

entnommen aus:

PIRLS 2006

Die Lesekompetenz am Ende der Volksschule – Österreichischer Expertenbericht

[Birgit Suchaň](#), [Christina Wallner-Paschon](#) & [Claudia Schreiner](#) (Hrsg.)

Graz: [Leykam](#) 2009

ISBN 978-3-7011-7621-2

verfügbar unter: <http://www.bifie.at/pirls2006b>

6. Soziale Ungleichheit, Schullaufbahn und Testleistungen

Johann Bacher[\[1\]](#)

Eine zentrale bildungspolitische Herausforderung moderner Gesellschaften ist, allen Kindern und Jugendlichen gleiche Bildungschancen zu gewährleisten. In welchem Ausmaß ist dieses Ideal in Österreich verwirklicht? Wie stark hängt die Schullaufbahn eines Kindes von der Bildung und dem Beruf der Eltern ab? In welchem Umfang bestimmen die Bildung und der Beruf der Eltern, das Geschlecht des Kindes, der Migrationshintergrund und der Wohnort die Schullaufbahn? Wie stark sind die Ungleichheiten in Österreich im internationalen Vergleich? Sind bei PIRLS andere Ungleichheitsfaktoren wirksam als bei PISA?

Auf diese Fragen versucht dieses Kapitel Antworten zu geben. Die Ergebnisse zeigen, dass die Bildung der Eltern und die Größe des Schulstandortes zentrale Ungleichheitsdimensionen sind, die direkt und indirekt auf den geplanten Besuch einer AHS einwirken.

Alle in den letzten Jahren durchgeführten nationalen und internationalen Bildungsstudien erbrachten übereinstimmend das Ergebnis, dass das österreichische Schulsystem durch ein hohes Ausmaß an sozialer Selektivität gekennzeichnet ist. Zu Beginn des Kapitels werden die Ergebnisse dieser Studien zusammengefasst und ein theoretisches Analysemodell vorgestellt. Das Modell unterscheidet zwischen direkten und indirekten Ungleichheitseffekten. Die direkten Effekte resultieren aus der Wahlentscheidung nach der vierten Klasse Volksschule, werden also entscheidend von der im österreichischen Bildungssystem erforderlichen frühen Bildungsentscheidung geprägt. Die indirekten Effekte entstehen durch unterschiedliche Startbedingungen, die nicht hinreichend durch das Bildungssystem ausgeglichen werden. Das theoretische Modell dient als roter Faden für die folgenden empirischen Analysen.

Die Ergebnisse der durchgeführten Analysen werden zunächst unter methodischen Gesichtspunkten betrachtet. Es ergaben sich Hinweise, dass schulisch und beruflich schlecht qualifizierte Eltern mit Migrationshintergrund untererfasst sind. Dies führt zu einer Abschwächung der Unterschiede nach Migrationshintergrund, sobald die soziale Schicht mitberücksichtigt wird. Zusätzliche Probleme traten bei der Erfassung der beruflichen

Position auf. In Österreich ist der Anteil der so genannten *Professionals* im internationalen Vergleich sehr gering.

Nach dieser methodischen Anmerkung werden die in der Analyse verwendeten Ungleichheitsdimensionen deskriptiv dargestellt. Daran anschließend wird untersucht, in welchem Ausmaß der geplante Besuch einer AHS von diesen Faktoren bestimmt wird. Starke bivariate Abhängigkeiten ergeben sich für die Bildung und den Beruf der Eltern sowie für die Größe des Schulstandorts. Für das Geschlecht des Kindes und den Migrationshintergrund treten keine nennenswerten Ungleichheiten auf. Für den Migrationshintergrund ist dies überraschend, aber dadurch erklärbar, dass eine einfache Gegenüberstellung von einheimischen und migrantischen Kindern unzureichend ist. Wichtig wäre eine Differenzierung nach Herkunftsland, die sich aber wegen der Fallzahlen schwer realisieren lässt. Im Vergleich zu PIRLS schwächt sich bei PISA der Einfluss der sozialen Schicht auf die Schullaufbahn ab, das Geschlecht gewinnt als ungleichheitsgenerierender Faktor bei der zweiten Bildungswahl im Alter von 14/15 Jahren an Relevanz.

Auch zwischen den Testleistungen und den betrachteten Ungleichheitsmerkmalen bestehen – mit Ausnahme des Geschlechts und der Größe des Schulstandorts – beachtenswerte Unterschiede, wie im nächsten Analyseschritt aufgezeigt wird. Im internationalen Kontext liegt die Abhängigkeit der Testleistungen von der Bildung und dem Beruf der Eltern im Mittelfeld, was aber zum Teil methodisch bedingt ist. So z. B. ist die internationale Klassifizierung der Bildungsabschlüsse für das österreichische Schulsystem weniger gut geeignet. Hinsichtlich der Unterschiede der Testleistungen nach Migrationshintergrund liegt Österreich leider im Spitzenfeld.

Zur Aufklärung der ermittelten Zusammenhänge wird schließlich eine explorative Pfadanalyse durchgeführt. Diese bestätigt das theoretische Ausgangsmodell und verweist darauf, dass die Schullaufbahn entscheidend von der Bildung der Eltern abhängt. Neben dem direkten und indirekten Effekt konnte als weiterer Schichteffekt die Notengebung identifiziert werden. Trotz gleicher Kompetenz erhalten Kinder aus unteren Bildungsschichten schlechtere Noten. Auch wenn die Ursachen hierfür nicht aufgeklärt werden können, sollte dieses Ergebnis Anlass sein, die Notengebung zu thematisieren.

Ein Resümee schließt das Kapitel ab: Die durchgeführten Analysen zeigen, dass Chancengleichheit im österreichischen Bildungssystem nicht durchgehend gegeben ist und ihre Gewährleistung nach wie vor eine zentrale bildungspolitische Herausforderung darstellt.

Theoretische Vorüberlegungen und ausgewählte empirische Befunde

Alle in den letzten Jahren durchgeführten empirischen Bildungsstudien (zusammenfassend Bacher, 2006) verweisen auf eine starke soziale Selektivität des österreichischen Bildungssystems: Die Bildungschancen, die Kinder in Österreich vorfinden, hängen von ihrer sozialen Herkunft, also von Bildung, Beruf und Einkommen der Eltern, ab. Weitere Ungleichheitsdimensionen stellen der Migrationshintergrund, das Geschlecht und der Wohnort dar. Die Analysen stützen sich dabei auf unterschiedliche Datenquellen, wie z. B. auf den Mikrozensus 1996 (z. B. Schwarz, Spielauer & Städtner, 2002; Spielauer, Schwarz & Schmid, 2002), auf die Volkszählung 2001 (Bauer, 2005; Kast, 2006), auf das europäische Haushaltspanel (ECHP; Bacher, 2003) und auf PISA (Bacher, 2005; Radinger, 2005). Auch Primärstudien wurden durchgeführt (Schlögl & Lachmayr, 2004).

Stellvertretend sollen hier einige Eckdaten, die die eben angesprochene Selektivität des österreichischen Schulsystems widerspiegeln, zur Volkszählung 2001 aus Bauer (2005) zitiert werden: 77 % der 12-Jährigen, deren Eltern einen Universitätsabschluss haben, gehen in eine AHS-Unterstufe. Dieser Prozentsatz sinkt auf 12 %, wenn die Eltern nur einen Pflichtschulabschluss besitzen. In Abhängigkeit von der beruflichen Stellung ergibt sich folgendes Bild: 40 % der 12-Jährigen, deren Eltern Angestellte oder Beamte sind, besuchen eine AHS-Unterstufe, bei Kindern, deren Eltern Arbeiter sind, beträgt der Prozentsatz nur 12 %. Bezüglich des Migrationshintergrunds muss bei der Volkszählung auf die Staatsbürgerschaft zurückgegriffen werden. Die Besuchsquote für eine AHS-Unterstufe variiert stark nach der Staatsbürgerschaft. Für Kinder mit österreichischer Staatsbürgerschaft beträgt sie 30 %, sie steigt für Kinder aus sonstigen EU-15-Staaten auf 49 %. Auch für sonstige Staaten liegt der Wert mit 38 % über dem österreichischen Schnitt. Für die beiden großen Gruppen der Migrantinnen und Migranten aus der Türkei und den Staaten des ehemaligen Jugoslawien geht die Beteiligung auf 7 % (türkische Staatsbürgerschaft) und 14 % (ehemaliges Jugoslawien) zurück. Nach Geschlecht treten nur geringe Differenzen auf: 26 % der 11- bis 14-jährigen Burschen besuchen eine AHS-Unterstufe, bei den Mädchen sind es 29 %. Deutliche Differenzen ergeben sich nach dem Gemeindetyp. Während in Gemeinden mit einer Agrarquote über 15 % nur 9 % der 11- bis 14-Jährigen eine AHS besuchen, sind es in Wien 47 %.

Ähnliche Befunde werden beim Übergang in die Sekundarstufe II erzielt. Der Effekt der Gemeindegröße reduziert sich deutlich. Auch der Schichteffekt wird schwächer. Das Geschlecht gewinnt dagegen bei der zweiten Bildungsschwelle an Bedeutung (zusammenfassend Bacher, Beham & Lachmayr, 2008).

Ausgehend von den Befunden der oben genannten Studien wird auf der Basis der PIRLS-Daten zunächst untersucht, wie stark der Zusammenhang zwischen sozialen Ungleichheitsmerkmalen und Bildungschancen ist. Als Indikator für die Bildungschance wird der geplante Besuch einer AHS-Unterstufe nach der 4. Klasse Volksschule verwendet.

In Einklang mit bisherigen Studien wird erwartet, dass der geplante Besuch einer AHS-Unterstufe stark vom sozio-ökonomischen Status^[2] der Eltern und dem Wohnort abhängt. Kinder, deren Eltern einer niedrigeren sozialen Schicht angehören und die in ländlichen Gebieten wohnen, finden geringere Bildungschancen vor. Für das Geschlecht des Kindes wird nur ein schwacher Zusammenhang erwartet, für den Migrationshintergrund ein mittelstarker mit deutlichen Unterschieden nach dem Herkunftsland.

PIRLS ermöglicht nicht nur eine Beschreibung von Zusammenhängen zwischen der Schullaufbahn und sozialen Ungleichheitsmerkmalen (sozioökonomischer Status der Eltern, Migrationshintergrund, Geschlecht des Kindes und Wohnort), sondern auch deren Erklärung. Frühe Selektion und Halbtagesstruktur kennzeichnen das österreichische Schulsystem. Diese Strukturmerkmale führen dazu, dass wenig Zeit für kompensatorischen Unterricht bleibt und dass folglich die Schulleistungen und die weiteren Schullaufbahnen stark von der sozialen Schicht der Eltern und weiteren Ungleichheitsmerkmalen abhängen.^[3] Verstärkend wirkt vermutlich auch in Österreich – wie in Deutschland (Schnabel & Schwippert, 2000, S. 264) – eine Mittelschichtorientierung der Schule, die zu einer Begünstigung von Kindern aus mittleren und höheren Schichten führt. Relevant sind ferner Unterschiede in den Bildungsaspirationen und -motivationen (Grogger et al., 2002).

Bezüglich der sozialen Schicht wird eine direkte und indirekte Wirkung auf die Schullaufbahn angenommen. Indirekt wirkt die soziale Schicht über den kulturellen Besitz, die häuslichen

Leseaktivitäten, die daraus resultierende Lesekompetenz und die Schulleistungen auf den geplanten Besuch einer AHS-Unterstufe ein. Die vermutete indirekte Wirkung wird von Boudon (1974)[\[4\]](#) in seiner richtungweisenden Studie über Chancenstrukturen im Bildungssystem als primärer Schichteffekt bezeichnet. Der Effekt besagt, dass Kinder aus höheren sozialen Schichten wegen ihres (sozio-)kulturellen Hintergrunds bessere Schulleistungen erbringen. Sie besitzen Startvorteile, die nicht bzw. nicht ausreichend durch die Schule ausgeglichen, sondern mitunter sogar verstärkt werden.

Die soziale Schicht wirkt aber nicht nur indirekt, sondern auch direkt als Folge der Wahlentscheidung auf den geplanten Besuch einer AHS-Unterstufe ein. Dieser Effekt wird von Boudon (1974) als sekundärer Schichteffekt bezeichnet. Der Effekt geht von der Beobachtung aus, dass selbst bei gleichen Schulleistungen Kinder aus unteren sozialen Schichten mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit eine AHS-Unterstufe besuchen, da die relevanten Entscheidungsfaktoren schichtspezifisch variieren. Die Entscheidungsfaktoren sind: der Wert, der einem formal höheren Bildungsabschluss beigemessen wird, die subjektive Wahrscheinlichkeit für dessen Erwerb und die vermuteten Kosten. Es wird angenommen, dass in höheren sozialen Schichten die Erfolgswahrscheinlichkeit für den Abschluss einer formal höheren Bildung positiver beurteilt wird, diesem Abschluss ein höherer Wert beigemessen wird und die vermuteten Kosten geringer eingeschätzt werden.

Das der direkten und indirekten Wirkung zu Grunde liegende Modell der rationalen Bildungswahl hat sich in jüngsten Studien sowohl für Österreich (Bacher, 2005) als auch für Deutschland (Becker, 2000; Becker & Hecken, 2007; Stocké, 2007) bewährt. Bei früheren Bildungsentscheidungen wird dabei von einem stärkeren sekundären Schichteffekt ausgegangen, da eine objektive Feststellung von Begabungen und Fähigkeiten wesentlich schwieriger möglich ist. Bezüglich der Einzelfaktoren (Kosten, Wert höherer Bildung, Beurteilung der Wahrscheinlichkeit, höhere Bildung zu erreichen) werden die Kosten bei früher Entscheidung als weniger relevant erachtet als die beiden anderen Faktoren. Beide Vermutungen (stärkere Wirkung der sozialen Schicht und geringere Relevanz der Kosten bei frühen Bildungsentscheidungen) konnten auch für Österreich empirisch bestätigt werden (Bacher, Beham & Lachmayr, 2008).

Für das Geschlecht des Kindes als weitere Ungleichheitsdimension wird nur ein indirekter Einfluss über den kulturellen Besitz, die häuslichen Leseaktivitäten, die Lesekompetenz und die Schulleistungen auf den geplanten Übergang in eine AHS-Unterstufe vermutet. Angenommen wird, dass bei Buben der kulturelle Besitz und die häuslichen Leseaktivitäten geringer sind, da nach wie vor geschlechtsspezifisch sozialisiert und bei Buben mehr Aufmerksamkeit auf typische männliche Aktivitäten, wie Sport und Technik, gelegt wird.[\[5\]](#) Dies schlägt sich in einer geringeren Lesekompetenz nieder. Unterschiede im kulturellen Besitz von Burschen und Mädchen konnten für PISA 2000 nachgewiesen werden (Bacher, 2005). Insgesamt sind aber die Leistungsunterschiede – sowohl hinsichtlich schulabhängiger allgemeiner Leistungstests als auch der Schulnoten – zwischen Burschen und Mädchen in der Primarstufe moderat und nehmen erst in der Sekundarstufe I zu (Bacher, Beham & Lachmayr, 2008).

Für den Migrationshintergrund wird eine indirekte Wirkung über die berufliche Position der Eltern und über die Lesekompetenz auf den geplanten Übergang in eine AHS-Unterstufe angenommen. Beide Wirkungsmechanismen über den Beruf und die Lesekompetenz konnten in einer Re-Analyse der PISA-Daten identifiziert werden (Bacher, 2005). Es wurde ein indirekter Effekt über die berufliche Position der Eltern und über die Lesekenntnisse auf den Besuch einer weiterführenden Schule mit Matura ermittelt. Eine wesentliche Ursache für das

schlechtere Abschneiden von Schülerinnen und Schülern mit Migrationshintergrund bei PISA ist somit die fehlende bzw. mangelhafte Integration der Eltern in den Arbeitsmarkt. Dies ist zum einen dadurch bedingt, dass die Eltern geringere schulische und berufliche Qualifikationen mitbringen und daher – wie gering qualifizierte *Inländer* – schlechter in den Arbeitsmarkt integriert sind. Zum anderen werden im Ausland erworbene Qualifikationen in Österreich nicht anerkannt und zu wenig genutzt, so dass auch Eltern mit Migrationshintergrund und hoher Bildung niedrige berufliche Positionen einnehmen.

