht eine insgesamt stärkere Abhängigkeit der Leistungsindikatoren vom Migrationshintergrund als vom Geschlecht. Eine Ausnahme stellen diesbezüglich die Leseleistungen dar, welche in einem höheren Ausmaß vom Geschlecht – zu Gunsten der Mädchen – determiniert werden.

Testleistungen in Abhängigkeit von Schulsystemfaktoren

Bivariat korreliert das Erstselektionsalter ausschließlich mit dem Anteil der Schüler/innen, welche der Spitzengruppe angehören ($r = -0,530$). Das negative Vorzeichen ist so zu

interpretieren, dass in Ländern mit einer späten Erstselektion der Anteil an Spitzenschülerinnen und -schülern geringer ausfällt als in Ländern mit einem differenzierten Bildungssystem. Unter Verwendung des nichtparametrischen (ordinalen) Rangkorrelationskoeffizienten Kendalls tau-b [16] nimmt die Stärke des Zusammenhangs ab und wird statistisch insignifikant ($\tau\text{-}b = -0,289$). Teilt man jedoch die Länder nach dem Erstselektionsalter in Länder mit Gesamtschulsystemen (Erstselektionsalter 14, 15 oder 16 Jahre) und in Länder mit differenziertem Schulsystem (Erstselektionsalter von 10 bis 13 Jahren) sind sowohl die Produkt-Moment-Korrelation als auch Kendalls tau-b statistisch signifikant. [17]

Den betrachteten Ländern mit differenziertem Schulsystem gelingt offensichtlich die Förderung von Spitzenleistungen besser. Insbesondere trifft dies auf Belgien und die Niederlande zu (s. [Abbildung 6.4.3](#)). Umgekehrt haben Portugal, Italien und Griechenland als Länder mit Gesamtschulsystemen sehr hohe Anteile von Risikoschülerinnen und -schülern. Auch bei den Mathematikleistungen zeigt sich, dass die betrachteten Länder mit Gesamtschulsystemen im Durchschnitt schlechtere Mathematikleistungen erzielen. Die Ergebnisse weichen somit von den vorn zitierten Studien ab, wo keine Leistungsunterschiede zwischen Ländern mit und ohne Gesamtschulsystem festgestellt wurden. Eine Ursache hierfür ist, dass in die vorliegende Untersuchung nur eine geringe Anzahl von Ländern einging. Zudem wurde Finnland als „Testsieger“ in den vorliegenden Analysen nicht berücksichtigt und Unterschiede in der Sozial- und Wirtschaftsstruktur der Länder wurden nicht ausgeglichen.

Zwischen den Leistungsindikatoren und der Bildungsbeteiligung der Vierjährigen besteht entgegen den theoretischen Erwartungen kein signifikanter Zusammenhang. D. h., dass in Ländern mit höherer Bildungsbeteiligung der Vierjährigen im Durchschnitt keine besseren Testleistungen erzielt werden. Der Anteil an Schüler/innen, die mehr als ein Jahr eine vorschulische Einrichtung besucht haben, korreliert hingegen positiv mit dem Anteil der Schüler/innen in der Spitzengruppe ($r = 0,451$; $p = 0,079$ / $\tau\text{-}b = 0,371$; $p = 0,087$). Im Gegenzug kann der Kindergartenbesuch nicht zu einem signifikanten Rückgang des Anteils der Risikoschüler/innen beitragen, d. h. dass der Kindergarten die ihm zugeschriebene ungleichheitsreduzierende Wirkung in den Analyseländern offensichtlich nicht voll entfalten kann und zumindest Kinder aus besonders sozial benachteiligten Familien nur wenig bis gar nicht davon profitieren. Zum Teil liegt dies daran, dass diese ihn weniger häufig nutzen (für Deutschland siehe Becker & Lauterbach, 2007; für Österreich Wallner-Paschon, 2007). Eine Wirkung der Elementarbildung würde sich möglicherweise dann ergeben, wenn das Ausmaß des Besuchs (ganztätig vs. halbtätig) und die Betreuungsqualität bekannt wäre.

In Bezug auf die Schulautonomie ist ein starker positiver und mit dem Anteil an Risikoschülerinnen und -schülern ein starker negativer Zusammenhang mit den Leistungsindikatoren festzustellen, d. h. ein höheres Ausmaß an schulischer Autonomie erhöht die Testleistungen in Mathematik und Lesen, erhöht den Anteil an Spitzenschülerinnen und -schülern und verringert den Anteil an Risikoschülerinnen und -schülern. Dies entspricht den Erwartungen, die an die schulische Autonomie (EURYDYCE, 2007) gestellt werden.

Der Anteil des akademisch gebildeten Lehrpersonals weist keinen signifikanten Einfluss auf die vier Leistungsindikatoren auf, d. h. dass zumindest in der bivariaten Analyse eine universitäre Ausbildung der Lehrer/innen zu keiner relevanten Steigerung der Lehrqualität und in weiterer Folge zu einer höheren Leistung der Schüler/innen (in Mathematik und Lesen) führt. Möglicherweise liegt dies an der dargestellten Unschärfe dieses Indikators (siehe vorn). Der Indikator bezieht sich mitunter auf die aktuellen Lehrer und Lehrerinnen, während der

Leistungserwerb bereits vorher stattfand. Zu bedenken ist auch, dass eine akademische Ausbildung nicht automatisch eine höhere Lehrqualität garantiert, da hierfür auch der Transfer wichtig ist.

