

Ursachen der geschlechtsspezifischen Benachteiligung von Jungen im österreichischen Schulsystem¹

Heinz Leitgöb, Johann Bacher und Norbert Lachmayr

1 Problemskizze und Übersicht

Im Zuge der pädagogischen Praxis wird der „Benachteiligung“ von Jungen in Österreich zunehmend mehr Beachtung geschenkt. Dieser Umstand offenbart sich beispielsweise in äußerst gut besuchten Veranstaltungen zu diesem Thema.² Zudem wird in der Medienberichterstattung wiederholt auf die Thematik Bezug genommen³, allerdings mit einer deutlich geringeren Intensität als auf andere bildungspolitische Themen, wie z.B. die Gesamtschule, die Gleichheit von Bildungschancen oder Bildung und Migration. Auch in den Bildungswissenschaften wird dem Thema in Österreich lediglich am Rande Bedeutung beigemessen. Dies ist erstaunlich, da in Österreich – analog zu anderen europäischen Ländern – bereits seit Mitte der 1980er Jahre mehr Mädchen als Jungen eine allgemein bildende höhere Schule (AHS bzw. auch als Gymnasium bezeichnet) besuchen. In den berufsbildenden höheren Schulen (BHS) lässt sich die Umkehrung des Geschlechterverhältnisses seit 2000 beobachten. Diese Entwicklungen hin zu einer Überrepräsentanz der Mädchen in weiterführenden Schulen (Paseka und Wroblewski 2009) führten letztlich dazu, dass es seit dem Ende der 1980er Jahre mehr Maturantinnen als Maturanten⁴ gibt. Die Ursachen hierfür sind vielfältig, von zentraler Relevanz erscheinen jedoch die – maßgeblich durch die Bildungsreform der 1960er Jahre entfachte – allgemeine Bildungsexpansion und die ab den 1970er Jahren verstärkten Bemühungen der österreichischen Bildungspolitik zur Entgegnung bestehender geschlechtsspezifischer Diskriminie-

¹ Wir möchten uns herzlich beim Herausgeber für die wertvollen Hinweise und Anmerkungen bedanken.

² Diesbezüglich kann exemplarisch die Tagung „Sind Jungen Bildungsverlierer? Wege zu einer geschlechtergerechten Schule“ (Pädagogische Hochschule Oberösterreich, November 2008) angeführt werden.

³ Siehe etwa: „Nicht mehr Bildungsverlierer unter Buben als früher“ (Der Standard Online, 29. Juni 2010); „Bildungspsychologie: Mädchen sind erfolgreicher“ (Die Oberösterreichischen Nachrichten Online, 23. Juli 2010); „Schule fördert Buben und Mädchen unterschiedlich“ (Der Standard Online, 26. Mai 2009); „Buben nehmen Schulleistungen nicht so ernst“ (Der Standard Online, 26. April 2008)

⁴ Die Matura repräsentiert das österreichische Äquivalent zum Abitur.

rungen, welche zunächst beinahe ausschließlich den Abbau von weiblichen Bildungsbenachteiligungen zum Ziel hatten.

Der vorliegende Beitrag ist wie folgt gegliedert: Nach einem Überblick über das Ausmaß an geschlechtsspezifischen Ungleichheiten im österreichischen Bildungssystem (Abschnitt 2) widmet sich Abschnitt 3 den Ursachen. Im Zuge dessen erfolgt zunächst eine Zusammenfassung des bisherigen Erkenntnisstandes (Abschnitt 3.1.). Im Anschluss wird ein auf dem Rational-Choice-Ansatz basierendes Erklärungsmodell zu den Übergangentscheidungen im Schulsystem vorgeschlagen (Abschnitt 3.2.1.) und anhand von aktuellen Daten des österreichischen Instituts für Berufsbildungsforschung (*öibf*) (Abschnitt 3.2.2.) empirisch geprüft (Abschnitte 3.2.3. und 3.2.4.), das sich in zahlreichen Analysen im Laufe der letzten Jahre bewährt hat. Der abschließende Abschnitt 4 dient der Konklusion.