Bezüglich des Schulstandorts[6] werden direkte und indirekte Effekte vermutet. Angenommen wird, dass sich Schulstandorte mit größerer Einwohnerzahl sozialstrukturell von Schulstandorten in kleineren Gemeinden unterscheiden. In Städten leben zum einen mehr Eltern mit Migrationshintergrund und zum anderen mehr Eltern mit höherer Bildung und höherer beruflicher Position, deren Kinder häufiger in eine AHS wechseln. Zusätzlich liegt eine direkte Wirkung vor. In Städten sind mehr Gymnasien verfügbar, die folglich auch von allen Schichten häufiger nachgefragt werden.

[Abbildung 6.1](#) fasst die vermuteten Wirkungszusammenhänge grafisch zusammen. In den Boxen stehen die Variablen, die Pfeile symbolisieren die direkten Effekte. Die Pfeilspitze zeigt in Richtung der abhängigen Variablen. Der Pfeil von der Einwohnerzahl (EINW) auf den geplanten Besuch einer Allgemeinbildenden Höheren Schule (AHS) bedeutet, dass der geplante Besuch einer AHS direkt von der Einwohnerzahl abhängt. Bei den direkten Effekten handelt es sich um partielle Effekte. D. h. die Variable, von der der Pfeil ausgeht, wirkt unabhängig von den anderen Variablen, die dieselbe Variable direkt und/oder indirekt beeinflussen. Der Pfeil von der Einwohnerzahl auf die Variable AHS bedeutet also, dass bei gleichen Schulleistungen, gleicher Lesekompetenz, gleicher sozialer Herkunft usw. in größeren Gemeinden mit einer größeren Wahrscheinlichkeit ein AHS-Besuch geplant wird.

Inhaltlich wird angenommen, dass der AHS-Besuch direkt von den Noten (NOTEN), dem Schulstandort (EINW), der Bildung und dem Beruf der Eltern (BILD_E, BERUF_E) abhängt. Für die Noten wird eine direkte Abhängigkeit von der Lesekompetenz (LESEK), dem Geschlecht des Kindes (BUB) und den beiden Schichtungsvariablen (BILD_E, BERUF_E) vermutet. Bei der Lesekompetenz (LESEK) wird angenommen, dass die häuslichen Leseaktivitäten (LESAKT), die zu Hause gesprochene(n) Sprache(n) (SPRACHE) und das Geschlecht des Kindes (BUB) einen direkten Einfluss ausüben. Die Zahl der Bücher (BÜCHER) dient in diesem Kapitel als Indikator für den kulturellen Besitz und wird von den beiden Schichtungsmerkmalen und dem Geschlecht des Kindes (BUB) beeinflusst. Für den Beruf der Eltern (BERUF_E) wird eine Abhängigkeit von der Größe des Schulstandortes (EINW), der Bildung (BILD_E) und dem Migrationshintergrund (MIGRA) angenommen. Für die Bildung wird ein Einfluss des Migrationshintergrunds (MIGRA) und des Schulstandorts (EINW) angenommen, für den Migrationshintergrund (MIGRA) eine Abhängigkeit vom Schulstandort (EINW). Die Richtungen des Zusammenhangs wurden bereits im vorausgehenden Text spezifiziert.

Anmerkungen zur Datenqualität

Bei PIRLS stehen vier Datenquellen zur Verfügung: (1.) Testergebnisse, (2.) Antworten der Kinder auf den Schülerfragebogen, (3.) Antworten der Eltern auf den Elternfragebogen, und (4.) Antworten der Schulleiter/innen auf den Schulfragebogen. Der Schülerfragebogen wurde von den Kindern im Anschluss an die Tests ausgefüllt. Der Elternfragebogen wurde den Kindern mitgegeben, von den Eltern zu Hause ausgefüllt und dem Kind wieder in die Schule mitgegeben. Die nachfolgenden Analysen greifen primär auf die Angaben der Eltern zurück.

Dabei stellt sich die Frage, ob die Befragung der Eltern zu systematischen Ausfällen geführt hat, die die Ergebnisse verzerren. Die Teilnahmequote der Eltern war erfreulicherweise sehr hoch. Nur 202 (ungewichtet, 4 %) der 5067 kontaktierten Eltern beteiligten sich nicht an der Erhebung. Der Anteil der Gesamtausfälle ist somit gering, so dass starke Verzerrungen durch diesen Faktor nicht zu erwarten sind. Allerdings kommen bei einzelnen Fragen weitere Antwortausfälle hinzu, so dass bei einzelnen Variablen 10 oder mehr Prozent der Werte fehlen. Dies ist beim Beruf der Eltern (12 %), der mütterlichen Erwerbstätigkeit (10 %) und der zu Hause gesprochenen Sprache (13 %) der Fall (siehe [Abbildung 6.2](#)).

Die durchschnittliche Zahl fehlender Werte in den untersuchten Variablen ist 0,65. Bei 70 % aller Daten liegen vollständige Informationen in allen dreizehn Variablen vor. Bei weiteren 19 % tritt nur in einer der untersuchten Variablen ein fehlender Wert auf. Bei den verbleibenden 11 % ist die Zahl der fehlenden Werte gleich zwei oder höher. Setzt man die Zahl fehlender Werte mit den Untersuchungsvariablen in Verbindung, resultiert das Bild der [Abbildung 6.3](#). Es gibt Auskunft, unter welchen Konstellationen häufiger Ausfälle vorkommen. Entsprechend den Ergebnissen treten Ausfälle häufiger bei schlechten Testleistungen ($r = -.22$) und schlechten Schulnoten des Kindes ($r = .23$) auf, wenn ein Migrationshintergrund ($r = .19$) vorliegt, zu Hause (neben Deutsch noch) eine andere Sprache ($r = .14$) gesprochen wird, weniger Bücher vorhanden sind ($r = -.23$) und die elterliche Bildung gering ($r = -.14$) ist.

Die Ergebnisse weisen somit darauf hin, dass Eltern mit Migrationshintergrund und geringer schulischer Qualifikation, deren Kinder in der Schule schlechte Testleistungen und Noten erzielen, untererfasst sind. Beim Migrationshintergrund konnten die Ausfälle durch eine Kombination von Eltern- und Schülerangaben reduziert werden. Bei der Bildung und dem Beruf der Eltern war dies nicht möglich, so dass mit Verzerrungen zu rechnen ist. Das Ausmaß der Verzerrungen hängt allgemein neben der Zahl der fehlenden Werte von der durchgeführten Analyse, der Zahl der Variablen, die in diese einfließen, und der Behandlung der fehlenden Werte ab. Nachfolgend werden drei Arten von Analysen gerechnet: eindimensionale Häufigkeitsauszählungen einschließlich der Berechnung von deskriptiven Statistiken sowie bivariate und multivariate Zusammenhangsanalysen. Auf Grund der bisher durchgeführten Analysen sind bei deskriptiven Fragestellungen Verzerrungen in den Variablen zu erwarten, die in [Abbildung 6.2](#) hohe Ausfälle haben, also beim Beruf, der zu Hause gesprochenen Sprache und der mütterlichen Erwerbstätigkeit. Bei Zusammenhangsanalysen sind entsprechend [Abbildung 6.3](#) Verzerrungen zu erwarten, wenn Korrelationen berechnet werden, in die die Testleistungen, die Bildung der Eltern, der Migrationshintergrund, die Zahl der Bücher, die Schulnoten und die zu Hause gesprochene Sprache einbezogen werden.

Ein weiteres Problem zeigte sich in den Analysen bei Erfassung des geplanten Schulbesuchs nach der Volksschule. Die Eltern wurden gefragt, ob sie ihr Kind für das nächste Schuljahr für eine AHS angemeldet haben. Als Antwortalternativen waren *ja* und *nein* vorgegeben. Mit der verwendeten Frage wird der Anteil der Schüler/innen, die im Herbst eine AHS besuchen, überschätzt. Von den befragten Eltern gaben 41 % an, dass ihr Kind in einer AHS angemeldet ist. Im Schuljahr 2005/06 besuchten dagegen laut statistischen Angaben des Bundesministeriums für Bildung, Wissenschaft und Kultur (BMBWK, 2008) 67 % aller Schüler/innen der fünften Schulstufe eine Hauptschule und 33 % ein Gymnasium. Der tatsächliche AHS-Besuch wird somit mit der Frage nach der Anmeldung überschätzt. Besonders ausgeprägt ist die Überschätzung für Wien. Während in Wien 52 % [\[7\]](#) aller Schüler/innen der 5. Schulstufe eine AHS besuchen (Statistik Austria, 2008a, S. 114–115), berichten 69 % der bei PIRLS befragten Eltern aus Wien, dass ihr Kind für eine AHS

angemeldet ist. In den anderen Bundesländern beträgt die Quote laut Schulstatistik für die 5. bis 8. Schulstufe 26 % (BMBWK, 2006, Tab. 2.2., eigene Berechnungen). Unter Berücksichtigung einer Schwundquote ist von einem etwas höheren Anteil in der 1. Klasse für die AHS auszugehen. In den Befragungsdaten von PIRLS liegt der Anteil bei 35 % und ist ebenfalls höher als jener der Schulstatistik, die Differenz ist aber deutlich kleiner als in Wien. Die Ursachen für diese Differenzen konnten im Rahmen des Berichts nicht im Detail geklärt werden. Wahrscheinliche Ursache ist die im Elternfragebogen enthaltene Frageformulierung, mit der die Anmeldungen erfasst werden. Es ist plausibel anzunehmen, dass insbesondere in Wien mehr Eltern als in den anderen Bundesländern ihr Kind für eine AHS anmelden, auch wenn die Voraussetzungen nicht erfüllt sind. Für diese Gruppe von Schülerinnen und Schülern war zum Befragungszeitpunkt vermutlich aber noch nicht klar, ob sie in ein Gymnasium aufgenommen wird. Hinzu kommt möglicherweise, dass die Eltern in Richtung sozialer Wünschbarkeit *Gymnasium* geantwortet haben.

Die Antworten der Schüler/innen auf die Frage In welche Schule wirst du nach der Volksschule gehen?, führen zu einer besseren Annäherung an die Schulstatistik. Vorgegeben waren vier Antwortkategorien: *Hauptschule*, *AHS-Unterstufe (Gymnasium)*, *Andere* und *Weiß nicht*. Die AHS-Unterstufe nannten 33 % der Kinder, wenn angenommen wird, dass Kinder, die die letzten beiden Kategorien angaben, nicht in eine AHS-Unterstufe gehen werden. Der Prozentsatz für Wien liegt bei 59 %, für die anderen Bundesländer bei 27 %. Für Wien liegt also nach wie vor eine leichte Überschätzung vor, die aber geringer ist als jene bei Verwendung der Elternangaben. Aus diesem Grund wird nachfolgend der von den Kindern berichtete AHS-Besuch als abhängige Variable verwendet, um eine bessere Annäherung an das tatsächliche Übertrittsverhalten zu erzielen. Zur Kontrolle wurden alle Analysen auch mit den Elternangaben gerechnet.

Beim internationalen Vergleich ergaben sich zwei weitere Probleme. Zum einen zeigte sich, dass die internationale Kodierung der Bildungsabschlüsse der Eltern für Österreich wenig geeignet ist. Entsprechend dem internationalen Standardcode (International Standard Classification of Education, ISCED) werden der Stufe 3 formal sehr unterschiedliche Bildungsabschlüsse zugeordnet, nämlich der Lehrabschluss (Level 3B), der Abschluss einer berufsbildenden mittleren Schule (Level 3B/C) und einer AHS/BHS (Level 3A). Eine Meisterprüfung wird dagegen der höheren Stufe 5 zugeordnet. Diese Zuordnungen führen bei Anwendung der internationalen Kodierung in Österreich zu einer Abschwächung der Zusammenhänge der Bildung der Eltern mit den Testleistungen. Bei Analysen, die nur Österreich betreffen, wird daher eine andere im nationalen Datensatz enthaltene Kategorisierung (Suchan et al., 2007) eingesetzt, die für das österreichische Bildungssystem besser passt.

Ein zweites Problem trat beim Vergleich der beruflichen Positionen der Eltern auf. Der internationale Datensatz enthält eine Feinskalierung mit sieben Ausprägungen. Im Vergleich zu den anderen europäischen Ländern hat Österreich einen geringen Anteil an *Professionals* von 19 %. Dieser Gruppe gehören an: Leiter/in eines großen Unternehmens, leitende Bedienstete, Wissenschaftler/in oder in einem verwandten Beruf Tätige, Techniker/in oder in einem gleichrangigen nicht-technischen Beruf Tätige. Im flämischen Teil Belgiens gehören dieser Gruppe 43 % an, im französischen Teil sind es 37 %, in den Niederlanden 49 %, in Schweden sogar 57 % und in Deutschland immerhin noch 28 %. Dass es sich hier für Österreich um tatsächliche, reale Unterschiede handelt, ist wenig wahrscheinlich. Zieht man zur Abklärung dieser Frage die PISA-2006-Daten heran, so wird für Österreich ein deutlich höherer Prozentsatz von 34 % an *Professionals* berechnet.^[8] Es ist daher zu vermuten, dass das verwendete Antwortformat zu diesen Abweichungen geführt hat. Die berufliche Tätigkeit

der Eltern wurde durch eine geschlossene Frage mit 12 Antwortkategorien, die etwa den ISCO-Hauptcodes (Wallner-Paschon, 2004) plus weiterer Kategorien entsprechen, erhoben. Jede Kategorie wurde ausführlich erklärt. Die Kategorien der *Professionals* wurden am Ende der Liste auf einer neuen Seite präsentiert. Im internationalen Fragebogen war dies nicht der Fall. Es ist daher anzunehmen, dass einige Befragte bereits eine zutreffende Kategorie (z. B. Angestellter) ankreuzten und ihre Antwort nicht mehr korrigierten, auch wenn sie beim Weiterlesen auf der gegenüberliegenden Seite feststellten, dass eine andere Kategorie vielleicht zutreffender ist.[\[9\]](#)

Soziale Ungleichheitsmerkmale

Zur Erfassung des sozioökonomischen Status bzw. der sozialen Schicht der Eltern sind in PIRLS Angaben zur Bildung und zum Beruf der Eltern vorhanden. Die Bildung der Eltern wurde durch die Vorgabe von 12 Kategorien erfasst, die von der Ausprägung *keine Schule besucht* oder *keine Schule abgeschlossen* bis hin zu *Universitätsstudium (mit Diplom/Mag. oder Doktorat/Dr.) abgeschlossen* reichen. Für die weitere Analyse wurden aus den Antworten der Eltern drei Variablen gebildet: höchster Bildungsabschluss der Mutter, höchster Bildungsabschluss des Vaters und höchster Bildungsabschluss der Eltern. Für den höchsten Bildungsabschluss der Eltern wurde der Bildungsabschluss des Vaters verwendet, wenn dieser höher als jener der Mutter war, sonst jener der Mutter, bei gleicher Bildung einer von beiden.

[Abbildung 6.4](#) gibt die Verteilung auf die drei Variablen wieder. Verwendet wurde die für Österreich besser geeignete nationale Kodierung (s. vorausgehenden Abschnitt). 18 bzw. 12 % der Mütter bzw. Väter haben eine geringe Bildung. Der Großteil (55 % der Mütter, 60 % der Väter) besitzt eine mittlere Bildung (Lehrabschluss, Berufsbildende Mittlere Schule, Meisterprüfung, Krankenpflegeausbildung). 27 % der Mütter und 28 % der Väter haben eine Matura oder eine höhere Ausbildung. Betrachtet man die höchste Bildung der Eltern, so haben 8 % keinen oder nur einen Pflichtschulabschluss. 54 % weisen eine mittlere Bildung als höchsten Abschluss auf. In den verbleibenden 38 % hat zumindest ein Elternteil Matura.