Chancengleichheit in Abhängigkeit von Schulsystemfaktoren

Die Tabellen in [Abbildung 6.4.4](#) enthalten die ermittelten Zusammenhänge der Chancengleichheitsindikatoren mit den Schulsystemfaktoren. Als zusätzlicher Schulsystemfaktor wurde die aus dem Erstselektionsalter abgeleitete Charakterisierung als Gesamtschulsystem (Erstselektionsalter 14 bis 16 Jahre) oder differenziertes Schulsystem (Erstselektionsalter 10 bis 13 Jahre) aufgenommen. Insgesamt wurden für jeden Schulsystemfaktor 24 Zusammenhänge berechnet. Die meisten signifikanten Zusammenhänge ergeben sich für das Schulsystem (GESAMT: 17 von 24), gefolgt vom Erstselektionsalter (ERST: 14 von 24) und dem Anteil der Kinder, die über ein Jahr den Kindergarten oder eine vergleichbare Einrichtung besucht haben (KIGA2: 10 von 24). Für die Bildungsbeteiligung der Vierjährigen wurden vier signifikante Zusammenhänge ermittelt, für die Schulautonomie zwei und für die akademische Qualifikation der Lehrkräfte ein signifikanter Zusammenhang. Daraus lässt sich ableiten, dass das Schulsystem (Gesamtschule: ja/nein), das Erstselektionsalter, aber auch der Anteil der Kinder mit einer Kindergartenbesuchsdauer von über einem Jahr für die Erklärung von Bildungsungleichheiten auf Nationalebene besonders relevant sind, während den anderen Systemfaktoren nur eine untergeordnete Bedeutung zukommt. Insgesamt wirken dabei das Schulsystem und das Erstselektionsalter ungleichheitsreduzierend, während der Kindergartenbesuch Ungleichheiten verstärkt.

Im Detail ergibt sich folgendes Bild:

- Ein späteres Erstselektionsalter und ein Gesamtschulsystem reduzieren die Selektivität nach dem Beruf der Eltern. In [Abbildung 6.4.5](#) ist die ungleichheitsreduzierende Wirkung exemplarisch für die Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Beruf der Eltern dargestellt. Während für Österreich, Deutschland und Belgien die Korrelation $-0,25$ beträgt, reduziert sie sich für Dänemark, Irland und Lettland auf $-0,17$ bis $-0,22$. Eine Ausnahme bilden die Niederlande mit einer geringen Ungleichheit trotz früher Erstselektion und Portugal und Griechenland mit einer hohen Ungleichheit trotz später Erstselektion. Erklärbar ist dies u.a. dadurch, dass die Niederlande insgesamt sehr gute Testleistungen erzielen, so dass die Risikogruppe sehr klein ist. Griechenland und Portugal weisen dagegen schlechte Testleistungen auf, so dass die Risikogruppe größer ist.
- Ein späteres Erstselektionsalter und ein Gesamtschulsystem reduzieren die Ungleichheiten nach dem Migrationshintergrund und erleichtern somit die Integration von Kindern mit Migrationshintergrund. Exemplarisch zeigt dies [Abbildung 6.4.6](#) wiederum für die Zugehörigkeit zur Risikogruppe. Während für Österreich, Deutschland und Belgien eine positive Korrelation von etwa $0,20$ vorliegt, d. h. Kinder mit Migrationshintergrund gehören häufiger als einheimische Kinder der Risikogruppe an, sinkt dieser Wert auf $0,05$ für Irland, das Vereinigte Königreich und Lettland. Ausreißer nach oben sind Luxemburg und die Schweiz mit sehr starken Ungleichheiten nach Migrationshintergrund. Dies sind auch jene Länder mit sehr hohen Migrationsanteilen und einer abweichenden Migrationsstruktur (siehe vorn).
- Schließlich reduzieren ein späteres Erstselektionsalter und ein Gesamtschulsystem die geringen Vorsprünge von Buben in Mathematik und in der Spitzengruppe und tragen

damit zum Abbau von geschlechtsspezifischen Unterschieden in diesen beiden Bereichen bei, ohne aber den Vorsprung der Mädchen in Lesen abzuschwächen. Es sei aber nochmals darauf hingewiesen, dass die geschlechtsspezifischen Unterschiede mit Ausnahme des Lesens gering sind.

- Ein hoher Anteil von Kindern, die länger als ein Jahr einen Kindergarten oder eine vergleichbare Einrichtung besuchen, erhöht umgekehrt die Ungleichheiten nach dem Migrationshintergrund. Die Leistungsunterschiede von Kindern mit und ohne Migrationshintergrund nehmen in Ländern mit einer höheren Kindergartenbesuchsquote zu und nicht ab. [Abbildung 6.4.7](#) verdeutlicht dies exemplarisch für die Zugehörigkeit zur Risikogruppe. Wiederum sind die Schweiz und Luxemburg als Ausreißer mit einer sehr starken Ungleichheit nach dem Migrationshintergrund erkennbar.
- Von einer höheren Kindergartenbesuchsquote profitieren des Weiteren Buben insofern, als sich der Zusammenhang zwischen Spitzenleistungen und Geschlecht verstärkt. [\[19\]](#)
- Ein positiver Saldo für Buben ergibt sich auch bei einer hohen Bildungsbeteiligung von Vierjährigen. Sie schneiden in Lesen und in der Tendenz auch in Mathematik besser ab.
- Schließlich zeigt sich, dass bei schulischer Autonomie die Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Beruf der Eltern steigt und dass bei einem höheren Anteil akademisch gebildeter Lehrer/innen der Vorsprung der Buben in der Spitzengruppe abnimmt.

Wie sind diese – z. T. unerwarteten – Ergebnisse zu erklären? Die Wirkung des späteren Erstselektionsalters von Gesamtschulsystemen entspricht den Erwartungen. Verantwortlich dafür sind, dass (a) der sekundäre Schichteffekt wegfällt, dass (b) durch eine Gesamtschule ein Rahmen für Individualisierung geschaffen wird, da ein Unterricht an einem fiktiven Durchschnitt schwerer möglich ist, und dass (c) mehr Zeit für kompensatorischen Unterricht bleibt.