2 Geschlechtsspezifische Bildungsungleichheiten in Österreich

Das österreichische Schulsystem gliedert sich in drei Abschnitte: Eine vierjährige Primarstufe, eine ebenfalls vierjährige Sekundarstufe I und eine ein- bis fünfjährige Sekundarstufe II. Nach dem Besuch der Volksschule (VS) kann in die Hauptschule (HS) oder in die Unterstufe einer allgemein bildenden höheren Schule (AHS) gewechselt werden, wobei trotz Äquivalenz der Lehrpläne die AHS-Unterstufe als formal höher zu betrachten ist, da sie bei positivem Abschluss zu einem Besuch der AHS-Oberstufe oder einer berufsbildenden höheren Schule (BHS) mit Maturaabschluss berechtigt, während in der HS dafür eine bestimmte Leistungsgruppeneinstufung erforderlich ist. Seit dem Schuljahr 2008/09 wird in der Sekundarstufe I zusätzlich die Neue Mittelschule (NMS) angeboten, ein Schulversuch zur Verwirklichung einer gemeinsamen Schule für alle zehn- bis 14-Jährigen.⁵ Im Sekundarbereich II bestehen neben den bereits angeführten maturaführenden Schulformen der AHS-Oberstufe und der BHS noch die einjährige Polytechnische Schule (PS), in deren Anschluss mehrheitlich eine Lehre mit dem Besuch einer Berufsschule (BS) angestrebt wird, sowie die berufsbildende mittlere Schule (BMS). Die Dauer der BMS variiert zwischen ein und vier Jahren und führt – bei einer Ausbildungsdauer ab drei Jahren und einer oftmals extern zu absolvierenden Lehrabschlussprüfung – zum Abschluss einer Fachberufsausbildung. Außerdem existiert im Primar- und Sekundarbereich I die allgemeine Sonderschule (AS) für mehrfach benachteilig-

⁵ Nähere Informationen zur Neuen Mittelschule können der folgenden Homepage entnommen werden: <http://www.neuemittelschule.at> (Stand: 22. Juli 2010)

te Schülerinnen und Schüler. Die Verteilung der Schülerinnen und Schüler auf die unterschiedlichen Schulformen ist in Tabelle 1 dargestellt.

Tabelle 1: Geschlechterverteilung im österreichischen Bildungssystem (im Schuljahr bzw. Wintersemester 2008/09)

| Schulstufen | Gesamt | davon männl. | Jungen- bzw. Männeranteil |
|---|---------|--------------|---------------------------|
| Primarbereich | | | |
| Volksschule (VS) | 332.210 | 171.381 | 51,6% |
| Allgemeine Sonderschule (AS) | 3.877 | 2.536 | 65,4% |
| Sekundarbereich I | | | |
| Hauptschule (HS) | 237.989 | 124.915 | 52,5% |
| Neue Mittelschule (NMS) | 3.441 | 1.777 | 51,6% |
| Allgemein bildende höhere Schule (AHS) – Unterstufe | 116.384 | 56.162 | 48,3% |
| Allgemeine Sonderschule (AS) | 7.138 | 4.606 | 64,5% |
| Sekundarbereich II | | | |
| Polytechnische Schule (PS) | 20.648 | 12.947 | 62,7% |
| Berufsschule (BS) | 140.373 | 91.873 | 65,4% |
| Berufsbildende mittlere Schule (BMS) (a) | 50.767 | 25.601 | 50,4% |
| Berufsbildende höhere Schule (BHS) (b) | 135.750 | 66.732 | 49,2% |
| Allgemein bildende höhere Schule (AHS) – Oberstufe | 88.403 | 38.057 | 43,0% |
| Best. Reifeprüfungen (Jahrgang 2008) | 40.817 | 17.243 | 42,2% |
| Tertiärbereich | | | |
| Studienanfängerinnen und -anfänger (c) | 57.158 | 25.136 | 44,0% |
| Studierende (c) | 292.145 | 135.345 | 46,3% |
| Studienabschlüsse (c) (Studienjahr 2007/08) | 38.637 | 18.016 | 46,6% |
| Doktorratsabschlüsse (Studienjahr 2007/08) | 2.196 | 1.264 | 57,6% |

(a) Technisch gewerbliche Schulen, kaufmännische Schulen, wirtschaftsberufliche Schulen, sozialberufliche Schulen, land- und forstwirtschaftliche Schulen

(b) Technisch gewerbliche Schulen, kaufmännische Schulen, wirtschaftsberufliche Schulen, land- und forstwirtschaftliche Schulen

(c) Öffentliche Universitäten, Privatuniversitäten, Fachhochschul-Studiengänge, Pädagogische Hochschulen, Theologische Lehranstalten, sonstige Bildungseinrichtungen (Lehrgänge universitären Charakters)

Quelle: Statistik Austria 2010: 93-95; 197; 225 (eigene Berechnungen)