An den Zahlen in [Abbildung 6.4](#) ist die Bildungsexpansion seit den 1970ern gut erkennbar, die zu einem allgemeinen Anstieg des Bildungsniveaus führte, wobei Frauen deutlich aufholen konnten und in der Zwischenzeit die Männer in der formalen Bildung überholten. Ein Vergleich mit den Volkszählungsdaten 1981 und 2001 veranschaulicht diese Entwicklung: Anfang der 1980er-Jahre hatten 11,5 % der über 19-jährigen Wohnbevölkerung (8,8 % der Frauen; 14,6 % der Männer) eine höhere Schulbildung erworben, wobei rund 4 % auch einen tertiären Abschluss aufwiesen (2,5 % bei den Frauen; 5,4 % bei den Männern). Zu Beginn des neuen Jahrtausends machte diese Gruppe fast 20 % (18,7 % der Frauen; 21,4 % der Männer) aus, davon entfielen acht Prozentpunkte auf jene, die auch einen tertiären Abschluss erwarben (7,4 % bei den Frauen[\[10\]](#); 8,7 % bei den Männern). (Bacher, Beham & Lachmayr, 2008).

Wie bei der Bildung können auch beim Beruf der Eltern drei Variablen gebildet werden: Beruf Vater, Beruf Mutter, (höchster) Beruf Eltern. Die Variablen haben sieben Ausprägungen: *leitende Tätigkeit/Wissenschaftler/in/Techniker/in* bzw. *gleichrangige Tätigkeit* (Professional), *Inhaber/in eines kleinen Unternehmens* (Small Business Owner), *Angestellte/r* (Clerical), *Facharbeiter/in* (Skilled Worker), *Hilfearbeiter/in* (General Laborer), *nie erwerbstätig* (never worked outside home for pay) und *nicht zuordenbar* (not applicable). Beim (höchsten) Beruf der Eltern wurde angenommen, dass die Berufe entsprechend der in

[Abbildung 6.5](#) genannten Reihenfolge geordnet sind. D. h., dass für eine/n Angestellte/n eine höhere berufliche Position angenommen wurde als für eine/n Facharbeiter/in.

Zwischen den Müttern und Vätern ergeben sich deutliche Unterschiede (siehe [Abbildung 6.5](#)), in denen sich Benachteiligungen von Frauen – insbesondere von Frauen mit Kindern – auf dem Arbeitsmarkt abbilden. 16 % der Väter, aber nur 9 % der Mütter haben eine leitende Tätigkeit inne oder üben den Beruf eines/einer Wissenschaftler/in, Techniker/in oder einen gleichwertigen Beruf aus, obwohl der Anteil an Maturantinnen und Maturanten und Akademikerinnen und Akademikern bei beiden Geschlechtern gleich ist. Die Mehrheit der Mütter ist Angestellte (55 %), der Großteil der Väter ist entweder Angestellter (30 %) oder Facharbeiter (32 %).[\[11\]](#)

Wird – wie oben beschrieben – die höchste berufliche Position berechnet, so haben 19 % der Kinder mindestens einen Elternteil, der eine leitende, wissenschaftliche, technische oder gleichrangige Tätigkeit ausübt. Dieser Anteil wird vermutlich unterschätzt (siehe *Anmerkungen zur Datenqualität* in diesem Kapitel). Weitere 14 % der Kinder haben mindestens einen Elternteil, der/die Inhaber/in eines kleinen Unternehmens ist. Der Großteil der Kinder hat mit 45 % mindestens einen Elternteil, der/die Angestellte/r ist. 15 % haben mindestens einen Elternteil, der/die Facharbeiter/in ist.

Um eine übersichtliche Darstellung bei Tabellenanalysen zu ermöglichen, werden die beruflichen Tätigkeiten noch weiter zusammengefasst in: *Manuelle Tätigkeiten* (umfasst Facharbeiter/innen und Hilfsarbeiter/innen), *Angestellte, kleine Unternehmen* (umfasst Angestellte/r und Inhaber/in eines kleinen Unternehmens) und *Akademiker/innen, Techniker/innen, leitende Tätigkeit*.

Bezüglich der anderen Ungleichheitsdimensionen ergeben sich zusammenfassend folgende Verteilungskennwerte:

- 49 % der getesteten Kinder sind Mädchen, 51 % sind Buben.
- 83 % der Kinder haben – entsprechend der internationalen Kodierung – keinen Migrationshintergrund. 13 % gehören der zweiten Generation an, sie sind in Österreich geboren, ihre Eltern dagegen im Ausland. 4 % sind wie ihre Eltern im Ausland geboren und bilden die so genannte erste Generation.[\[12\]](#)
- Von den befragten Kindern besuchen 33 % eine Schule in einer Gemeinde bis zu 3.000 Einwohner/innen. Weitere 34 % gehen in eine Schule in einer Gemeinde von 3001 bis 15 000 Einwohner/innen. 7 % der Kinder besuchen eine Schule in einer Klein- und Mittelstadt (15 001 bis 50 000 Einwohner/innen), 8 % eine Schule in einer Stadt von 50 001 bis 500 000 Einwohner/innen, die restlichen 18 % gehen in Wien zur Schule.

Zum Migrationshintergrund ist anzumerken, dass entsprechend dem internationalen Vorgehen ein Migrationshintergrund dann angenommen wird, wenn beide Elternteile (bei Alleinerziehenden der entsprechende Elternteil) im Ausland geboren sind. Sind die Großeltern zugewandert und die Kinder bereits in Österreich geboren, dann werden die Enkelkinder (dritte Generation) nicht mehr als Kinder mit Migrationshintergrund erfasst. Auch bei interethnischen Ehen (ein Elternteil im Ausland geboren, ein Elternteil im Inland) wird ebenso kein Migrationshintergrund angenommen wie im Fall, wenn nur ein Elternteil im Ausland geboren ist. Dies führt zu einer Unterschätzung des Migrationsanteils. Verwendet man den Anteil der Kinder, die zu Hause (neben Deutsch) eine andere Sprache sprechen, als Definitionskriterium, so erhöht sich der Migrationshintergrund auf 26 %.

Ein Vergleich mit den PISA-Daten ist nur partiell möglich, da zum Teil andere Kodierungen verwendet werden. Wo möglich, stimmen beide Untersuchungen gut überein (siehe [Abbildung 6.6](#)). Der Anteil der Eltern mit akademischem Abschluss liegt bei 18 % bzw. 17 %. Der Arbeiteranteil liegt in beiden Untersuchungen bei 20 % bzw. 24 %. Der Geschlechteranteil ist gleich. Der Migrationsanteil ist bei PIRLS etwas höher. Die Schulstandorte sind nicht vergleichbar und wurden nur der Vollständigkeit wegen aufgenommen. Bei PIRLS beziehen sich die Daten auf Volksschulen, bei PISA primär auf weiterführende Schulen der Sekundarstufe II.

Im europäischen Vergleich [\[13\]](#) ergibt sich folgendes Bild: Das Bildungsniveau der Eltern der in Österreich getesteten Kinder liegt im Mittelfeld. Die beruflichen Positionen befinden sich dagegen im unteren Drittel, was auf die bereits erwähnte Unterfassung der Professionals zurückzuführen ist.

Hinsichtlich des Migrationsanteils liegt Österreich mit einem Anteil von 17 % im Spitzenfeld. Nur der französisch sprechende Teil von Belgien (19 %), Lettland (21 %) und Luxemburg (40 %) weisen höhere Anteile auf. Ähnlich hohe Werte wie in Österreich treten in Deutschland (16 %) und Frankreich (14 %) auf.

Der Bubenanteil streut in ganz Europa – wie erwartet – nur gering und variiert zwischen 48 und 52 %. Die Größe der Schulstandorte in Österreich liegt ebenfalls im Mittelfeld der Vergleichsländer.

Soziale Ungleichheitsmerkmale und geplanter AHS-Besuch

33 % der befragten Kinder berichten, dass sie im Herbst in eine AHS wechseln werden. Zwischen den sozialen Ungleichheitsmerkmalen und dem geplanten Besuch einer AHS werden die in der [Abbildung 6.7](#) wiedergegebenen Zusammenhänge ermittelt. In der Tabelle sind drei Zusammenhangsmaße [\[14\]](#) wiedergegeben:

- Kontingenzkoeffizient C: Dieser misst die Stärke des Zusammenhangs und geht von 0 (kein Zusammenhang) bis 1 (perfekter Zusammenhang). Der Kontingenzkoeffizient trifft keine Annahmen bzgl. des Messniveaus der Variablen und der Art des Zusammenhangs.
- Korrelationskoeffizient taub: Dieser Koeffizient misst die Stärke und die Richtung des Zusammenhangs. Die Werte des Koeffizienten gehen von -1 bis $+1$. Umso weiter der Wert von 0 entfernt ist, desto stärker ist der Zusammenhang. Ein positives Vorzeichen drückt einen gleich gerichteten (monotonen) Zusammenhang aus, ein negatives Vorzeichen einen entgegengesetzten. Vorausgesetzt wird ordinales Messniveau der Variablen und ein monotoner Zusammenhang.
- Korrelationskoeffizient r (Produkt-Moment-Korrelation): Dieser Koeffizient misst wie taub die Stärke und Richtung des Zusammenhangs. Er nimmt quantitatives (intervallskaliertes) Messniveau und einen linearen Zusammenhang an.

Wie erwartet liegt ein relativ starker Zusammenhang zwischen dem geplanten Besuch einer AHS mit der Bildung und dem Beruf der Eltern vor. Für die Bildung werden dabei etwas höhere Zusammenhänge ermittelt als für den Beruf. D. h., die Schullaufbahn hängt etwas stärker von der Bildung als vom Beruf ab. Die berechneten Korrelationen für die Väter- und

Müttervariablen sind sich jeweils sehr ähnlich. Die Schullaufbahn eines Kindes wird somit in etwa dem gleichen Ausmaß vom Vater und von der Mutter beeinflusst. [\[15\]](#)

Der Zusammenhang zwischen Bildung der Eltern und geplantem Besuch einer AHS ist in [Abbildung 6.8](#) dargestellt. Dieser ist zu entnehmen, dass einer Korrelation von $r = .37$ deutliche Differenzen zu Grunde liegen und der Zusammenhang daher als außerordentlich stark bezeichnet werden kann. Während 15 % der Kinder, deren Eltern maximal einen Lehr- oder Pflichtschulabschluss haben, entsprechend ihren Angaben im Herbst eine AHS besuchen werden, beträgt der Prozentwert bei den Akademikerinnen und Akademikern 65 %. Die relative Chance für den Besuch einer AHS ist somit bei Akademikerinnen und Akademikern etwa 4,3 Mal so groß wie beim Vorliegen eines Pflichtschulabschlusses. Verwendet man hinsichtlich der AHS-Übertritte die Elternangaben, so fallen die Unterschiede etwas schwächer aus, was darauf zurückzuführen ist, dass es in allen sozialen Gruppen eine Tendenz zu einer häufigeren Anmeldung gibt. Das relative Chancenverhältnis beträgt nicht 4,3 sondern 2,5 und die Odds-Ratio hat einen Wert von 6,2 an Stelle von 10,5.

Ähnlich deutlich fallen die Unterschiede in Abhängigkeit von der beruflichen Stellung der Eltern aus ([Abbildung 6.9](#)). Die relative Chance für den Besuch einer AHS ist bei leitender, wissenschaftlicher, technischer oder gleichwertiger Tätigkeit 3,3 Mal größer als bei Hilfsarbeiterinnen und Hilfsarbeitern. Die Gruppe der Hilfsarbeiter/innen ist aber relativ klein. An dem Ergebnis würde sich aber auch nichts ändern, wenn als Referenzgruppe die Facharbeiter/innen gewählt werden, da sich diese im geplanten AHS-Besuch nicht von den Hilfsarbeiterinnen und Hilfsarbeitern unterscheiden. Bei den Elternangaben für den Schulübertritt werden wiederum schwächere Zusammenhänge ermittelt. Das relative Chancenverhältnis reduziert sich von 3,3 auf 2,4 und die Odds-Ratio geht von 6,6 auf 5,5 zurück.

Wie erwartet tritt auch zwischen der Einwohnerzahl des Schulstandorts der VS und dem Besuch einer AHS ein starker Zusammenhang auf (siehe [Abbildung 6.10](#)). Die relative Chance für den Besuch einer AHS in Wien ist 3,1 Mal höher als in einer Gemeinde bis 3.000 Einwohner/innen. Für die Elternangaben beträgt die relative Chance 2,6 und ist wiederum etwas schwächer. Zu beachten ist, dass sowohl bei den Eltern- als auch Kinderangaben die AHS-Quote in Wien und damit auch die Chancenverhältnisse für Wien etwas überschätzt werden.

Zwischen dem Geschlecht und dem geplanten AHS-Besuch besteht kein nennenswerter Zusammenhang. 35 % der Mädchen werden nach ihren Angaben im Herbst in eine AHS gehen, bei den Buben sind es 30 %. Diese Differenz stimmt sehr gut mit jener der Schulstatistik (Bacher, Beham & Lachmayr, 2008) überein.

Die bisher ermittelten Ergebnisse bestätigen die theoretischen Ausgangsüberlegungen, dass der AHS-Besuch stark mit der sozialen Herkunft und der Einwohnerzahl korreliert, mit dem Geschlecht dagegen nur schwach. Entgegen den Erwartungen besteht aber zwischen dem Migrationshintergrund und dem geplanten Besuch einer AHS kein mittlerer Zusammenhang. 32 % der Kinder ohne Migrationshintergrund und 36 % der Kinder mit Migrationshintergrund berichten, dass sie im Herbst mit einer AHS-Unterstufe beginnen. Dieser Befund steht im klaren Widerspruch zu der öffentlichen Diskussion der PISA- und PIRLS-Ergebnisse, bei der auf das schlechte Abschneiden von Kindern mit Migrationshintergrund hingewiesen wird. Das Ergebnis lässt sich dadurch erklären, dass in größeren Schulstandorten mehr Eltern mit Migrationshintergrund wohnen und hier häufiger eine AHS besucht wird. Kontrolliert man diesen Effekt statistisch, resultiert folgendes Bild: In Gemeinden bis 50 000 Einwohner/innen

berichten 25 % der Kinder ohne Migrationshintergrund, dass sie im Herbst eine AHS besuchen werden. Von den Kindern mit Migrationshintergrund sind dies 21 %. In Städten mit 50 001 und mehr Einwohner/innen wechseln 60 % der Kinder ohne Migrationshintergrund in eine AHS, bei den Kindern mit Migrationshintergrund sind dies 48 %. Es ergibt sich somit – wie erwartet – eine höhere Bildungsbeteiligung der Kinder ohne Migrationshintergrund. Nach Herkunftsland ergibt sich das in [Abbildung 6.11](#) wiedergegebene Bild. Es entspricht der aus der Volkszählung bekannten Struktur (siehe *Theoretische Vorüberlegungen und ausgewählte Befunde* in diesem Kapitel). Kinder von Migrantinnen und Migranten aus der Türkei haben die geringste Quote, es folgen Kinder aus Staaten des ehemaligen Jugoslawien. Beide Gruppen haben geringere Übertrittsraten als inländische Kinder. Allerdings liegen ihre Werte deutlich über jenen der Volkszählung von 2001 (siehe *Theoretische Vorüberlegungen und ausgewählte Befunde* in diesem Kapitel), wobei zu berücksichtigen ist, dass die Daten der Volkszählung bereits sieben Jahre alt sind und die Staatsbürgerschaft als Kriterium angewandt wird. Höhere Übertrittsraten haben Kinder aus anderen EU-Ländern – hier Deutschland und andere Länder aus Süd-Ost-Europa.

Interessant ist ein Vergleich mit den Ergebnissen von PISA 2006 (siehe [Abbildung 6.12](#)). Hinsichtlich der Bildung der Eltern verbessert sich – wie auf der Grundlage vorliegender Studien erwartet – das Chancenverhältnis von 1 zu 4,3 auf 1 zu 3,7. Beim Beruf zeigt sich ein ähnlicher, aber deutlich schwächerer Effekt. Die Ungleichheit nach der sozialen Herkunft nimmt bei der späteren Bildungsentscheidung ab. Dies ist darauf zurückzuführen, dass die Bildungsentscheidung objektiver getroffen werden kann und mit den Berufsbildenden Höheren Schulen Schulformen verfügbar sind, die auch untere soziale Schichten ansprechen, da sie gleichzeitig eine berufliche Ausbildung gewährleisten.