Erfreulich ist, dass diese Effekte nicht nur für die soziale Herkunft, sondern auch für den Migrationshintergrund gelten. Ein späteres Erstselektionsalter und ein Gesamtschulsystem kann die Integration von Kindern mit Migrationshintergrund erleichtern. Damit werden die theoretischen Vermutungen von Crul und Vermeulen (2003), die diese aus den Ergebnissen einer vergleichenden Analyse der Lebenschancen der türkischen Zweiten Generation in ausgewählten europäischen Ländern (Schweden, Deutschland, Niederlande, Belgien, Frankreich, Österreich) ableiten, bestätigt. Als bedeutsame schulische Kontextfaktoren für eine erfolgreiche Integration werden vorschulische Bildung, viele Unterrichtsstunden (z. B. Ganztagestruktur), ein späteres Erstselektionsalter, das Vorhandensein von schulischen und außerschulischen Unterstützungsprogrammen und ein entwickeltes berufliches Ausbildungssystem heraus.

Anzumerken ist, dass Länder ohne Gesamtschulsysteme häufig auch ein konservatives Wohlfahrtsstaatsregime haben und eine ausgrenzende Immigrationspolitik verfolgen (Bacher & Stelzer-Orthofer, S. 2008; Sainsbury, 2006, S. 231). Restriktive Zugänge auf den Arbeitsmarkt, restriktive Einbürgerungsregeln und mangelnde politische Teilhaberechte kennzeichnen ausgrenzende Immigrationspolitik und wirken sich negativ auf die schulische Integration von Kindern aus (für Österreich siehe Herzog-Punzenberger, 2005b).

Konservativer Wohlfahrtsstaatstypus und ausgrenzende Immigrationspolitik sind vermutlich auch für die ungleichheitsverstärkende Wirkung des Kindergartenbesuchs verantwortlich, die

durch das Zusammentreffen mehrerer Faktoren erklärt werden kann. Relevant sind diesbezüglich ein höherer Anteil von Migrantinnen und Migranten, insbesondere von schlechter qualifizierten Migrantinnen und Migranten in diesen Ländern, eine geringere Nutzung des Kindergartens durch Migrant/innen, eine fehlende kompensatorische Orientierung und segregierte Angebote (z. B. Kindergärten von kirchlichen Trägern) bei gleichzeitig hoher Kindergartennutzung und häufig früher Erstselektion. Verstärkend kommt möglicherweise hinzu, dass auf Grund einer konservativen Familienideologie ein längerer und ganztätiger Kindergartenbesuch keinesfalls zu einer Besserstellung von Kindern im Vergleich zu Kindern, die primär zu Hause betreut werden, führen soll. Ausdrücklich hinzuweisen ist, dass sich die Analyse des Kindergartens und der vorschulischen Erziehung auf die Situation Anfang der 1990er-Jahre bezieht. Seit diesem Zeitpunkt kam es zu einer beträchtlichen Ausweitung des Angebots (siehe vorn).

Resümee

Ausgehend von der aktuellen bildungspolitischen Diskussion in Österreich wurde der Einfluss von vier Schulsystemfaktoren auf Testleistungen und Chancengleichheit untersucht. Als Systemfaktoren wurden das Erstselektionsalter, die Bildungsbeteiligung von Vierjährigen, der Grad der schulischen Autonomie und die Akademisierung der Lehrkräfte untersucht. In die Analyse gingen insgesamt 16 Länder, drei Ungleichheitsmerkmale, vier Schulsystemfaktoren, vier Leistungsindikatoren und zwölf Chancengleichheitsindikatoren ein. Neben der üblicherweise betrachteten Chancen(un)gleichheit nach sozialer Herkunft der Eltern wurden auch Ungleichheiten nach dem Geschlecht und dem Migrationshintergrund in die Analyse einbezogen, um ein umfassendes Bild von Bildungsungleichheiten zu gewinnen. In den untersuchten Ländern ist die Ungleichheit nach dem Beruf der Eltern stark ausgeprägt, an zweiter Stelle folgen Ungleichheiten nach Migration und an dritter Stelle Ungleichheiten nach dem Geschlecht.

Die untersuchten Systemfaktoren haben folgende Effekte auf Testleistungen und Chancengleichheit. Länder mit einem höheren Ausmaß an schulischer Autonomie erzielen bessere Testleistungen. Die Ungleichheit wird nicht erhöht. Schulische Autonomie hat also auf nationaler Ebene (noch) zu keinem Anstieg der Ungleichheit geführt.

Wie in anderen Studien ergab sich eine ungleichheitsreduzierende Wirkung einer späteren Erstselektion. Die vorliegende Studie erweitert die bisherigen Befunde und lieferte – wie die Ergebnisse von Crul und Vermeulen (2003) für die Zweite Generation türkischer Immigrant/innen – Anhaltspunkte dafür, dass ein späteres Erstselektion die Integration von Kindern mit Migrationshintergrund erleichtert. Allerdings zeigte sich auch, dass der Anteil der Spitzenleistungen bei einem späteren Erstselektionsalter abnimmt und Länder mit einem Gesamtschulsystem (Erstselektionsalter 14 Jahre oder später) zusätzlich schlechtere Durchschnittsleistungen in Mathematik erreichen. Damit ergibt sich die spezifische Herausforderung, Modelle von Gesamtschulsystemen zu entwickeln, die gleichzeitig Ungleichheiten reduzieren und ein hohes Leistungsniveau ermöglichen.

Eine positive Wirkung von Früher Förderung ist unbestritten. Die vorliegenden Ergebnisse, denen zu Folge ein höherer Anteil von Kindern, die länger als ein Jahr den Kindergarten oder eine vergleichbare Einrichtung besucht haben, zu keiner Erhöhung der Testleistungen führt, aber zu einem Anstieg der Ungleichheiten nach Migrationshintergrund, scheinen dieser Annahme auf dem ersten Blick zu widersprechen. Dies ist aber nicht der Fall. Ein höherer Anteil von Kindern, die den Kindergarten oder eine vergleichbare Einrichtung länger als ein Jahr besuchen, ist bzw. war für konservative Wohlfahrtsstaaten charakteristisch, die häufig

auch eine ausgrenzende Immigrationspolitik verfolgen. Diese erklärt die Benachteiligungen von Kindern mit Migrationshintergrund.