Während die Anteile der Mädchen (48,4 Prozent) und Jungen (51,6 Prozent) in der VS noch annähernd ausgeglichen sind bzw. weitgehend dem Geschlechterverhältnis aller Sechs- bis Neunjährigen in der österreichischen Bevölkerung im Jahr 2009 (Mädchen: 48,6 Prozent; Jungen: 51,4 Prozent) entsprechen, entfalten sich die geschlechtsspezifischen Verteilungsunterschiede im Schulbesuch ab der Sekundarstufe I, wo der Jungenanteil in der HS (52,5 Prozent) merklich über jenem in der AHS-Unterstufe (48,3 Prozent) liegt. Nachdrücklich offenbart sich

diese Entwicklung, wenn eine Feingliederung nach Alters- und Schulstufen vorgenommen wird. So beginnt sich insbesondere ab dem 13. Lebensjahr die Schere zwischen den Geschlechtern im Hinblick auf den Besuch einer maturaführenden Schule zu Ungunsten der Jungen zu öffnen, obwohl ihr Anteil über alle Schulen hinweg – vorwiegend nach dem Ende der allgemeinen Unterrichtspflicht⁶ – mäßig ansteigt (Bacher et al. 2008: 27). Dies lässt sich in erster Linie durch ein häufigeres Versagen der Jungen in der AHS-Unterstufe begründen: So waren im Schuljahr 2007/08 bundesweit insgesamt 55,6 Prozent aller nicht aufstiegsberechtigten Schülerinnen und Schüler in der AHS-Unterstufe Jungen (Statistik Austria 2010: 191; eigene Berechnungen). Lediglich in der NMS stimmt das Geschlechterverhältnis mit jenem aus der VS überein.

Im Bereich der – quantitativ allerdings wenig bedeutsamen – allgemeinen Sonderschule (AS) besteht bereits im Primarschulbereich eine erhebliche Überrepräsentanz der Jungen (65,4 Prozent), deren Hauptursache in der häufigeren Diagnostizierung von Verhaltens- und Leistungsproblemen bei Jungen zu finden ist (Geißler 2008; Hölling et al. 2007; Wahl 2005), die eine Zuweisung an die AS nach sich ziehen.⁷ In besonderem Maße betroffen sind Jungen mit Migrationshintergrund (Herzog-Punzenberger und Unterwurzacher 2009). Dieser Trend setzt sich in der Sekundarstufe II auf nahezu gleichem Niveau fort (64,5 Prozent).

Die Entwicklungen im Sekundarbereich II lassen sich wie folgt charakterisieren: Während in der PS sowie in der BS die männlichen Schüler mit 62,7 Prozent bzw. 65,4 Prozent jeweils die klare Mehrheit der Schülerschaft bilden, sind sie in der AHS-Oberstufe eindeutig unterrepräsentiert (43,0 Prozent), d.h. es kann eine Verstärkung des in der Sekundarstufe I in Erscheinung tretenden Scheren-Effekts beobachtet werden. Für die BMS sowie die BHS liegen allerdings nur moderate Unterschiede in den Besuchszahlen zwischen den Geschlechtern vor. Insgesamt führt die geringere Partizipation der Jungen in maturaführenden Schulen jedoch zu einer unausgewogenen geschlechtsbezogenen Quote der bestandenen Reife- bzw. Maturaprüfungen (Jungen: 42,2 Prozent) und schließlich zu unterproportionalen Anteilen an männlichen Studienan-

⁶ Im Gegensatz zu Deutschland besteht in Österreich – ähnlich zur Schweiz – keine Schulpflicht sondern eine Unterrichtspflicht. Diese ist im Bundesgesetz über die Schulpflicht (Schulpflichtgesetz 1985, zuletzt geändert durch BGBl. I Nr. 20/2006) geregelt, beginnt mit dem auf die Vollendung des sechsten Lebensjahres folgenden September und dauert neun Schuljahre an. Neben dem Besuch einer öffentlichen oder mit Öffentlichkeitsrecht ausgestatteten Schule kann die Unterrichtspflicht (unter bestimmten Voraussetzungen) ferner durch (1) den Besuch einer Privatschule ohne Öffentlichkeitsrecht, (2) der Teilnahme an häuslichem Unterricht und (3) den Besuch einer im Ausland gelegenen Schule erfüllt werden.