Im Unterschied zur sozialen Herkunft nehmen die Geschlechterdifferenzen zu. Während die Mädchen beim Übergang in die AHS nur einen knappen Vorsprung haben und das Chancenverhältnis 1 zu 1,2 beträgt, hat dieses bei der zweiten Schnittstelle bereits einen Wert von 1 zu 1,4.

Bei den PISA-Daten besuchen Kinder mit Migrationshintergrund weniger häufig eine maturaführende Schule. Das Chancenverhältnis ist 1 zu 1,4 zu ihren Ungunsten. Bei PIRLS berichten die Kinder mit Migrationshintergrund dagegen häufiger, dass sie eine AHS besuchen werden, was dadurch bedingt ist, dass einheimische Kinder häufiger als migrantische Kinder in ländlichen Gebieten leben, wo keine AHS verfügbar ist.

Hinsichtlich der Schulstandorte lässt sich eine leichte Verschiebung des Chancenverhältnisses beobachten, die dadurch bedingt ist, dass es im Unterschied zu Gymnasien Berufsbildende Höhere Schulen auch in kleineren Gemeinden gibt. Dennoch befinden sich in größeren Städten mehr maturaführende Schulen als in ländlichen Gebieten, so dass sich ein Chancenverhältnis von deutlich größer 1 ergibt. Geht man zum Wohnort der Schülerin/des Schülers über, so nehmen die regionalen Ungleichheiten ab (Bacher, 2003), da die Schüler/innen mit 15 Jahren weitere Pendelwege zum Besuch einer maturaführenden Schule in Kauf nehmen.

Soziale Ungleichheitsmerkmale und Testleistungen

Zahlreiche der im theoretischen Teil formulierten Hypothesen nehmen einen indirekten Einfluss der sozialen Ungleichheitsmerkmale auf den geplanten AHS-Besuch über die Testleistungen an. Daher sollen nachfolgend die Zusammenhänge zwischen Testleistungen

und sozialen Ungleichheitsmerkmalen betrachtet werden. Zur Erfassung der Lesekompetenz wird die Gesamtskala verwendet.

Starke Zusammenhänge bestehen zwischen der Bildung, dem Migrationshintergrund und dem Beruf der Eltern (siehe [Abbildung 6.13](#)). Die Zusammenhänge für die Väter- und Müttervariablen unterschieden sich wiederum nicht. D. h., dass die Leseleistungen nicht stärker von der Bildung oder dem Beruf der Mütter abhängen als von der Bildung oder dem Beruf der Väter, was theoretisch erwartet werden hätte können, da Mütter nach wie vor die Betreuungsarbeit leisten.

[Abbildung 6.14](#) stellt den Zusammenhang zwischen höchster Bildung der Eltern und Leseleistung grafisch dar (siehe dazu den nationalen Bericht über erste Ergebnisse, Suchan et al., 2007, S. 32). Es liegt ein klarer, fast linearer Zusammenhang vor. Kinder, deren Eltern maximal eine Pflichtschule abgeschlossen haben, erzielen 493 Punkte. Kinder, deren Eltern höchstens eine mittlere Bildung haben, erreichen 532 Punkte. Bei Kindern, wo zumindest ein Elternteil Matura hat, beträgt der Durchschnitt in der Lesekompetenz 555 Punkte, bei Kindern, wo mindestens ein Elternteil Akademiker/in ist, steigt die Lesekompetenz weiter auf einen Durchschnittswert von 572 Punkten.

In Abhängigkeit vom Beruf ergibt sich ein ähnliches Bild (siehe [Abbildung 6.15](#)): Die Durchschnittsleistungen erhöhen sich von 504 Punkten für Kinder, deren Eltern Hilfsarbeiter/innen sind, auf durchschnittlich 570 Punkten bei jenen Kindern, wo mindestens ein Elternteil eine leitende Position innehat oder als Wissenschaftler/in, Techniker/in oder in einem gleichrangigen Beruf tätig ist. Der Anstieg ist im Unterschied zur Bildung nicht durchgehend linear, da Kinder, wo ein Elternteil Inhaber/in eines kleinen Unternehmens ist, in ihren Testleistungen nicht von Kindern aus Angestelltenfamilien differieren. Dies ist verständlich, da diese Gruppe sehr heterogen ist und den/die Gastwirt/in ebenso umfasst wie die/den Inhaber/in eines High-Tech-Unternehmens.

In Abhängigkeit vom Migrationshintergrund ergeben sich deutliche Unterschiede. Kinder ohne Migrationshintergrund erzielen im Durchschnitt 547 Punkte (95 %-Konfidenzintervall 543 bis 550), Kinder mit Migrationshintergrund 498 (95 %-Konfidenzintervall: 491 bis 504). Es liegen somit deutliche und signifikante Differenzen von 49 Punkten vor. [\[16\]](#)

Interessant ist zunächst wieder ein Vergleich mit PISA (siehe [Abbildung 6.16](#)). Die Bildung der Eltern verliert in der Sekundarstufe an Bedeutung, die Korrelation geht von $r = .33$ auf $.18$ zurück. Der Beruf der Eltern gewinnt dagegen an Bedeutung und übt einen stärkeren Einfluss auf die Testleistungen aus. Die Korrelation für den Beruf erhöht sich von $r = .26$ auf $.32$ für die Sekundarstufe II. Eine Zunahme des Zusammenhangs ist auch für das Geschlecht zu beobachten. Während die Mädchen in PIRLS im Lesen nicht nennenswert bessere Testleistungen erzielen, sind in PISA deutliche Unterschiede erkennbar. Bzgl. des Migrationshintergrunds schwächt sich der Zusammenhang ab. Zum Teil ist dies möglicherweise darauf zurückzuführen, dass schlecht integrierte Kinder mit Migrationshintergrund zum PISA-Zeitpunkt die Schule bereits verlassen haben. Die Unterschiede nach Größe des Schulstandorts fallen nur gering aus. Bei PIRLS ist die Korrelation negativ – in größeren Schulstandorten werden in der Tendenz schlechtere Leistungen erbracht. Bei PISA tritt ein positiver Zusammenhang auf, der besagt, dass in größeren Schulstandorten bessere Leistungen erbracht werden. Dies ist aber dadurch erklärbar, dass sich in größeren Schulstandorten auch mehr maturaführende Schulen befinden.

Im europäischen Vergleich zeigt sich das in [Abbildung 6.17](#) dargestellte Bild. Zu beachten ist, dass hier mit der internationalen Kodierung der Bildung gerechnet wurde. Diese führt für Österreich zu einer Abschwächung des Zusammenhangs von $r = .33$ auf $.28$. Dies bedeutet, dass die internationale Kodierung der Bildungsabschlüsse zur Abbildung der Bildungsungleichheiten in Österreich weniger gut geeignet ist. Auch für den Migrationshintergrund wurde zur Gewährleistung der Vergleichbarkeit auf die Variable des internationalen Datensatzes zurückgegriffen, die auf Schülerangaben basiert und einen höheren Anteil fehlender Werte aufweist (siehe *Anmerkungen zur Datenqualität* in diesem Kapitel). Dies resultierte aber in keinem nennenswerten Rückgang des Zusammenhangs. Beim Beruf der Eltern wurde auf Grund der genannten methodischen Probleme (siehe *Anmerkungen zur Datenqualität* in diesem Kapitel) nur die dichotome Kategorisierung Arbeiter versus Nicht-Arbeiter eingesetzt.

Im europäischen Vergleich zeigt sich, dass in Österreich die Abhängigkeit der Testleistungen von der Bildung und dem Beruf der Eltern im Mittelfeld liegt. Der Regressionskoeffizient beträgt 22 Punkte und bedeutet, dass die Lesekompetenz um 22 Punkte steigt, wenn sich die Bildung um eine Stufe ändert. Viele europäische Länder haben ähnliche Werte. Beim Beruf wird ein unterer Rangplatz eingenommen. Kinder von Angestellten/innen einschließlich Selbstständigkeit und leitender Tätigkeit oder Tätigkeit in Wissenschaft und Technik erzielen um 31 Punkte bessere Testleistungen als Kinder von Arbeiterinnen und Arbeitern. In anderen europäischen Ländern treten dagegen deutlich größere Differenzen auf.

Für den Migrationshintergrund ergibt sich dagegen – gemeinsam mit Luxemburg und Deutschland – ein sehr starker Zusammenhang mit den Testleistungen. Die Differenz in den Testleistungen zwischen Kindern mit und ohne Migrationshintergrund erreicht 46 Punkte. Die Korrelation ist mit $r = .27$ etwa so stark wie jene für die Bildung.

Gering fällt dagegen – wie in vielen anderen Ländern – der Zusammenhang mit dem Geschlecht aus. Stärkere Geschlechterunterschiede in dem Sinn, dass Mädchen bessere Leistungen erbringen, können in Lettland, Litauen, Slowenien, Großbritannien, Schweden, Bulgarien und Polen beobachtet werden.

Abhängigkeiten vom Schulstandort zeigen sich in Rumänien, Bulgarien, der Slowakischen Republik, Ungarn, Litauen und Slowenien. Hier werden in Schulstandorten mit größerer Einwohnerzahl bessere Testleistungen erzielt.

Die Ergebnisse des internationalen Vergleichs lassen sich wie folgt zusammenfassen: Das österreichische Schulsystem vermeidet – im Vergleich zu anderen Ländern – im Primarbereich zu starke Abhängigkeiten der Lesekompetenz von der sozialen Schicht. Geschlechtsspezifische und regionale Unterschiede bezüglich der Testleistungen sind minimal. Die soziale Ungleichheit kommt durch die Benotung und die Schulwahl zu Stande (siehe dazu später), so dass sich ausgeprägte Differenzen beim Übergang in die AHS zwischen den Bildungs- und Berufsschichten ergeben. Regionale Ungleichheiten werden durch das Fehlen von AHS-Unterstufen im ländlichen Raum erzeugt. Bezüglich des Zusammenhangs von Bildung der Eltern und Lesekompetenz ist bei Verwendung der internationalen Kodierung von einer Unterschätzung des Zusammenhangs auszugehen. Bezüglich des Migrationshintergrunds zeigen sich klare Integrations- bzw. Kompensationsdefizite. Dem österreichischen Schulsystem gelingt es in der Volksschule nicht, die Lesekompetenz der Kinder mit Migrationshintergrund ausreichend zu fördern.

Testleistungen und AHS-Besuch

Den Zusammenhang zwischen geplantem AHS-Besuch und Leseleistungen gibt [Abbildung 6.18](#) wieder. In der Abbildung ist ein eindeutiger monotoner Zusammenhang erkennbar. Bei besseren Leseleistungen wird häufiger ein AHS-Besuch angestrebt. Allerdings berichten 37 % der Kinder mit ausgezeichneten Testleistungen (618 oder mehr Punkte), dass sie im Herbst keine AHS besuchen werden. Ursache hierfür ist, dass ihre Eltern einer niedrigen sozialen Schicht angehören und die Kinder gleichzeitig in kleinen Gemeinden leben, wo sich keine AHS in der Nähe befindet. Regionale Unterversorgung mit einer AHS in ländlichen Gebieten betrifft somit vor allem untere soziale Schichten. Umgekehrt gibt es auch bei sehr schlechten Leseleistungen einen kleinen Anteil von 7 % der Kinder, die angaben, im Herbst eine AHS zu besuchen. AHS-Besuch und Testleistungen korrelieren mit $r = .35$ (t-Wert = 15,99; $p = 0.000$). Werden die Elternangaben verwendet, sinkt die Korrelation auf $r = .29$ (t-Wert = 14,19; $p = 0.000$). Die Korrelationen sind zwar vorhanden. Bei einem rein leistungsbezogenen Zugang müssten sie aber höher sein.

Explorative Pfadanalyse

In einem nächsten Analyseschritt wurde eine zusammenfassende explorative Pfadanalyse gerechnet. Die Ergebnisse sind in [Abbildung 6.19](#) wiedergegeben. Eingetragen sind partielle, standardisierte Effekte (Pfadkoeffizienten) mit einem Absolutbetrag größer/gleich 0,10. Neben den bereits beschriebenen Variablen wurden die Schulnoten (NOTEN), die häuslichen Leseaktivitäten (LESEAKT), die zu Hause gesprochene Sprache (SPRACHE) und die Zahl der Bücher (BÜCHER; Elternangaben) einbezogen. Die Variable Schulnoten wurde als Durchschnitt aus der Deutsch- und Mathematiknote gebildet. [\[17\]](#) Die häuslichen Leseaktivitäten wurden auf der Basis einer Faktorenanalyse der Frage 8 des Elternfragebogens *Wie oft machen Sie oder jemand anderer aus Ihrem Haushalt die folgenden Dinge mit Ihrem Kind?* [\[18\]](#) als Gesamtpunktwert berechnet. Das Item *Mit meinem Kind in die Bücherei oder in eine Buchhandlung gehen* musste gestrichen werden, da es nicht auf dem Faktor misst und stark davon abhängt, ob in Wohnortnähe eine Bibliothek oder Buchhandlung verfügbar ist. Die Variable *zu Hause gesprochene Sprache(n)* wurde dem internationalen Datensatz entnommen und dichotomisiert. Für die Zahl der Bücher schließlich wurde die Summe aus der Zahl der Bücher (ohne Kinderbücher, Frage 15) und der Kinderbücher (Frage 16) gebildet.

Die Analyse ermittelt direkte Einflüsse der Einwohnerzahl des Schulstandorts (EINW), der Bildung der Eltern (BILD_E) und der Schulleistungen (NOTEN) auf den geplanten Besuch einer AHS-Unterstufe. In größeren Gemeinden, bei höherer Bildung der Eltern und bei besseren Schulleistungen wird – ceteris paribus – häufiger ein AHS-Besuch geplant. Die Ergebnisse bestätigen erneut die Annahme eines sekundären Schichteffekts: Trotz gleicher Schulleistungen, gleicher Lesekompetenz, gleicher Einwohnerzahl usw. – entscheiden sich höhere Bildungsschichten häufiger für eine AHS. Für den Beruf konnte im Unterschied zu Analysen auf der Basis von PISA (Bacher, 2005) oder von Umfragedaten (Bacher, Lachmayr & Beham, 2008) kein Effekt festgestellt werden. Vermutlich ist dies darauf zurückzuführen, dass der Beruf nur durch sehr grobe Kategorien erfasst wird, während etwa bei PISA mit dem Index von Ganzeboom und Treiman (Wallner-Paschon, 2004) eine feinere Skalierung eingesetzt wird.

Am stärksten wirken auf den geplanten AHS-Besuch die Schulleistungen (Noten) mit einem Effekt von .33 ein. Es folgt die Einwohnerzahl des Schulstandorts mit einem Effekt von .25. Die drittstärkste Wirkung geht von der Bildung der Eltern aus.

Die Schulleistungen (NOTEN) wiederum hängen direkt von der Lesekompetenz (LESEK) und der Bildung der Eltern (BILD_E) ab. Der Effekt der Bildung der Eltern besagt, dass Kinder aus höheren Bildungsschichten auch bei gleicher Lesekompetenz, gleichen Leseaktivitäten, gleichem kulturellen Besitz bessere Noten bekommen. Dies kann zum einen durch den primären Schichteffekt erklärt werden. Kinder aus höheren Bildungsschichten schneiden auch in anderen Bereichen, die von PIRLS nicht abgedeckt werden, aber in die Benotung einfließen, besser ab. Der Effekt kann aber auch Indiz auf einen weiteren Schichtbias dergestalt sein, dass Kinder aus höheren Schichten bessere Noten erhalten, da trotz gleicher Leistungen angenommen wird, dass sie über ein höheres Leistungsvermögen verfügen, dies aber noch nicht zeigen (für diesbezügliche Analysen auf Klassenebene siehe [Abschnitt 9.4](#)). In die Notengebung [19] fließen also – durchaus unbewusst – Antizipationen/Einschätzungen über das Leistungsvermögen ein. Eine weitere Erklärung könnte sein, dass dieser Effekt dadurch zu Stande kommt, dass Eltern mit höherer Bildung auf bessere Noten drängen. Unabhängig, welche Erklärung gilt, sollte dieser Befund Anlass sein, die Notengebung zu reflektieren. Die Abhängigkeit der Noten von der sozialen Schicht bleibt bestehen, wenn die Noten in Deutsch und Mathematik getrennt untersucht werden. Auch hier zeigt sich, dass die Deutschnote neben den Testleistungen direkt von der Bildung der Eltern abhängt. Da kein Effekt für die Mathematikleistungen vorliegt, kann dies als Hinweis dafür gewertet werden, dass sich in dem direkten Einfluss der Bildung auf die (Deutsch-)Noten Leistungs- und Kompetenzunterschiede der Kinder abbilden und keine allgemeine (unbewusste) Bevorzugung von mittleren und höheren Schichten vorliegt. Ganz ausgeschlossen kann diese aber nicht werden.