Für die Akademisierung der Lehrkräfte schließlich konnte kein Effekt nachgewiesen werden. Vermutlich liegt dies am hier verwendeten Indikator und ist demnach methodisch bedingt.

Zusammenfassend zeigt die vorliegende Studie, dass zur Erreichung von Chancengleichheit und einem hohen Leistungsniveau eine Kombination von Systemfaktoren, wie z. B. späte Erstselektion, hohe schulische Autonomie u. a., erforderlich ist. Die Effekte des Kindergartenbesuchs anfangs der 1990er Jahre zeigen, dass nicht automatisch von einer positiven Wirkung eines Kindergartenbesuchs ausgegangen werden kann.

Land		BERUF	BUB	MIGRA	ERST	BILD4	KIGA2	AUTO	QUAL
AUT	MW*	48.3	0.509	0.132	10	68.9	80.2	-0.378	0.458
	SD	-16.5	-	-	-	-	-	0.560	0.498
BEL	MW	49.8	0.524	0.133	12	98.4	93.8	-0.328	0.355
	SD	-16.6	-	-	-	-	-	0.613	0.477
CZE	MW	48.2	0.566	0.019	11	72.5	78.8	0.857	0.866
	SD	-13.9	-	-	-	-	-	0.776	0.336
DNK	MW	49.4	0.497	0.076	16	87.3	65.7	0.322	0.915
	SD	-17.2	-	-	-	-	-	0.668	0.271
DEU	MW	49.0	0.516	0.142	10	75.6	82.6	-0.588	0.722
	SD	-16.4	-	-	-	-	-	0.454	0.449
GRC	MW	48.3	0.503	0.076	15	48	62	-1.190	0.904
	SD	-16.7	-	-	-	-	-	0.087	0.300
IRL	MW	49.0	0.494	0.057	15	56.5	32.5	-0.269	0.974
	SD	-16.4	-	-	-	-	-	0.500	0.171
ITA	MW	46.4	0.496	0.038	14	98.7	86.7	-0.309	0.769
	SD	-16.3	-	-	-	-	-	0.567	0.421
LET	MW	48.5	0.487	0.071	16	41.5	55.5	-0.426	0.388
	SD	-17.0	-	-	-	-	-	-0.511	-0.488
LUX	MW	47.7	0.506	0.361	13	95	79.3	-0.931	0.372
	SD	-16.6	-	-	-	-	-	0.326	0.483
NLD	MW	51.5	0.509	0.113	12	97.6	93.9	0.690	0.851
	SD	-15.7	-	-	-	-	-	0.690	0.357
NOR	MW	53.1	0.517	0.061	16	63.7	78.3	-0.059	0.680
	SD	-15.4	-	-	-	-	-	0.586	0.466
POR	MW	41.7	0.483	0.059	15	59.2	54.9	-0.709	0.660
	SD	-16.1	-	-	-	-	-	0.436	0.474
SWE	MW	50.7	0.513	0.108	16	52.4	59.5	0.853	0.776
	SD	-15.9	-	-	-	-	-	0.524	0.414
CHE	MW	49.2	0.516	0.224	15	19.9	66.7	0.286	0.649
	SD	-16.1	-	-	-	-	-	0.624	0.477
GBR	MW	50.7	0.495	0.086	16	100	68.3	0.482	0.215
	SD	-16.0	-	-	-	-	-	0.841	0.414

Bedeutung der Variablen: BERUF = Höchster beruflicher Status der Eltern; BUB = Geschlecht (Anteil der Buben); MIGRA = Anteil der Schüler/innen mit Migrationshintergrund; ERST = Erstselektionsalter; BILD4 = Bildungsbeteiligung der Vierjährigen; KIGA2 = Anteil der Schüler/innen, die länger als ein Jahr den Kindergarten besucht haben; AUTO = Schulautonomie (PISA-2006-Systemvariable); QUAL = Anteil der Lehrer/innen mit Universitätsabschluss (PISA-2006-Systemvariable)

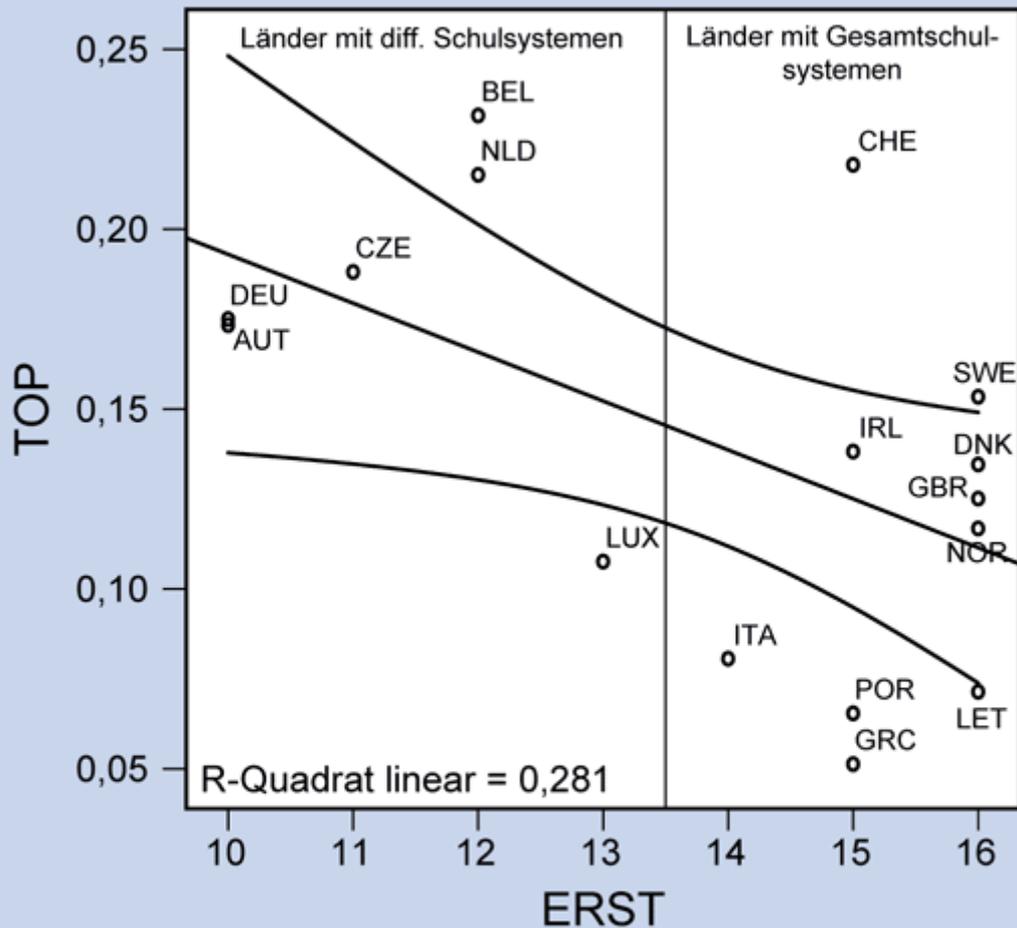
Abbildung 6.4.1: Ungleichheitsmerkmale und Schulsystemvariablen der untersuchten Länder