Zusätzlich ist bei einer differenzierten Analyse ein Geschlechterunterschied bemerkbar. Buben haben trotz gleicher Testleistungen schlechtere Deutschnoten. Allerdings schneiden sie dafür in Mathematik besser ab, so dass sich kein Effekt auf die Durchschnittsnote ergibt. Hinsichtlich des Übergangs in die AHS wird ein stärkerer Einfluss der Deutschnote ausgewiesen. D. h., dass Buben indirekt etwas schlechtere Chancen auf den Übergang in eine AHS haben, da sie in Deutsch schlechter abschneiden.

Die Lesekompetenz (LESEK) hängt – wie erwartet – von der Bildung der Eltern (BILD_E), der Anzahl der Bücher (BÜCHER) und den häuslichen Leseaktivitäten (LESEAKT) ab. Je höher die Bildungsschicht der Eltern und je größer die Zahl der Bücher (einschließlich Kinderbücher) im elterlichen Haushalt sind, desto höher ist die Lesekompetenz. Der stärkste Effekt geht dabei vom Besitz von Büchern (Kinderbücher und Bücher allgemein) aus. Interessant ist der negative Einfluss der häuslichen Leseaktivität. Erklärbar ist dies damit, dass es sich um die derzeit ausgeübten gemeinsamen Leseaktivitäten handelt. Diese Aktivitäten können zwei Ursachen haben: Das Kind ist ein guter Leser und die Eltern fördern dies. Oder aber mit dem Kind wird zu Hause geübt, um vorhandene Schwächen im Lesen zu kompensieren. Der erste Grund führt zu einem gleich gerichteten Zusammenhang zwischen gemeinsamen Leseaktivitäten und Lesekompetenz, der zweite bedingt dagegen einen entgegen gerichteten Zusammenhang. Beide Faktoren heben sich theoretisch auf. Da insgesamt ein entgegen gerichteter Effekt vorliegt, überwiegt der zweite Grund, der Zusammenhang wird aber durch den ersten Faktor abgeschwächt. Eine bivariate Betrachtung bestätigt diese Interpretation. Auf der Ebene der Einzelitems der häuslichen Leseaktivitäten zeigt sich, dass die Items, die eine direkte Hausaufgabenunterstützung beim Lesen im Falle schlechter Leistungen (z. B. *Meinem Kind beim Lesen für die Schule helfen.*) erfassen, besonders stark und negativ mit der Lesekompetenz korrelieren, während jene Items, die das eigenständige Lesen von Kindern fördern (z. B. *Mit meinem Kind darüber sprechen, was es gerade für sich alleine liest.*), positiv, aber deutlich schwächer mit der Lesekompetenz korrelieren.

Die gemeinsamen Leseaktivitäten (LESEAKT) hängen ihrerseits nur vom Migrationshintergrund der Eltern (MIGRA_E) ab. Bei Kindern mit Migrationshintergrund sind die häuslichen Leseaktivitäten höher, was vermutlich dadurch bedingt ist, dass die Kinder schlechtere Schulleistungen in Deutsch erbringen und die Eltern dies auszugleichen versuchen, was ihnen aber nicht ausreichend gelingt. Hier wäre dringend eine Unterstützung der Eltern oder eine direkte Förderung des Kindes in der Schule erforderlich.

Theoretisch wäre zu überlegen, die Kausalität umzudrehen, nicht die Leseaktivitäten beeinflussen die Lesekompetenz, sondern geringe Kompetenz und schlechte Noten führen zu häuslichen Leseaktivitäten. Das Modell könnte also dahingehend verändert werden, dass die Variable *häusliche Leseaktivitäten* zwischen den Schulnoten und dem geplanten AHS-Besuch platziert und die Annahme getroffen wird, dass die Lesekompetenz und die Schulnoten auf die häuslichen Leseaktivitäten einwirken.

Die Anzahl der Bücher (BÜCHER) schließlich hängt vom Beruf und der Bildung der Eltern (BILD_E, BERUF_E) sowie dem Migrationshintergrund (MIGRA_E) ab. Die Zahl der Bücher nimmt in niederen Bildungs- und Berufsschichten sowie beim Vorliegen eines Migrationshintergrunds ab.

Interessant ist noch folgender Sachverhalt: Der Migrationshintergrund (MIGRA_E) besitzt keinen direkten Einfluss auf die Lesekompetenz. Er wirkt aber indirekt. Die fehlende direkte Wirkung ist vermutlich durch die Antwortausfälle bedingt (siehe *Anmerkungen zur Datenqualität* in diesem Kapitel). In der Analyse fehlen die migrantischen Eltern mit schlechter beruflicher und schulischer Qualifikation, so dass der Einfluss des Migrationshintergrunds unterschätzt wird.

Wie in anderen Studien zeigt sich, dass die Eltern mit Migrationshintergrund schlecht in den österreichischen Arbeitsmarkt integriert sind. Trotz gleicher Bildung nehmen sie häufiger eine geringe berufliche Position ein, erkennbar an dem Effekt von -0.19 vom Migrationshintergrund auf die berufliche Position bei Kontrolle der Bildung der Eltern und der Größe des Schulstandorts. Gleichzeitig bringen sie auch schlechtere schulische Qualifikationen mit, wie dem Effekt von -0.14 vom Migrationshintergrund auf die Bildung der Eltern zu entnehmen ist. Die zu Hause gesprochene Sprache hat keinen Einfluss auf die Lesekompetenz. Auch wenn eine weitere Sprache zu Hause gesprochen wird, sinkt die Lesekompetenz nicht.

Die Ergebnisse ermitteln somit einen primären und sekundären Schichteffekt und einen zusätzlichen Effekt über die Notengebung. Diese Effekte sollen nachfolgend quantifiziert werden. Für den Zusammenhang der sozialen Schicht mit dem AHS-Besuch wird ein Basiseffekt von 0.143 berechnet (siehe [Abbildung 6.20](#)). Dies bedeutet, dass mit jeder Bildungsstufe die Wahrscheinlichkeit des Besuchs einer AHS um $14,3\%$ steigt. Der Unterschied zwischen Kindern, deren Eltern keine oder maximal einen Pflichtschulabschluss haben, zu den Kindern, deren Eltern mittlere Bildung besitzen, beträgt $14,3\%$, jener zwischen Kindern, deren Eltern mittlere Bildung haben, zu jenen mit Matura, ist ebenfalls $14,3\%$ usw. Die Differenz zwischen Kindern, deren Eltern über einen Pflichtschulabschluss verfügen, und jenen, wo zumindest ein Elternteil Akademiker/in ist, beträgt entsprechend diesen Modellgleichungen $42,9\%$.

Dieser Basiseffekt lässt sich in einen primären und sekundären Schichteffekt zerlegen. Der sekundäre Schichteffekt beträgt 0.063 . In Prozentpunkten ausgedrückt sind dies 44% des Basiseffekts. Die Wahlentscheidung und dabei auftretende Schichtunterschiede erklären somit alleine 44% der sozialen Selektivität des österreichischen Schulsystems. Die verbleibenden

56 % gehen auf den primären Schichteffekt zurück, also auf ungleiche Start- und Rahmenbedingungen, die sich in schlechteren Leistungen und Noten niederschlagen. Die beschriebenen schichtspezifischen Unterschiede in der Notengebung erklären 14 % der sozialen Selektivität.

Für den Beruf der Eltern ergibt sich ein ähnliches Bild. Mit 57 % ist der sekundäre Schichteffekt prozentuell stärker, absolut betrachtet aber kleiner. Insgesamt ist die berufliche Position der Eltern zur Erklärung der sozialen Selektivität beim Übergang in die Sekundarstufe I weniger relevant, die berufliche Position wirkt aber stärker über die Wahlentscheidung, während die Bildung der Eltern über den kulturellen Hintergrund, die Testleistungen und die Schulnoten Einfluss ausübt.

Die für PIRLS ermittelten Ergebnisse stimmen mit jenen von Bacher, Beham & Lachmayr (2008) überein. Der sekundäre Schichteffekt erklärt in dieser Studie 54 % der schichtspezifischen Differenzen beim Übergang in die Sekundarstufe I. Der höhere Erklärungsanteil des sekundären Effekts resultiert daraus, dass in der Studie von Bacher, Beham & Lachmayr (2008) nur Schulnoten, aber keine Testleistungen verfügbar waren.

Beim Vergleich mit PISA (siehe [Abbildung 6.21](#)) können weniger Kontrollvariablen einbezogen und Variablen müssen zum Teil anders operationalisiert werden. Nicht berücksichtigt werden konnten die mütterliche Erwerbstätigkeit, die Leseaktivitäten und die Schulnoten. Durch diese Restriktionen ergeben sich stärkere Basiseffekte und höhere sekundäre Effekte. Für die Bildung der Eltern beispielsweise ergibt sich ein Basiseffekt von .168 an Stelle von .143. Der sekundäre Schichteffekt ist mit .094 ebenfalls höher.

Bei PISA fallen im Vergleich zu PIRLS die sekundären Schichteffekte geringer aus. Während der sekundäre Schichteffekt, also die ausschließlich durch die Bildungswahl resultierende Selektivität bei PIRLS 55 % beträgt, sinkt sein Wert in den PISA-Daten auf 45 %. Beim Beruf der Eltern geht er von 57 % auf 30 % zurück. Die Ergebnisse bestätigen somit das bereits beim bivariaten Vergleich von PIRLS und PISA gewonnene Bild (siehe *Soziale Ungleichheitsmerkmale und geplanter AHS-Besuch* in diesem Kapitel) und die theoretischen Erklärungsansätze. Der sekundäre Schichteffekt verliert bei späteren Bildungsentscheidungen an Relevanz. Ursachen hierfür – wie bereits erwähnt – sind: Eine objektivere Beurteilung der Leistungen ist möglich und mit den Berufsbildenden Höheren Schulen bestehen Wahlmöglichkeiten, die auch für untere soziale Schichten attraktiv sind.

Innerhalb der sozialstrukturellen Faktoren wird der Beruf der Eltern wichtiger. Der Basiseffekt erhöht sich von .114 auf .198. Dies ist verständlich, da bei der zweiten Bildungsentscheidung Aspekte der Berufswahl und des Statuserwerbs angesprochen werden.

Resümee

Die durchgeführten Analysen bestätigen vorausgehende Untersuchungen zur Bildungsungleichheit. Das österreichische Schulsystem ist durch ein beträchtliches Ausmaß an sozialer Selektivität gekennzeichnet. Die Schullaufbahn eines Kindes hängt von der Bildung, dem Beruf und dem Einkommen der Eltern ab. In der vorliegenden Studie konnte aber nur der Einfluss der Bildung und des Berufs untersucht werden, da Einkommensangaben bei PIRLS nicht verfügbar sind. Zwischen dem geplanten AHS-Besuch und der Bildung bzw. dem Beruf der Eltern besteht ein klarer Zusammenhang. Kinder aus höheren Bildungsschichten (mindestens ein Elternteil Akademiker/in) geben 4,3 Mal häufiger an, im Herbst eine AHS zu besuchen, als Kinder aus unteren Bildungsschichten (maximal

Pflichtschulabschluss). Für die berufliche Position ergibt sich mit einer relativen Chance von 1 zu 3,3 ein etwas schwächerer, aber noch immer klar erkennbarer Zusammenhang.

Untersucht werden konnte auch, wie sich dieser Zusammenhang erklären lässt. Im Einklang mit den theoretischen Annahmen und bisherigen Studien lässt sich ein indirekter Schichteffekt über den kulturellen Hintergrund und die Lesekompetenz identifizieren (primärer Schichteffekt) sowie ein direkter Zusammenhang (sekundärer Schichteffekt), der ausschließlich durch die erforderliche Wahlentscheidung zu Stande kommt. Zusätzlich konnte ein weiterer Effekt der sozialen Schicht aufgedeckt werden, dem bisher in der bildungssoziologischen Forschung noch wenig Beachtung geschenkt wurde. Dieser Effekt kommt über die Notengebung zu Stande. Es zeigt sich, dass Kinder aus höheren sozialen Schichten trotz gleicher Testleistungen bessere Noten erhalten. Die Ursachen hierfür können im Detail in der vorliegenden Analyse nicht erklärt werden. Möglicherweise bildet sich in diesem Einfluss der *Druck* der Eltern aus höheren sozialen Schichten auf die Lehrkräfte ab, den Kindern bessere Noten zu geben, damit die AHS-Reife erreicht wird. Möglicherweise kommt aber auch unbewusst eine Mittelschichtorientierung zum Tragen oder es bilden sich in den Noten Leistungsunterschiede, die durch den Test nicht gemessen werden, ab, wie z. B. in der Rechtschreibung. Differenzierte Analysen legen die letzte Interpretation nahe, können die anderen aber nicht ganz ausschließen.

Neben der sozialen Schicht zeigt sich ein starker Effekt des Schulstandorts, der die bekannten regionalen Ungleichheiten abbildet. Kinder aus ländlichen Regionen haben eine geringere Chance, eine AHS-Unterstufe zu besuchen. Wie aus anderen Studien bekannt ist, wird dieser Effekt durch die Berufsbildenden Höheren Schulen bei der zweiten Bildungsentscheidung reduziert.

Geschlechterunterschiede konnten nicht nachgewiesen werden. Für das Geschlecht des Kindes wurde weder ein direkter noch ein indirekter Effekt (z. B. über die Leseleistungen) gefunden. Bei einer differenzierten Betrachtung zeigen sich Unterschiede in den Deutsch- und Mathematiknoten in dem Sinn, dass Mädchen bessere Deutsch- und Buben bessere Mathematiknoten erhalten. Das Ergebnis der vorliegenden Studie ist im Einklang mit zahlreichen anderen Studien und mit Metaanalysen, die am Ende der Volksschulzeit nur moderate Geschlechterunterschiede berichten. Diese nehmen erst in der AHS-Unterstufe und der Hauptschule zu.

Bezüglich des Migrationshintergrunds zeigen sich bei einer bivariaten Betrachtung für den AHS-Besuch keine Unterschiede. Dies ist darauf zurückzuführen, dass Personen ohne Migrationshintergrund häufiger in kleineren Gemeinden leben, wo keine AHS in der Nähe ist. Zudem sind Migrant/innen keine homogene Gruppe. Berücksichtigt man den Schulstandort und das Herkunftsland, treten die aus der Volkszählung und anderen Studien (Herzog-Punzenberger, 2005) bekannten Beziehungen auf. Kinder mit türkischer Herkunft haben eine deutlich geringere Übertrittsrate in ein Gymnasium. Dies gilt auch für Kinder aus Bosnien-Serbien-Kroatien, deren Übertrittsquote aber über jener der türkischen Kinder liegt. Umgekehrt wechseln Kinder aus anderen EU-Ländern häufiger in ein Gymnasium als österreichische Kinder.

Auffallend sind die deutlichen Unterschiede bei den Testleistungen zwischen Kindern mit und ohne Migrationshintergrund, wobei ein Teil der Unterschiede sozialstrukturell erklärt werden kann. Multivariat schwächt sich der Einfluss des Migrationshintergrunds ab, so dass kein direkter Effekt auf die Testleistungen feststellbar ist. Dies ist darauf zurückzuführen, dass in den Elterndaten die Eltern mit Migrationshintergrund und schlechter schulischer und

beruflicher Qualifikation untererfasst sind, so dass der Einfluss des Migrationshintergrunds unterschätzt wird.