Korrelation von ...				
mit ...	MATH	READ	TOP	RISK
BERUF	0.331	0.321	0.232	-0.248
BUB	0.075	-0.191	0.026	0.057
MIGRA	-0.145	-0.138	-0.065	0.133

Bedeutung der Variablen: BERUF = Höchster beruflicher Status der Eltern; BUB = Geschlecht (1=Bub, 0=Mädchen); MIGRA = Migrationshintergrund (1=ja, 0=nein); MATH = Mathematik-Testleistung; READ = Lese-Testleistung; TOP = Zugehörigkeit zur Spitzengruppe (1=ja, 0=nein); RISK = Zugehörigkeit der Schüler/innen in der Risikogruppe (1=ja, 0=nein)

Abbildung 6.4.2: Abhängigkeit der Leistungsindikatoren von den Ungleichheitsmerkmalen

Anteil der Spitzenschüler/innen und Erstselektionsalter



Anmerkung: Das in dieser und den folgenden Abbildungen eingezeichnete Toleranzintervall für die Regressionsgerade dient nur der Veranschaulichung und zum Aufzeigen von Ausreißern. Wegen der kleinen Fallzahl sind die Ergebnisse vorsichtig zu interpretieren.

Abbildung 6.4.3: Anteil an Spitzenschülerinnen und -schülern (TOP) in Abhängigkeit vom Erstselektionsalter (ERST)

Produkt-Moment-Korr.	ERST	GESAMT	BILD4	KIGA2	AUTO	QUAL
BERUF_MATH (a)	-0.394 (p=0,131)	-0.524 (p=0,037)	0.164 (p=0,545)	0.106 (p=0,667)	-0.101 (p=0,709)	-0.117 (p=0,667)
BERUF_READ (a)	-0.362 (p=0,168)	-0.481 (p=0,059)	0.098 (p=0,719)	0.102 (p=0,707)	-0.194 (p=0,471)	-0.182 (p=0,499)
BERUF_TOP (a)	-0.456 (p=0,076)	-0.583 (p=0,018)	0.224 (p=0,404)	0.227 (p=0,397)	0.336 (p=0,204)	-0.051 (p=0,852)
BERUF_RISK (b)	0.349 (p=0,185)	0.4 (p=0,125)	-0.047 (p=0,864)	-0.189 (p=0,484)	0.5 (p=0,049)	0.231 (p=0,390)
BUB_MATH (a)	-0.555 (p=0,026)	-0.401 (p=0,124)	0.353 (p=0,179)	0.294 (p=0,268)	-0.226 (p=0,401)	-0.315 (p=0,234)
BUB_READ (b)	-0.201 (p=0,454)	-0.304 (p=0,252)	0.482 (p=0,059)	0.273 (p=0,307)	0.341 (p=0,197)	-0.135 (p=0,618)
BUB_TOP (a)	-0.754 (p=0,001)	-0.7 (p=0,003)	0.289 (p=0,277)	0.633 (p=0,008)	-0.258 (p=0,334)	-0.365 (p=0,165)
BUB_RISK (a)	-0.01 (p=0,971)	-0.072 (p=0,792)	-0.301 (p=0,257)	0.082 (p=0,763)	-0.13 (p=0,632)	0.024 (p=0,929)
MIGRA_MATH (b)	0.451 (p=0,079)	0.51 (p=0,044)	-0.077 (p=0,776)	-0.518 (p=0,040)	0.113 (p=0,677)	0.172 (p=0,524)
MIGRA_READ (b)	0.411 (p=0,113)	0.516 (p=0,041)	-0.091 (p=0,737)	-0.49 (p=0,054)	0.193 (p=0,474)	0.255 (p=0,341)
MIGRA_TOP (b)	0.508 (p=0,044)	0.574 (p=0,020)	-0.121 (p=0,656)	-0.612 (p=0,012)	-0.037 (p=0,891)	0.110 (p=0,684)
MIGRA_RISK (a)	-0.405 (p=0,120)	-0.483 (p=0,058)	0.031 (p=0,909)	0.458 (p=0,074)	-0.220 (p=0,413)	-0.265 (p=0,321)
Anzahl signifikanter Zusammenhänge	7	8	1	5	1	0
Kendalls tau-b	ERST	GESAMT	BILD4	KIGA2	AUTO	QUAL
BERUF_MATH (a)	-0.325 (p=0,095)	-0.424 (p=0,051)	0.067 (p=0,719)	0.017 (p=0,928)	-0.083 (p=0,653)	-0.067 (p=0,719)
BERUF_READ (a)	-0.307 (p=0,115)	-0.377 (p=0,083)	0.05 (p=0,787)	0.033 (p=0,857)	-0.200 (p=0,280)	-0.150 (p=0,418)
BERUF_TOP (a)	-0.271 (p=0,165)	-0.471 (p=0,030)	0.217 (p=0,242)	0.133 (p=0,471)	0.167 (p=0,368)	-0.117 (p=0,528)
BERUF_RISK (b)	0.307 (p=0,115)	0.354 (p=0,104)	-0.067 (p=0,719)	-0.217 (p=0,242)	0.417 (p=0,024)	0.233 (p=0,207)
BUB_MATH (a)	-0.325 (p=0,095)	-0.236 (p=0,278)	0.317 (p=0,087)	0.267 (p=0,150)	-0.167 (p=0,368)	-0.25 (p=0,177)
BUB_READ (b)	-0.127 (p=0,517)	-0.259 (p=0,233)	0.417 (p=0,024)	0.233 (p=0,207)	0.133 (p=0,471)	-0.217 (p=0,242)
BUB_TOP (b)	-0.633 (p=0,001)	-0.636 (p=0,003)	0.183 (p=0,322)	0.467 (p=0,012)	-0.233 (p=0,207)	-0.317 (p=0,087)
BUB_RISK (b)	0.036 (p=0,853)	-0.047 (p=0,828)	-0.317 (p=0,087)	-0.100 (p=0,589)	-0.033 (p=0,857)	0.017 (p=0,928)
MIGRA_MATH (b)	0.271 (p=0,165)	0.401 (p=0,065)	-0.117 (p=0,528)	-0.333 (p=0,072)	0.100 (p=0,589)	0.183 (p=0,322)
MIGRA_READ (b)	0.307 (p=0,115)	0.424 (p=0,051)	-0.167 (p=0,368)	-0.383 (p=0,038)	0.117 (p=0,528)	0.200 (p=0,280)
MIGRA_TOP (b)	0.343 (p=0,078)	0.448 (p=0,039)	-0.183 (p=0,322)	-0.467 (p=0,012)	-0.033 (p=0,857)	0.150 (p=0,418)
MIGRA_RISK (a)	-0.253 (p=0,195)	-0.401 (p=0,065)	0.083 (p=0,653)	0.333 (p=0,072)	-0.133 (p=0,471)	-0.217 (p=0,242)
Anzahl signifikanter Zusammenhänge	7	9	3	5	1	1