Im internationalen Vergleich liegt die Abhängigkeit der Testleistungen von der sozialen Schicht (Bildung und Beruf der Eltern) im Mittelfeld, beim Beruf sogar im unteren Drittel. Zum Teil ist dies aber methodisch bedingt. So bildet z. B. die internationale Klassifikation der Bildung die österreichischen Bildungsabschlüsse nur unzureichend ab. Auch der Beruf ließ nur eine Klassifikation in Arbeiter versus Nicht-Arbeiter zu. Dennoch lässt sich die These formulieren, dass das österreichische Schulsystem im Grundschulbereich starke Abhängigkeiten der Testleistungen von der sozialen Schicht vermeidet. Allerdings kommt bei der Notengebung und der Wahlentscheidung ein Schichtbias hinzu. Insgesamt ergibt sich daraus ein starker Zusammenhang zwischen dem AHS-Besuch und der sozialen Herkunft. Unzureichend gelingt dem österreichischen Schulsystem im Grundschulbereich die Förderung der Kompetenzen von Kindern mit Migrationshintergrund.

Der Vergleich mit PISA 2006 gibt Auskunft über die Relevanz sozialer Schichtungsfaktoren für die unterschiedlichen Schnittstellen des österreichischen Schulsystems. Dabei zeigt sich, dass der Beruf der Eltern bei späteren Bildungsentscheidungen an Bedeutung gewinnt und der sekundäre Schichteffekt, der ausschließlich durch die Wahlentscheidung hervorgerufen wird, zurückgeht.

Die Analysen haben auch einige methodische Probleme zu Tage gefördert, die in zukünftigen Erhebungen vermieden werden sollten. So war die Frage nach dem geplanten AHS-Besuch bei den Eltern auf das Anmeldeverhalten gerichtet und nicht auf den tatsächlichen Schulbesuch im Herbst nach Ende der Volksschule. Die Frage nach der beruflichen Position führte vermutlich zu einer Untererfassung der *Professionals*. In zukünftigen Erhebungen sollte überlegt werden, wie diese Probleme vermieden werden können.

Die internationale Kodierung der Bildungsabschlüsse bei PIRLS erwies sich für Österreich wenig geeignet. Wünschenswert wäre hier eine feinere Untergliederung des Levels 3, so dass zwischen der dualen Ausbildung und der AHS-Matura unterschieden werden kann. Schließlich kam es zu spezifischen Antwortausfällen. Eltern mit Migrationshintergrund und schlechter schulischer Bildung nahmen weniger häufig an der Befragung teil, so dass die Effekte des Migrationshintergrunds in multivariaten Analysen unterschätzt wurden. Diese spezifischen Antwortausfälle lassen sich vermutlich kaum vermeiden – zu überlegen wäre daher, auch bei den Kindern direkt den sozioökonomischen Status zu erfassen, da hier weniger Antwortausfälle vorliegen.

Bildungspolitisch unterstreicht die Studie zunächst erneut, dass eine Anhebung des Erstselektionsalters zu einer Abschwächung der Ungleichheiten führen würde, da der sekundäre Schichteffekt wegfällt. Allerdings müsste Vorsorge getroffen werden, dass sich die Qualität der Volksschulen nicht zu sehr unterscheidet. Andernfalls würde die Wahl der Volksschule noch relevanter werden und bestehende Ungleichheiten sogar verstärken, da hier der sekundäre Schichteffekt noch stärker wäre.

Die Studie verweist auf einen weiteren, bisher kaum beachteten schichtspezifischen Filter, nämlich die Notengebung. [\[20\]](#) Hier können Lösungen angedacht werden, die zu einer stärkeren Objektivierung der Notengebung bis hin zu ihrer Abschaffung reichen. Auf jeden Fall sollte mehr Reflexivität der Lehrer/innen hinsichtlich eines möglichen (unbewussten) Schichtbias bei der Notengebung erreicht werden.

Die Studie zeigt weiter, dass für das Lernen und den Erwerb von Fähigkeiten und Kompetenzen dem kulturellen Besitz und Aktivitäten im Elternhaus eine entscheidende Bedeutung zukommt. Dieser Einfluss kann durch ganztägige Schulformen und/oder durch eine stärkere Einbindung der Eltern in die Lernprozesse erreicht werden. Beide Maßnahmen schließen sich nicht aus. Gegen letztere spricht allerdings die zunehmende Erwerbsbeteiligung beider Elternteile.

Die große Herausforderung ist aber ohne Zweifel die Integration von Kindern mit Migrationshintergrund, wobei aus den Ergebnissen ablesbar ist, dass es sich hier um eine Querschnittsmaterie handelt. Nicht nur die Schule, sondern alle gesellschaftlichen Teilbereiche sind gefordert. Der Integration der Eltern in den Arbeitsmarkt kommt eine ebenso zentrale Position zu wie der Förderung des Erwerbs von kulturellem Besitz in den Familien. Auf Schulebene gilt es die Heterogenität der Schüler/innen zu nutzen und jedes Kind individuell zu fördern.

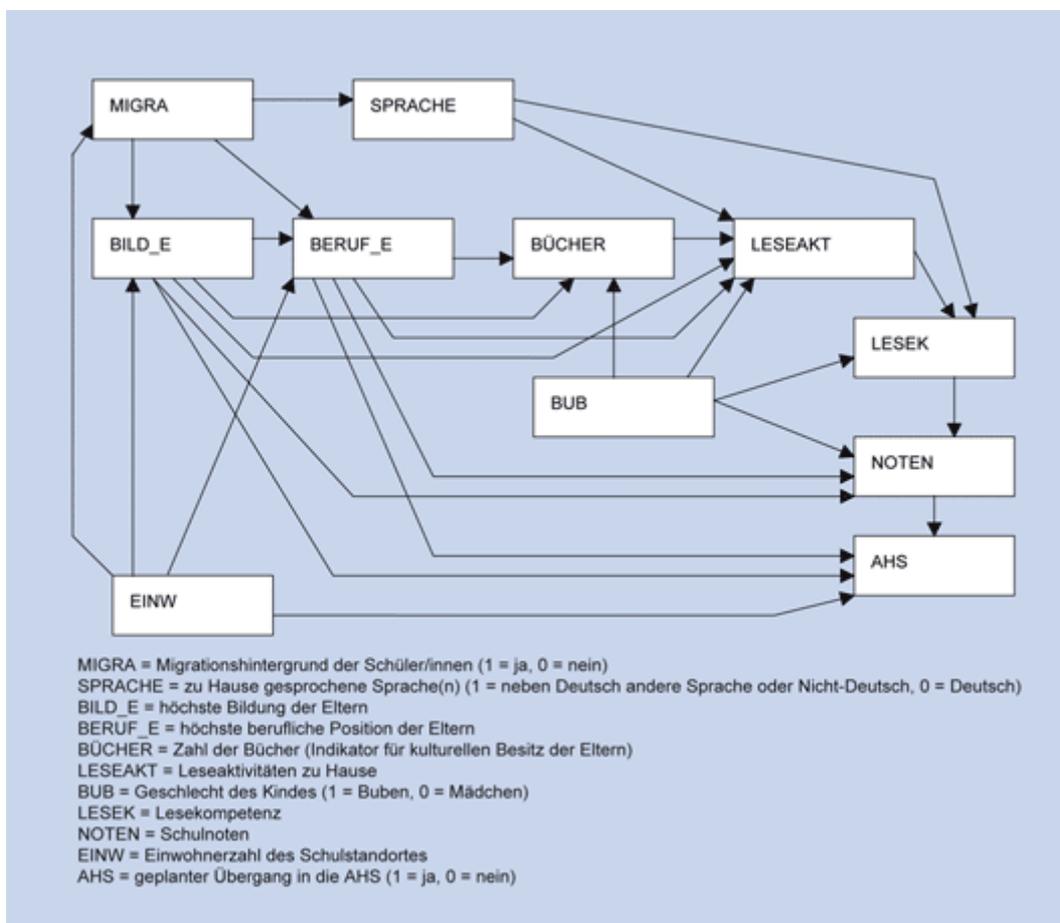


Abbildung 6.1: Theoretisches Ausgangsmodell

Variable entsprechend Pfadmodell ^(a)	Datenbasis ^(b)	valide Werte	fehlend	
			absolut	in %
geplanter Besuch einer AHS-Unterstufe (AHS)	Eltern	4776	291	6
AHS-Besuch (AHS_K)	Kind	5018	49	1
Leseleistungen-Gesamtskala (LESEK)	Test	5067	0	0
Beruf der Eltern (BERUF_E)	Eltern	4456	611	12
Bildung der Eltern (BILD_E)	Eltern	4734	333	7
Geschlecht des Kindes (BUB)	Kind	5067	0	0
Migrationshintergrund (MIGRA)	Eltern & Kind	5037	30	1
Einwohnerzahl (EINW) ^(c)	Schulleitung	5067 ^(d)	0	0
Mütterliche Erwerbstätigkeit (MERW)	Eltern	4581	486	10
Leseaktivitäten (LESEAKT)	Eltern	4811	256	5
Zahl der Bücher (BÜCHER)	Eltern	4769	298	6
Schulnoten (Durchschnitt Deutsch und Mathematik) (NOTEN)	Eltern	4788	279	6
Zu Hause gesprochene Sprache (SPRACHE)	Kind	4388	679	13

(a) Variablenkurzbezeichnung der Abbildung 6.1 in Klammern
(b) Die Angaben zur Datenbasis bedeuten: Eltern = Elternangaben, Test = Testergebnisse, Kind= Schülerangaben, Eltern & Kind = kombinierte Eltern- und Schülerangaben, Schulleitung = Angaben der befragten Direktorinnen und Direktoren
(c) Um ausreichende Besetzungszahlen zu erhalten, wurden die Ausprägungen 50.001 bis 100.000 Einwohner/innen und 100.001 bis 500.000 zusammengefasst
(d) Zwei Schulen machten keine Angaben zur Größe des Schulstandorts. Die Daten wurden nachkodiert. Dies betraf 53 Fälle. Alle Analysen wurden mit gewichteten Daten gerechnet.
Lesehilfe: Die Frage nach dem geplanten Schulbesuch beantworteten 4776 Eltern, 291 gaben keine Antwort oder nahmen an der Befragung nicht teil. Dies sind 6%.

Abbildung 6.2: Anzahl fehlender Werte in den untersuchten Merkmalen

Variable entsprechend Pfadmodell ^(a)	Zahl der fehlenden Werte in den untersuchten Variablen			
	Basis	r ^(b)	t-Wert ^(c)	Sign. ^(d)
geplanter Besuch einer AHS-Unterstufe (AHS)	4776	-.07	-4.00	0.000
AHS-Besuch (AHS_K)	5018	-.06	-2.50	0.012
Leseleistungen-Gesamtskala (LESEK)	5067	-.22	-9.59	0.000
Beruf der Eltern (BERUF_E)	4456	-.08	-5.12	0.000
Bildung der Eltern (BILD_E)	4734	-.14	-9.06	0.000
Geschlecht des Kindes (BUB)	5067	.08	4.14	0.000
Migrationshintergrund (MIGRA)	5037	.19	7.32	0.000
Einwohnerzahl (EINW)	5014	.09	2.54	0.011
Mütterliche Erwerbstätigkeit (MERW)	4581	-.07	-4.16	0.000
Leseaktivitäten (LESEAKT)	4811	.06	3.13	0.002
Zahl der Bücher (KULTPOS)	4769	-.23	15.18	0.000
Schulnoten (Durchschnitt Deutsch und Mathematik) (NOTEN)	4788	.23	10.92	0.000
zu Hause gesprochene Sprache (SPRACHE)	4388	.14	5.82	0.000

(a) Variablenkurzbezeichnung der Abbildung 6.1 in Klammern
(b) Produkt-Moment-Korrelation zwischen der Zahl der fehlenden Werte in den Untersuchungsvariablen und den Untersuchungsvariablen
(c) berechnet mittels IDB-Analyzer (IEA, 2008), der das komplexe Stichprobendesign berücksichtigt
(d) zweiseitiges Fehlerniveau p, aus t-Wert berechnet mit n-2 Freiheitsgraden
Lesehilfe: Für den geplanten Schulbesuch liegen 4776 Angaben ohne fehlende Werte vor. Der negative Korrelationskoeffizient bedeutet: Wird ein AHS- Besuch geplant, reduziert sich die Zahl der fehlenden Werte.

Abbildung 6.3: Zahl der fehlenden Werte in Abhängigkeit von den untersuchten Variablen

höchster Bildungsabschluss	Väter	Mütter	Eltern
max. Pflichtschule	12	18	8
Lehre, BMS, Meisterprüfung, Krankenpfl.	60	55	54
Matura	15	15	20
Uni, Pädak, SozAk	13	12	18
Gesamt	100	100	100
n	4574	4651	4734

Abbildung 6.4: Höchste Bildungsabschlüsse der Eltern in Prozent

berufliche Tätigkeit	Väter	Mütter	Eltern
leitende Tätigkeit / Wissenschaftl. /Tech.	16	9	19
Inhaber/in eines kleinen Unternehmens	12	6	14
Angestellte/r	30	55	45
Facharbeiter/in	32	8	15
Hilfsarbeiter/in / angeleitete Arbeiter/in	4	11	4
nie erwerbstätig	0	3	1
nicht zuordenbar	5	8	3
Gesamt ^(a)	100	100	100
n	4354	4429	4619

(a) Abweichungen von 100 durch Rundungen bedingt.

Abbildung 6.5: Berufliche Tätigkeit der Eltern in Prozent

soziale Ungleichheitsmerkmale	PIRLS (n=5067)	PISA (n=4927)
Eltern mit max. Pflichtschule ^(a)	8%	5%
Eltern mit Universitäts-/FH-Abschluss ^(a)	18%	17%
Eltern als Arbeiter	2%	24%
Buben	51%	51%
Migrationshintergrund	17%	13%
kleiner Schulstandort (Gemeinde bis 3.000 Einw.)	33%	12%
großer Schulstandort (Wien)	18%	16%

(a) Die PISA-Kodierung wurde in die nationale PIRLS-Kodierung transformiert. Der Ausprägung *maximal Pflichtschule* wurden die ISCED-Codes 0, 1 und 2 zugeordnet; der Ausprägung *Uni-/FH-Abschluss* die Ausprägungen ISCED 5A und 6.

Abbildung 6.6: Soziale Ungleichheitsmerkmale – Vergleich PISA2006 mit PIRLS2006

soziale Ungleichheitsdimensionen	Zusammenhang mit geplantem AHS-Besuch				
	C ^(a)	tau _b ^(a)	r ^(a)	t-Wert ^(b)	Sign. ^(c)
höchste Bildung der Eltern	.36	.35	.37	20.95	0.000
höchste Bildung Vater	.34	.31	.34	18.52	0.000
höchste Bildung Mutter	.33	.30	.34	18.44	0.000
Beruf der Eltern	.29	.26	.29	13.54	0.000
Beruf Vater	.31	.28	.30	15.33	0.000
Beruf Mutter	.28	.25	.27	12.65	0.000
Migrationshintergrund	.03	.03	.03	1.40	0.162
Bub	.05	-.05	-.05	-3.07	0.002
Einwohnerzahl des Schulstandorts	.30	.27	.31	10.34	0.000

(a) C = Kontingenzkoeffizient C, tau_b = Korrelationskoeffizient (Kendalls) tau_b, r = Produkt-Moment-Korrelation
(b) berechnet mittels IDB- Analyzer (IEA, 2008), der das komplexe Stichprobendesign berücksichtigt
(c) zweiseitiges Fehlerniveau p, aus t-Wert berechnet mit n-2 Freiheitsgraden

Abbildung 6.7: Zusammenhang zwischen sozialen Ungleichheitsmerkmalen und geplantem Besuch einer AHS-Unterstufe

höchste Bildung der Eltern	geplanter Besuch AHS in % ^(a)	rel. Chance ^(b)	rel. Chancen verhältnis ^(c)	Basis
max. Pflichtschule	15	1.0	1.0	352
Lehre, BMS, Meisterprüfung, Krankenpflege	20	1.3	1.4	2540
Matura	44	2.9	4.5	930
Uni, Pädak, SozAk	65	4.3	10.5	867
Gesamt (alle Befragte)	33 ^(d)			4689

(a) Prozentwerte weichen von Suchan et al. (2007, S. 32) ab, da dort mit den Elternangaben (Schulanmeldungen) gerechnet wird.
(b) relative Chance bezogen auf maximal Pflichtschulabschluss. Die relative Chance wird berechnet: Anteilswert der untersuchten Ausprägung, z. B. *Uni, Pädak, SozAk*, dividiert durch Referenzkategorie (= max. Pflichtschule).
(c) relatives Chancenverhältnis (Odds-Ratio). Dieses entspricht der so genannten *odds-ratio*. Es wird zunächst mit $p/(1-p)$ bzw. bei Prozentangaben mit $p/(100-p)$ für jede Kategorie die relative Chance berechnet. Für die Kategorie *max. Pflichtschule* ergibt sich ein Wert von $15/(100-15) = 0.1764$; für die Ausprägung *Uni, Pädak, SozAk* ein Wert von $65/(100-65) = 1.8571$. Setzt man die beiden Werte zueinander in Beziehung, resultiert das relative Chancenverhältnis von 1.8571 dividiert durch $0.1764 = 10.5$.
(d) Anteilswert für alle Befragte, die in Berechnung der Tabelle eingingen.