(a) Bei einem positiven Vorzeichen werden bestehende Ungleichheiten verstärkt, bei einem negativen abgeschwächt.
(b) Bei einem positiven Vorzeichen werden bestehende Ungleichheiten abgeschwächt, bei einem negativen verstärkt.
Bedeutung der Variablen: BERUF_MATH bis BERUF_RISK = Korrelationen des beruflichen Status der Eltern mit der Mathematikleistung (MATH), der Leseleistung (READ); der Zugehörigkeit zur Spitzengruppe (TOP) und der Zugehörigkeit zur Risikogruppe (RISK) je Land; BUB_MATH bis BUB_RISK = Korrelationen des Geschlechts des Kindes mit Mathematikleistung, Leseleistung, Zugehörigkeit zu Spitzen- bzw. Risikogruppe, MIGRA_MATH bis MIGRA_RISK = Korrelationen des Geschlechts des Kindes mit Mathematikleistung, Leseleistung, Zugehörigkeit zu Spitzen- bzw. Risikogruppe. ERST = Erstselektionsalter; GESAMT = Gesamtschulsystem Erstselektion mit 14, 15 oder 16 Jahren); BILD4 = Bildungsbeteiligung der 4-Jährigen, KIGA2 = Anteil der Kinder, die länger als ein Jahr den Kindergarten besuchen; AUTO = Schulautonomie; QUAL = Anteil der Lehrer/innen mit Universitätsabschluss

Abbildung 6.4.4: Chancengleichheitsindikatoren in Abhängigkeit von Schulsystemfaktoren (Produkt-Moment-Korrelationen und Kendalls tau-b)[18]

Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Beruf der Eltern und Erstselektionsalter

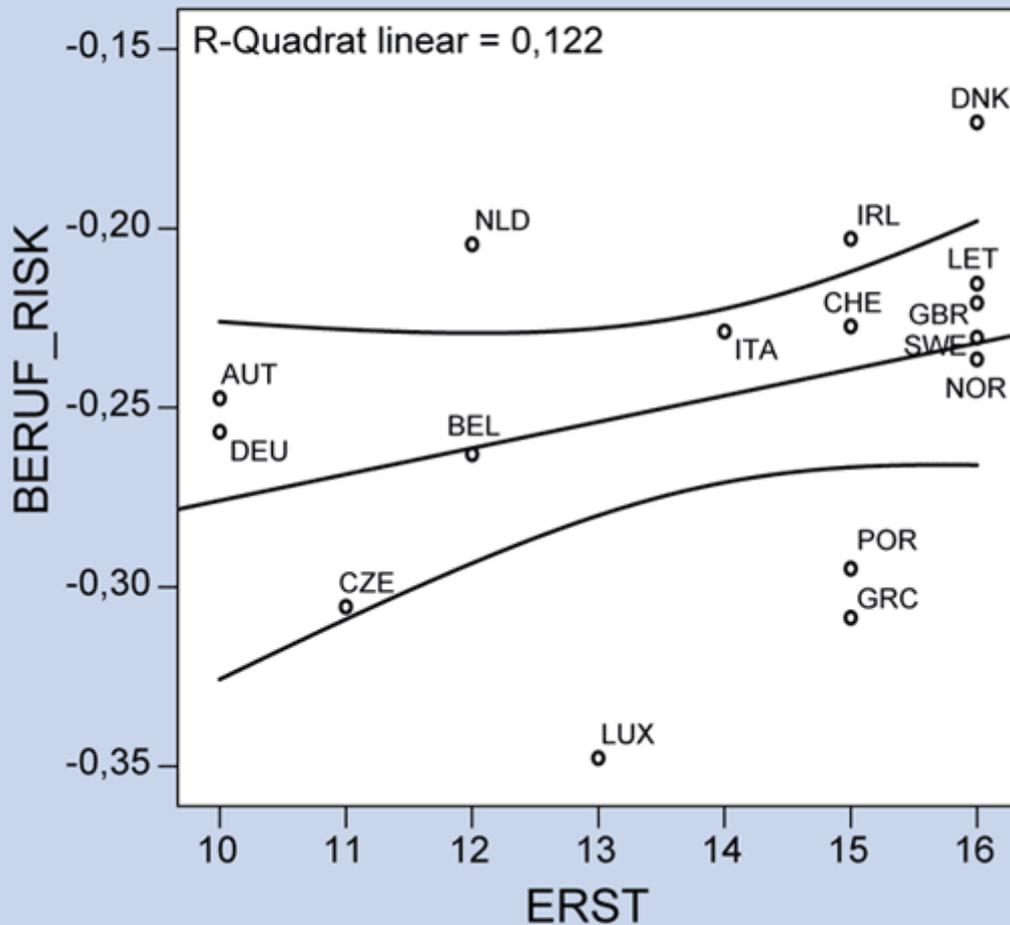


Abbildung 6.4.5: Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Beruf der Eltern bei unterschiedlichem Erstselektionsalter

Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Migrationshintergrund und Erstselektionsalter

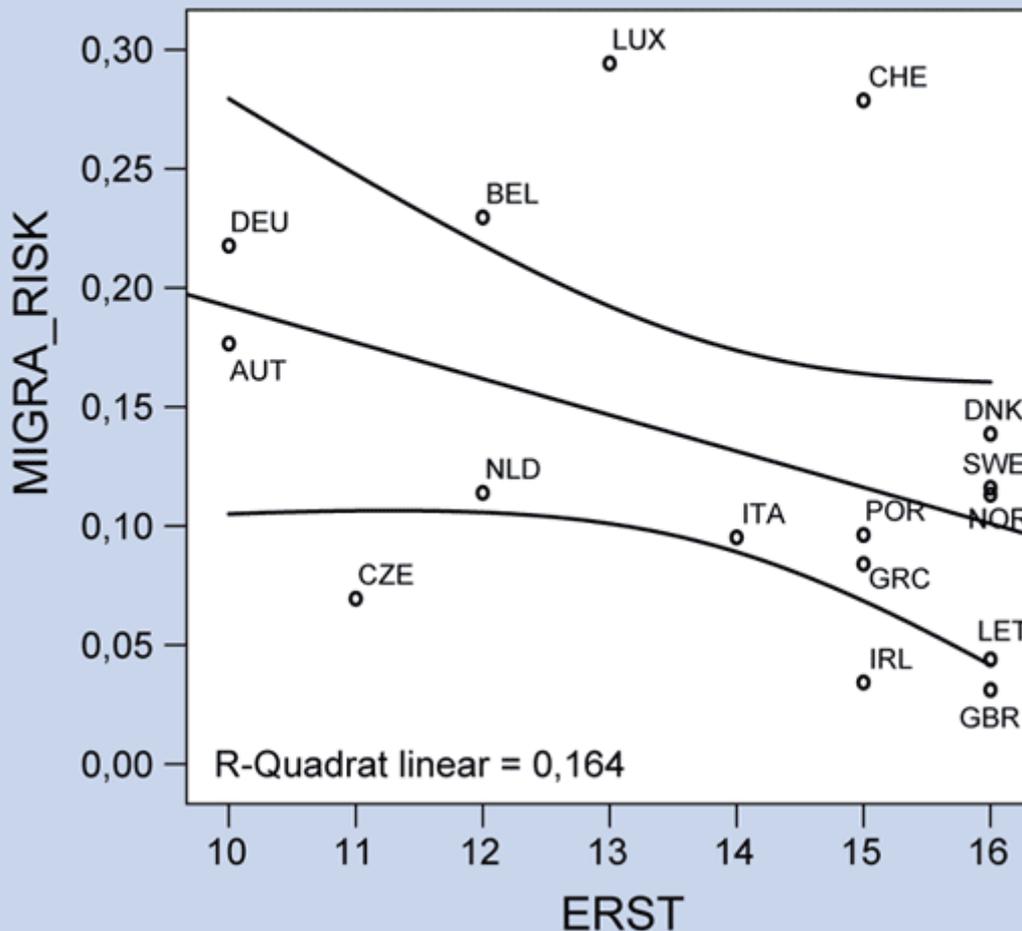


Abbildung 6.4.6: Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Migrationshintergrund bei unterschiedlichem Erstselektionsalter

Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Migrationshintergrund und Kindergartenbesuchsquoten