Abbildung 6.8: Geplanter Besuch einer AHS in Abhängigkeit von der Bildung der Eltern

Beruf der Eltern	geplanter Besuch AHS in %	rel. Chance ^(a)	rel. Chancenverhältnis ^(b)	Basis ^(c)
Hilfsarbeiter/in	18	1.0	1.0	166
Facharbeiter/in	15	0.8	0.8	711
Angestellte/r	30	1.7	2.0	2041
Inhaber/in kl. Unternehmen	34	1.9	2.3	623
leitende Tätigkeit/Wissenschaft./Technik.	59	3.3	6.6	873
Gesamt	33 ^(c)			4414

(a) relative Chance bezogen auf *Hilfsarbeiter/in*. Die relative Chance wird berechnet: Anteilswert der untersuchten Ausprägung, z. B. *Facharbeiter/in*, dividiert durch Referenzkategorie (= Hilfsarbeiter/in).
(b) relatives Chancenverhältnis (Odds-Ratio). Dieses entspricht der so genannten *odds-ratio*. Es wird zunächst mit $p/(1-p)$ bzw. bei Prozentangaben mit $p/(100-p)$ für jede Kategorie die relative Chance berechnet (Beispiel siehe vorausgehende Abbildung).
(c) Anteilswert für alle Befragte, die in Berechnung der Tabelle eingingen.

Abbildung 6.9: Geplanter Besuch einer AHS in Abhängigkeit vom Beruf der Eltern

Einwohnerzahl des Schulstandorts	Besuch einer AHS in %	rel. Chance ^(a)	rel. Chancenverhältnis ^(b)	Basis ^(c)
bis 3000	19	1.0	1.0	1635
3001–15 000	26	1.3	1.4	1713
15 001–50 000	40	2.1	2.8	359
50 001–500 000	46	2.4	3.6	421
über 500 000 (Wien)	59	3.1	6.4	890
Gesamt	33 ^(c)			5018

(a) relative Chance bezogen auf bis 3000 Einwohner/innen. Die relative Chance wird berechnet: Anteilswert der untersuchten Ausprägung, z. B. *über 500 000 (Wien)*, dividiert durch Referenzkategorie (= bis 3000).
(b) relatives Chancenverhältnis (Odds-Ratio). Dieses entspricht der so genannten *odds-ratio*. Es wird zunächst mit $p/(1-p)$ bzw. bei Prozentangaben mit $p/(100-p)$ für jede Kategorie die relative Chance berechnet. (Beispiel siehe vorausgehende Abbildung).
(c) Anteilswert für alle Befragte, die in Berechnung der Tabelle eingingen.

Abbildung 6.10: Geplanter Besuch einer AHS in Abhängigkeit von der Einwohnerzahl des Schulstandortes

Geburtsland Vater	Schulstandorte bis 50 000 Einwohner/innen			Schulstandorte ab 50 000 Einwohner/innen		
	in %	untere 95%- Schranke	obere 95%- Schranke	in %	untere 95%- Schranke	obere 95%- Schranke
AUT	25	21	29	60	54	66
DEU	38	20	56	69	45	93
TUR	11	5	17	27	19	35
BSK	17	11	23	44	36	52
SÜD-OST-Europa	33	23	43	59	47	71
sonstige	37	25	49	72	64	80
Gesamt ^(a)	25	21	29	56	50	62

(a) Anteilswerte für die jeweiligen Schulstandorte, also: 25 % der Kinder, die eine Volksschule in einem Schulstandort bis 50 000 Einwohner/innen besuchen, planen einen Übertritt in eine AHS. Mit einer Sicherheit von 95 % liegt der Wert zwischen 21 und 29 %.

[Abbildung 6.11](#): Geplanter Besuch einer AHS in Abhängigkeit vom Geburtsland des Vaters

soziale Ungleichheitsmerkmale	τ_{ab} ^(a)	r ^(a)	t-Wert ^(b)	Sign. ^(c)	Basis
höchste Bildung der Eltern	.26	.33	15.93	0.000	4734
höchste Bildung Vater	.24	.30	17.19	0.000	4574
höchste Bildung Mutter	.23	.30	15.43	0.000	4651
höchster Beruf der Eltern	.20	.26	10.35	0.000	4456
Beruf Vater	.20	.26	11.11	0.000	4105
Beruf Mutter	.17	.23	9.18	0.000	3940
Migrationshintergrund	-.22	-.29	-15.87	0.000	5037
Bub	-.07	-.08	-4.18	0.000	5067
Einwohnerzahl des Schulstandortes	-.06	-.09	-2.42	0.016	5067

(a) τ_{ab} = Korrelationskoeffizient (Kendalls) τ_{ab} , r = Produkt-Moment-Korrelation
(b) berechnet mittels IDB-Analyzer (IEA, 2008), der das komplexe Stichprobendesign berücksichtigt
(c) zweiseitiges Fehlerniveau p , aus t-Wert berechnet mit $n-2$ Freiheitsgraden

[Abbildung 6.13](#): Zusammenhang zwischen sozioökonomischen Merkmalen und Leseleistung (Gesamtskala)

Ungleichheitsdimension	PIRLS 2006: geplanter Besuch einer AHS am Ende der 4. Klasse VS	PISA 2006: Besuch einer maturaführenden Schule von 15-/16-Jährigen
Bildung der Eltern: max. Pflichtschule vs. Uni-/FH-Abschluss	15 zu 65% (1 zu 4.3)	22 zu 81% (1 zu 3.7)
Beruf der Eltern: Arbeiter vs. andere	15 zu 38% (1 zu 2.5)	28 zu 60% (1 zu 2.1)
Geschlecht: Buben vs. Mädchen	30 zu 35% (1 zu 1.2)	44 zu 60% (1 zu 1.4)
Migrationshintergrund: Migrationshintergrund vs. kein Migrationshintergrund	36 zu 32% (1 zu 0.9)	38 zu 54% (1 zu 1.4)
Größe des Schulstandorts: Gemeinde bis 3.000 Einwohner/innen zu Wien	19 zu 59% (1 zu 3.1)	24 zu 61% (1 zu 2.5)

[Abbildung 6.12](#): Vergleich PIRLS mit PISA 2006

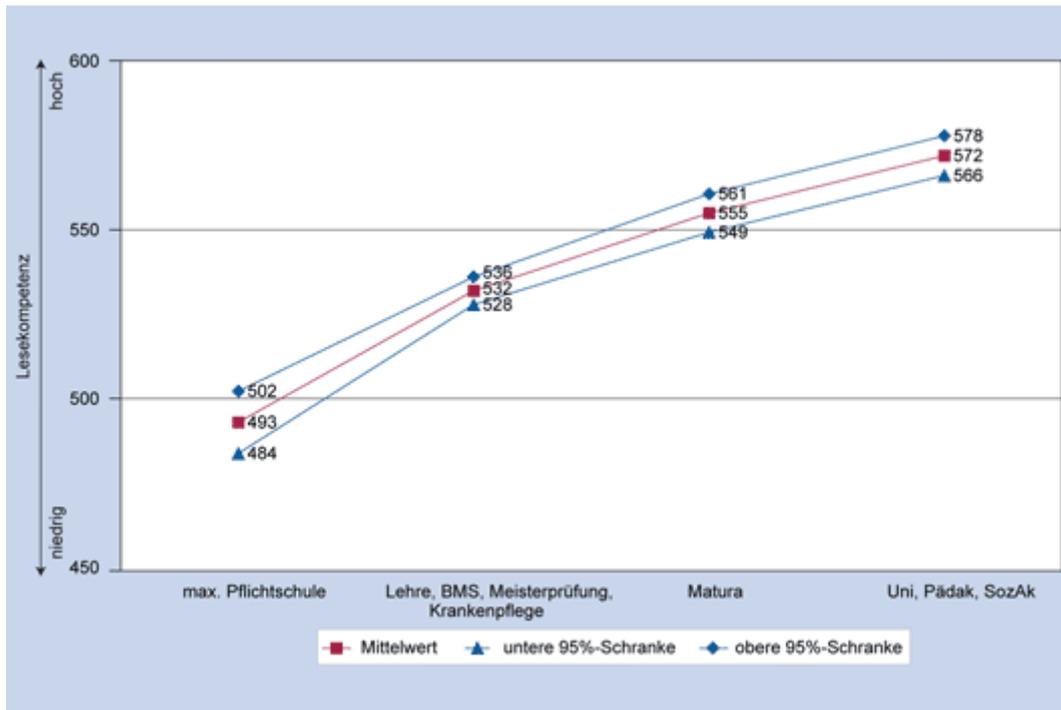


Abbildung 6.14: Gesamtlesekompetenz in Abhängigkeit von der höchsten Bildung der Eltern

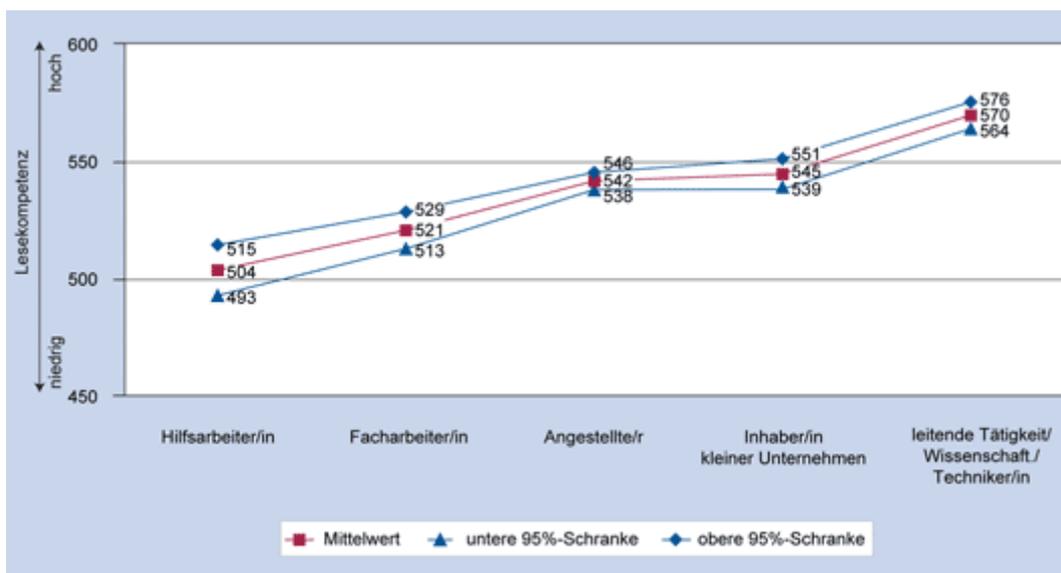


Abbildung 6.15: Gesamtlesekompetenz in Abhängigkeit vom höchsten Beruf der Eltern

Ungleichheitsdimension	PIRLS 2006: Leseleistungen am Ende der 4. Klasse VS	PISA 2006: Leseleistungen von 15-/16- Jährigen
Bildung der Eltern: max. Pflichtschule vs. Uni-/FH-Abschluss ^(a)	493 zu 572 ($r = .53 / .33$) ^(b)	417 zu 536 ($r = .41 / .18$) ^(a)
Beruf der Eltern: Arbeiter vs. andere	518 zu 549 ($r = .20 / .26$) ^(c)	441 zu 508 ($r = .27 / .32$) ^(c)
Geschlecht: Bub vs. Mädchen	533 zu 543 ($r = .08$)	468 zu 513 ($r = .21$)
Migrationshintergrund: kein Migrationshintergrund vs. Migrationshintergrund	547 zu 498 ($r = -.29$)	499 zu 438 ($r = -.19$)
Größe des Schulstandortes: Gemeinde bis 3.000 Einwohner/innen vs. Wien	542 zu 525 ($r = -.13 / -.09$) ^(d)	480 zu 490 ($r = .04 / .10$) ^(d)
<p>(a) Die PISA-Kodierung wurde in die nationale PIRLS-Kodierung transformiert. Der Ausprägung <i>maximal Pflichtschule</i> wurden die ISCED-Kodes 0, 1 und 2 zugeordnet, der Ausprägung <i>Uni-/FH-Abschluss</i> die Kategorien ISCED 5A und 6.</p> <p>(b) In den ersten Korrelationswert gehen nur die beiden Ausprägungen <i>maximal Pflichtschule</i> und <i>Uni-/FH-Abschluss</i> ein, in den zweiten alle Ausprägungen der Variablen.</p> <p>(c) In den ersten Korrelationswert gehen nur die beiden Ausprägungen <i>Arbeiter</i> und <i>Nicht-Arbeiter</i> ein, in den zweiten vier Ausprägungen (<i>Hilfsarbeiter/in</i>, <i>Facharbeiter/in</i>, <i>einfache/r Angestellte/r</i>, <i>leitende/r Angestellte/r</i>), die Berufskategorien von PIRLS wurden entsprechend umkodiert.</p> <p>(d) In den ersten Korrelationswert gehen nur die beiden Ausprägungen <i>Gemeinde bis 3000 Einwohner/innen</i> und <i>Wien</i> ein, in den zweiten alle Ausprägungen der Variablen.</p>		

Abbildung 6.16: Vergleich PIRLS mit PISA 2006

Bildung der Eltern			Beruf der Eltern			Migrationshintergrund			Geschlecht des Kindes			Einwohnerzahl		
Land	$b^{(a)}$	$r^{(b)}$	Land	$b^{(a)}$	$r^{(b)}$	Land	$b^{(a)}$	$r^{(b)}$	Land	$b^{(a)}$	$r^{(b)}$	Land	$b^{(a)}$	$r^{(b)}$
RUM	40	.43	GBR (S)	51	.22	LUX	-51	-.37	LET	-23	-.18	RUM	14	.24
HUN	33	.49	LUX	48	.30	GBR (S)	-50	-.15	GBR (S)	-22	-.14	BUL	13	.25
SVK	32	.40	RUM	47	.28	GBR (E)	-46	-.18	BUL	-21	-.13	SVK	12	.20
SLO	28	.38	SLO	47	.27	DEU	-46	-.27	SLO	-19	-.14	HUN	11	.23
POL	24	.38	FRA	47	.30	AUT	-46	-.27	GBR (E)	-19	-.11	LIT	8	.24
LIT	24	.36	BUL	46	.28	BEL (fl)	-40	-.20	LIT	-18	-.16	SLO	8	.14
BEL (fr)	23	.35	HUN	46	.30	NLD	-40	-.24	SWE	-18	-.14	ESP	7	.16
GBR (E)	23	.35	BEL (fr)	46	.27	DNK	-39	-.16	POL	-17	-.11	LET	6	.18
BUL	23	.34	GBR (E)	46	.17	ESP	-39	-.17	RUM	-14	-.08	POL	6	.14
FRA	22	.38	DEU	41	.24	SLO	-37	-.14	DNK	-14	-.10	ITA	5	.09
AUT	22	.28	SVK	39	.25	SWE	-35	-.18	SVK	-11	-.08	DNK	3	.06
DEU	21	.37	DNK	38	.18	FRA	-32	-.17	FRA	-11	-.08	SWE	3	.06
SWE	20	.30	BEL (fl)	36	.24	ITA	-30	-.11	AUT	-10	-.08	GBR (S)	0	-.01
LET	20	.23	ESP	33	.22	BEL (fr)	-28	-.16	DEU	-7	-.06	NLD	-1	-.02
GBR (S)	19	.31	NLD	32	.18	LET	6	.04	NLD	-7	-.07	BEL (fl)	-1	-.02
BEL (fl)	19	.37	LIT	32	.26	BUL	-83 ^(c)	-.10	ITA	-7	-.05	FRA	-1	-.03
LUX	19	.36	LET	32	.23	RUM	-71 ^(c)	-.08	BEL (fl)	-6	-.05	BEL (fr)	-3	-.06
ESP	18	.33	AUT	31	.20	SVK	-35 ^(c)	-.05	HUN	-5	-.04	AUT	-3	-.09
ITA	16	.26	POL	31	.20	POL	-33 ^(c)	-.02	BEL (fr)	-5	-.04	DEU	-6	-.14
DNK	16	.25	SWE	31	.13	LIT	-26 ^(c)	-.06	ESP	-4	-.03	GBR (E)	-9	-.17
NLD	13	.31	ITA	27	.19	HUN	-10 ^(c)	-.02	LUX	-3	-.03			

(a) unstandardisierter Regressionskoeffizient b . b gibt an, um wie viele Punkte die Testleistungen zunehmen (positives Vorzeichen) oder sinken (negatives Vorzeichen), wenn sich die unabhängige Variable um eine Skaleneinheit ändert. Der Wert von 22 für Österreich bei der Bildung der Eltern bedeutet beispielsweise, dass die Lesekompetenz um 22 Punkte steigt, wenn sich die Bildung um eine Stufe erhöht (z. B. von maximal Pflichtschule zu Lehre/BMS/Meisterprüfung/Krankenpflege). Der unstandardisierte Regressionskoeffizient eignet sich für einen Vergleich der Länder in einer Variable.