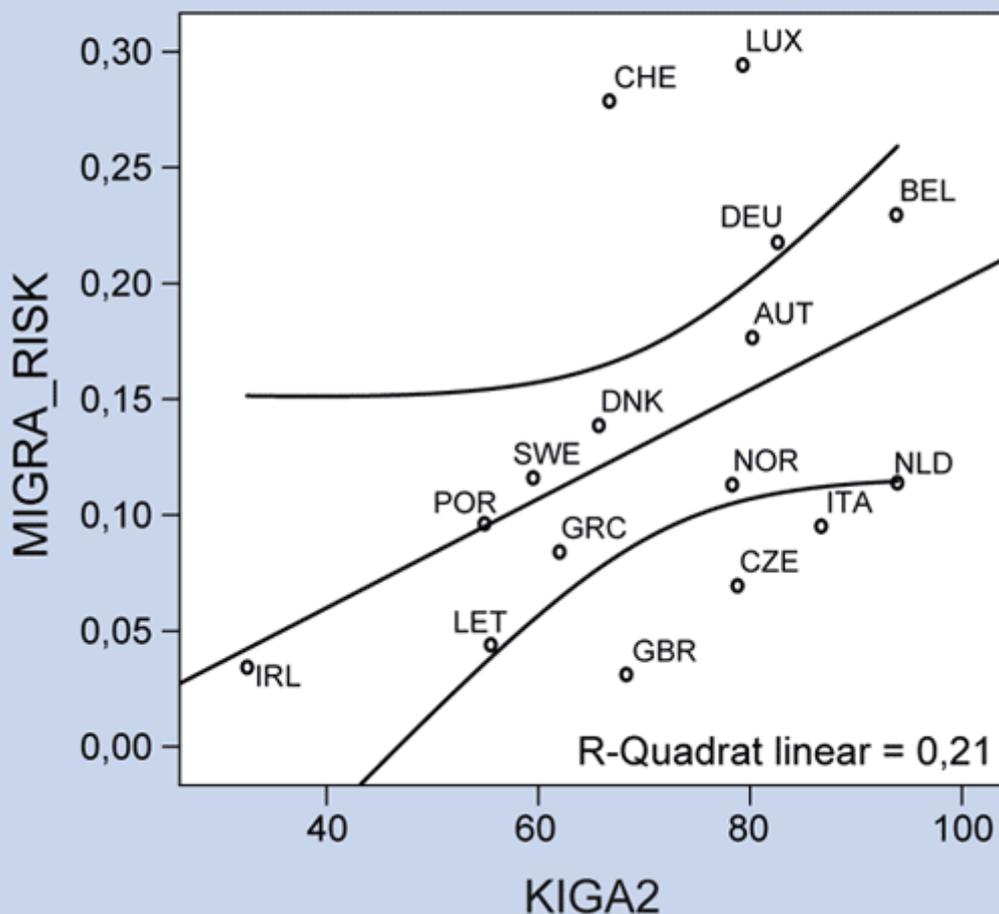


Abbildung 6.4.7: Abhängigkeit der Zugehörigkeit zur Risikogruppe vom Migrationshintergrund bei unterschiedlichem Anteil von Kindern, die anfangs der 1990er Jahre länger als ein Jahr einen Kindergarten besuchen.

1) Die Autoren bedanken sich herzlich für die professionelle redaktionelle Betreuung durch die Herausgeberinnen sowie beim Team des BIFIE Salzburg für die grafische Aufbereitung der Abbildungen.

2) Siehe: <http://www.bmukk.gv.at/schulen/bw/nms/zp.xml> (Stand: 14. 08. 2008)

3) Siehe: Die OÖ-Nachrichten, 05. 08. 2008, S. 4

4) Siehe: Ö1-Mittagsjournal, 24. 04. 2008, <http://oe1.orf.at/inforadio/90013.html?filter=0>

5) Siehe dazu das vorausgehende Kapitel von Breit und Schreiner in diesem Band (Kapitel 6.1).

6) Verfügbar unter: <http://www.eurydice.org> (Stand: 08. 08. 2008)

7) Verfügbar unter: <http://epp.eurostat.ac.europa.eu> (Stand: 16. 08. 2008)

8) Siehe dazu das vorausgehende Kapitel von Breit und Schreiner in diesem Band (Kapitel 6.1).

9) Belgien (BEL), Dänemark (DNK), Deutschland (GER), Griechenland (GRE), Großbritannien (UK), Irland (IRL), Italien (ITA), Lettland (LVA), Luxemburg (LUX), Niederlande (NLD), Norwegen (NOR), Österreich (AUT), Portugal (POR), Schweden (SWE), Schweiz (SUI), Tschechische Republik (CZE).

10) Eine weitere Differenzierung nach dem Geburtsort des Kindes in Erste Generation und zugewanderte Kinder wurde wegen kleiner Fallzahlen nicht vorgenommen.

11) Im Unterschied zu Bacher (2007) wurde in Anlehnung an Gruber (2007), der Italien mit einem Selektionsalter von 14 Jahren als ein Land mit Gesamtschulsystem bezeichnet, die Altersgrenze zur Kennzeichnung von Gesamtschulsystemen von 15 auf 14 Jahre reduziert.

12) Für das nicht in die Analyse integrierte Finnland als weiteres nordisches Land wird ein Wert von 66,8 % ausgewiesen.

13) Verfügbar unter: <http://epp.eurostat.ac.europa.eu> (Stand: 16. 08. 2008)

14) Ungewichtete Prozentwerte, da Schulleiter/innen die Bezugsbasis sind

15) So beträgt die durchschnittliche Leseleistung der Mädchen über alle in die Analyse eingehenden Länder 509 Punkte, während für die Buben 472 Punkte ausgewiesen werden.

16) Dadurch wird vermieden, dass „Ausreißer“ (Länder mit besonders niedrigen oder hohen Werten) die Ergebnisse verzerren (s. Abschnitt über methodisches Vorgehen)

17) $r = -0,584$ ($p = 0,018$); $\tau\text{-}b = 0,471$ ($p = 0,030$)

18) Anmerkung zur Vorzeicheninterpretation: Die Interpretation des Vorzeichens hängt von der Richtung des Ausgangszusammenhangs ab, der in Abbildung 6.4.2 dargestellt ist. Der Ausgangszusammenhang zwischen Mathematikleistung und Beruf der Eltern ist positiv. Ein negatives Vorzeichen für Pearson r oder Kendalls $\tau\text{-}b$ bedeutet daher, dass sich die Abhängigkeit der Mathematikleistungen vom Beruf bei einem späteren Erstselektionsalter geringer ist. Es liegt also eine ungleichheitsreduzierende Wirkung vor. Eine verstärkende Wirkung wäre gegeben, wenn r oder $\tau\text{-}b$ positiv wäre. Eine ungleichheitsreduzierende Wirkung tritt bei einer negativen Ausgangskorrelation (z. B. zwischen Leseleistung und Migrationshintergrund) ein, wenn das Vorzeichen von r oder $\tau\text{-}b$ positiv ist.

19) Auf eine grafische Darstellung wird aus Platzgründen im Folgenden verzichtet.