(b) Produkt-Moment-Korrelation r , entspricht der punkt-biseralen Korrelation, wenn eine Variable dichotom ist (Bortz, 1999, S. 215). Der Produkt-Moment-Korrelationskoeffizient eignet sich für einen Vergleich der Stärke der Zusammenhänge innerhalb eines Landes. Für Österreich zeigt sich beispielsweise, dass die Lesekompetenz bivariat gleich stark vom Migrationshintergrund und der Bildung der Eltern (internationale Kodierung) abhängt. Die Abhängigkeit vom Beruf ist geringer, jene vom Geschlecht und der Einwohnerzahl des Schulstandortes ist vernachlässigbar. Die Produkt-Moment-Korrelation eignet sich aber auch für den internationalen Vergleich. Es wird dabei angenommen, dass sich die untersuchten Variablen in den *Randverteilungen* (genauer im Mittelwert und in der Standardabweichung) nicht unterscheiden. Untersucht wird der Zusammenhang unter der Annahme, dass die Mittelwerte und Standardabweichungen in allen Ländern gleich sind. Im Unterscheid zum unstandardisierten Regressionskoeffizient untersucht er somit das Ausmaß der Ungleichheit unter der Annahme, dass sich die Mittelwerte und Standardabweichungen der Länder sowohl in der abhängigen als auch in der unabhängigen Variablen nicht unterscheiden.

(c) Migrationsanteil kleiner 5%

Abbildung 6.17: Lesekompetenz in Abhängigkeit von sozialen Ungleichheitsmerkmalen

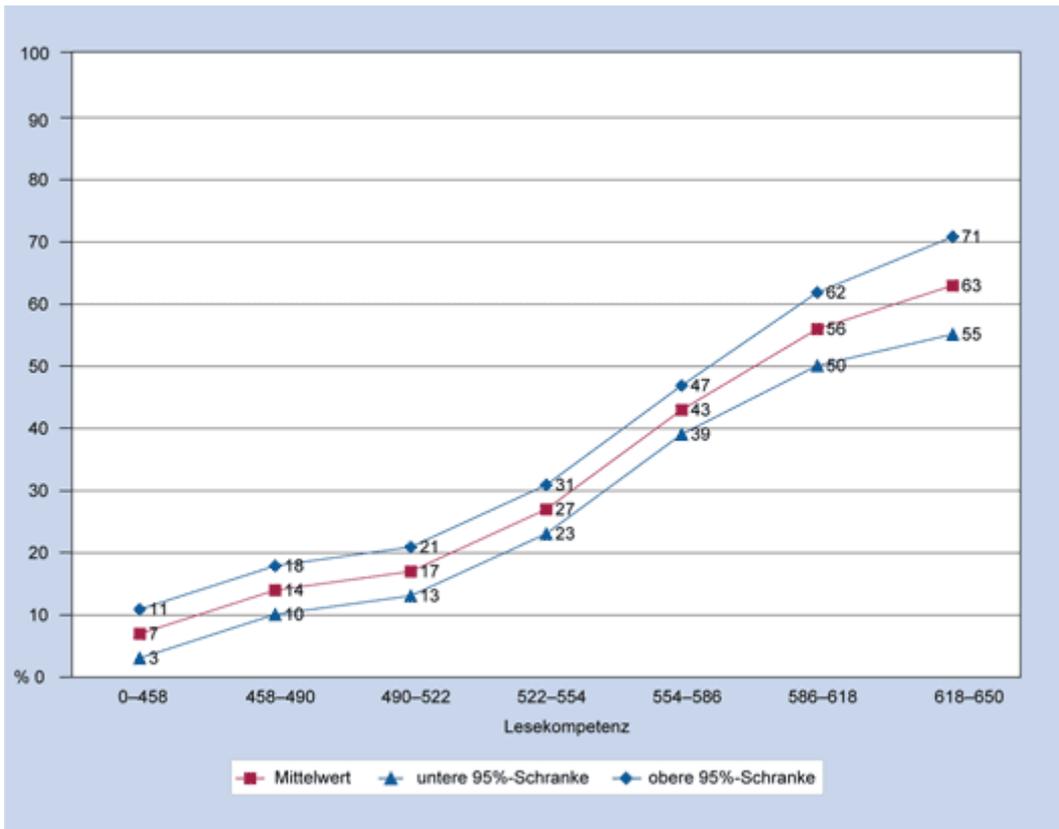


Abbildung 6.18: Geplanter AHS-Besuch in Abhängigkeit von der Leseleistung

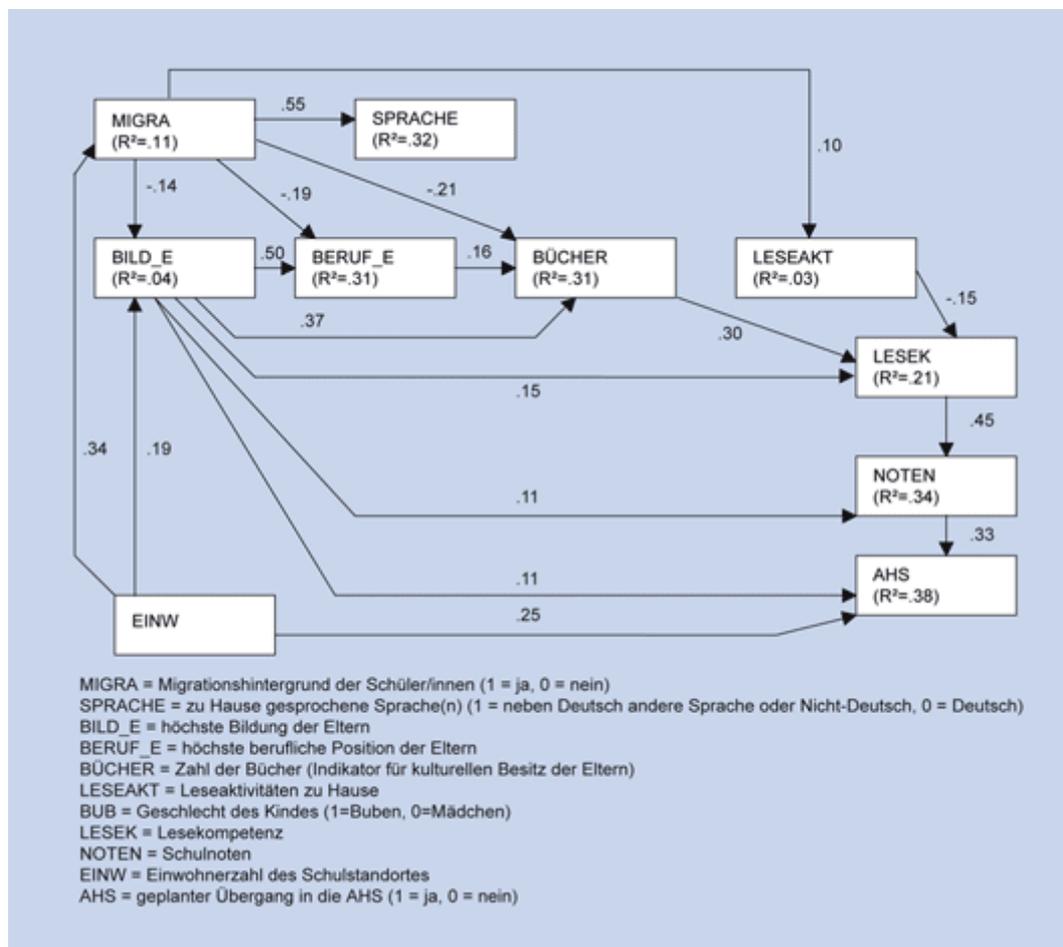


Abbildung 6.19: Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse

	Bildung der Eltern		Beruf der Eltern	
Basiseffekt ^(a)	.143	100%	.069	100%
Primärer Schichteffekt	.080	56%	.030	43%
... davon durch Noten- gebung bedingt	.020	14%	.011	16%
Sekundärer Schichteffekt ^(b)	.063	44%	.039	57%

(a) bei Kontrolle der anderen sozialstrukturellen Variablen Migrationshintergrund, Einwohnerzahl des Schulstandorts, mütterliche Erwerbstätigkeit plus Kontrolle des Berufs der Eltern bei der Analyse des Effekts der Bildung und plus Kontrolle der Bildung der Eltern bei der Analyse des Berufs der Eltern

(b) wie (a) plus zusätzliche Kontrolle der Lesekompetenz, der häuslichen Leseaktivitäten, der Zahl der Bücher, der zu Hause gesprochenen Sprache und der Schulnoten (Durchschnitt aus Deutsch und Mathematik)

Abbildung 6.20: Primärer und sekundärer Schichteffekt auf den geplanten AHS-Besuch

	PIRLS	PISA
höchste Bildung der Eltern		
Basiseffekt ^(a)	.168	.078
sekundärer Effekt ^(b)	.094	.035
in %	55%	45%
Beruf der Eltern ^(c)		
Basiseffekt ^(d)	.114	.198
sekundärer Effekt ^(e)	.066	.060
in %	57%	30%
<p>(a) bei Kontrolle der anderen sozialstrukturellen Variablen: Migrationshintergrund, Schulstandort, Geschlecht des Kindes und Beruf der Eltern (Arbeiter versus Nicht-Arbeiter)</p> <p>(b) bei Kontrolle der unter (a) genannten Variablen plus zu Hause gesprochene Sprache, Zahl der Bücher und Testleistungen im Lesen</p> <p>(c) Arbeiter/in versus Nicht-Arbeiter/in</p> <p>(d) wie (a), allerdings an Stelle des Berufs der Eltern wurde die Bildung der Eltern kontrolliert</p> <p>(e) wie (b)</p>		

[Abbildung 6.21](#): Vergleich der Schichtungseffekte von PIRLS und PISA

1) Für zusätzliche Auskünfte über PIRLS möchte ich mich an dieser Stelle sehr herzlich bei Frau Birgit Suchan (BIFIE) bedanken, für Auskünfte bzgl. Wien bei Herrn Franz Tranninger (Statschulrat). Auch die inhaltlichen Rückmeldungen der Herausgeberinnen zum Manuskript müssen an dieser Stelle genannt werden – sie waren außerordentlich wertvoll. Dies gilt auch für die Formulierungsvorschläge von Frau C. Rieß, welche die Lesbarkeit verbessert haben, sowie für die Rückmeldungen von Frau Ulrike Kipman zum statistischen Vorgehen.

2) Als synonyme Ausdrücke für sozioökonomischen Status werden soziale Schicht und soziale Herkunft verwendet.

3) Weitere institutionelle Faktoren, die die soziale Selektivität des Schulsystems bestimmen, sind die Trägerschaft der Schule, die Kosten für die Eltern, die Ausbildung der Lehrer/innen, komplexer und unübersichtlicher Aufbau des Bildungssystems und Sackgassen darin. Neben einem späten Selektionsalter erklären nach Erikson und Johnson (1996, S. 56–57) geringe Bildungskosten der Eltern, das weitgehende Fehlen von Eliteschulen und breite

Wahlmöglichkeiten nach der Gesamtschule die geringe soziale Selektivität des schwedischen Schulsystems.

4) Beim Erklärungsansatz Boudons handelt es sich um ein Rational-Choice-Modell (RC-Modell). Dabei wird das Entscheidungsverhalten der Akteure/innen durch die von ihnen erwarteten Kosten, Erträge und Erfolgswahrscheinlichkeiten einer getroffenen Bildungsentscheidung erklärt.

5) Zur geschlechtsspezifischen Sozialisation siehe Kapitel 8.

6) Anzumerken ist, dass die Einwohnerzahl des Schulstandorts verwendet wurde, da die Einwohnerzahl des Wohnorts des Kindes nicht erhoben wurde. Da die besuchte Volksschule aber i. d. R. wohnortnahe ist, ergeben sich dadurch keine oder nur sehr geringe Einschränkungen für die Ergebnisse.

7) Laut Stadtschulrat (telefonische Auskunft von Franz Tranninger) liegt die Quote etwa bei 56 %.

8) Die ISCO-Codes mit den Anfangsziffern 1000 bis 1240 und 2111 bis 3241 wurden den Professionals zugeordnet.

9) Ob dieser Faktor die Differenzen zu den anderen europäischen Ländern sowie zu den österreichischen PISA-2006-Ergebnissen vollständig erklärt, kann mit den vorliegenden Daten leider nicht ausreichend geklärt werden.

10) Der sehr starke Anstieg bei den Frauen geht in erheblichem Ausmaß auf den Ausbau des nicht-universitären Tertiärbereichs zurück, z. B. die Errichtung Pädagogischer Akademien.

11) siehe dazu auch Abschnitt 10.1

12) Verwendet wurde die aus den Eltern- und Schülerdaten berechnete Variable zum Migrationshintergrund.

13) Folgende Länder gingen in den Vergleich ein: AUT, BEL (fl), BEL(fr), BUL, DEU, DNK, ESP, FRA, GBR (E), GBR(S), HUN, ITA, LET, LIT, LUX, NLD, POL, RUM, SLO, SVK, SWE

14) Die drei Koeffizienten wurden verwendet, um die Art des Zusammenhangs feststellen zu können. Der Kontingenzkoeffizient C erfasst auch nicht-lineare und nicht-monotone Zusammenhänge. Ein hoher Wert von C bei gleichzeitig niedrigen Werten von τ_{ab} und r wäre somit ein Hinweis auf einen nicht-monotonen, z. B. u-förmigen Zusammenhang. Ein hoher Wert von τ_{ab} und ein geringer Wert von r wäre ein Indiz, dass ein monotoner, aber kein linearer Zusammenhang besteht. Bei jeder Variable unterscheiden sich die drei Koeffizienten nur geringfügig. Das bedeutet, dass die Produkt-Moment-Korrelation r zur Abbildung der Zusammenhänge sehr gut geeignet ist, obwohl streng genommen intervallskalierte Variablen vorausgesetzt werden. Dass r für ordinale Variablen meistens gut geeignet ist, ist aus zahlreichen Simulationsstudien (z. B. Labovitz, 1970; O'Brien, 1979) und der Forschungspraxis (z. B. Allerbeck, 1978; Bacher, 1996, S. 127–129) bekannt. So z. B. ermittelte Allerbeck einen linearen Zusammenhang zwischen r und τ_{ab} , wobei τ_{ab} durchgehend etwas geringer ist als r . Auch für die PIRLS-Daten gilt diese Beziehung (siehe Abbildung 6.7 und 6.13). τ_{ab} ist gleich: $\tau_{ab} = 0,00 + 0,84 \cdot r$ mit einem Bestimmtheitsmaß