⁷ Allerdings verweist Popp (2007: 69) darauf, dass auch in der VS männliche Schüler verstärkt als „Problemschüler“ konstruiert und entsprechend eingeordnet werden.

fängern (44,0 Prozent), Studierenden (46,3 Prozent) und Absolventen von tertiären Bildungseinrichtungen (46,6 Prozent). Eine Umkehr des Geschlechterverhältnisses zu Gunsten der Männer vollzieht sich letztlich derzeit noch am oberen Ende der formalen „Bildungspyramide“ bei den Doktorratsabschlüssen, wo der Männeranteil im Studienjahr 2007/08 bei 57,6 Prozent liegt.

Neben den bislang dargelegten geschlechtsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen den verschiedenen Schulformen lässt sich weiterhin eine horizontale Segregation innerhalb dieser einzelnen Schultypen im Hinblick auf die Wahl der Fachrichtungen feststellen. So konzentrieren sich die Mädchen – im Gegensatz zu den Jungen – nach wie vor auf wenige, in der Hauptsache traditionell weiblich dominierte Lehrberufe (Bergmann et al. 2004: 16f; Prenner und Scheibelhofer 2001; Schlögl und Wieser 2002: 491), an deren Spitze die Ausbildungen zur Einzelhandelskauffrau, zur Bürokauffrau sowie zur Friseurin und Perückenmacherin stehen und im Vordergrund kein technischer Lehrberuf zu finden ist. Bei den Jungen überwiegen demgegenüber eindeutig die technisch orientierten Lehrberufe (Kraftfahrzeugtechnik, gefolgt von Installations- und Gebäudetechnik, Elektroinstallationstechnik sowie Maschinenbautechnik). Die zuvor angeführte Verdichtung der weiblichen Lehrlinge auf eine geringe Anzahl an beruflichen Lehrausbildungen kann zudem wie folgt belegt werden: In den zehn von Mädchen gegenwärtig am häufigsten gewählten Lehrberufen sind insgesamt 69,9 Prozent aller weiblichen Lehrlinge zu finden, während dies hingegen für lediglich 48,4 Prozent der Jungen der Fall ist (WKO 2010, eigene Berechnungen). Relativierend muss allerdings festgehalten werden, dass die einseitige Fokussierung der Mädchen bei der Wahl des Lehrberufes einen rückläufigen Trend aufweist, während für die männlichen Lehrlinge der Anteil seit 1990 relativ konstant bei etwa 50 Prozent liegt (Bergmann et al. 2004: 17). Im Bereich der BMS und BHS manifestiert sich die geschlechtsspezifische horizontale Segregation vornehmlich in der Bevorzugung von sozialberuflichen und kaufmännischen Fachrichtungen durch die Mädchen, während die Jungen technisch sowie gewerblich ausgerichtete Schulen präferieren (Schlögl und Wieser 2002; Schmid 2003).

Insgesamt betrachtet hat die horizontale Segregation nach dem Geschlecht im Sekundarbereich II des österreichischen Bildungssystems in den letzten Jahren überraschenderweise sogar moderat zugenommen (Bacher et al. 2008: 19f). Für das tertiäre Bildungssegment ist sie im internationalen Vergleich noch gering ausgeprägt (Bacher et al. 2008: 194f), obwohl auch einzelne Studiengänge mit einem erheblichen Frauen- (z.B. Psychologie und Veterinärmedizin) bzw. Männerüberhang (Montanistik und technische Studienrichtungen) existieren (Unger et al. 2010: 27). Eine Verstärkung der geschlechtsspezifischen Segregation ist allerdings zu erwarten, wenn bislang nicht akademisierte frauendo-

minierte Ausbildungen im pädagogischen und gesundheitlichen Bereich auf Bachelor- und Masterniveau angehoben werden.

Im Hinblick auf die schulische Performanz von Jungen und Mädchen konnte durch die in den letzten Jahren intensivierte Realisierung von breit angelegten internationalen Kompetenzerhebungen wie PIRLS und TIMSS⁸ für die Primarstufe sowie PISA für den sekundären Bildungsbereich verfestigte geschlechtsspezifische Leistungsunterschiede wiederholt identifiziert und ausführlich dokumentiert werden (Bacher und Paseka 2006; Mullis et al. 2007, 2008; OECD 2007; Stanat und Kunter 2002; Wallner-Paschon 2010). Die österreichischen Befunde für die Kompetenzdomänen „Lesen“ und „Mathematik“ sollen nun in aller Kürze skizziert und ausgewählten internationalen Ergebnissen gegenübergestellt werden: Während der Leistungsunterschied zwischen Jungen (J) und Mädchen (M) in Bezug auf die Lesekompetenzen im Grundschulbereich (PIRLS 2006) etwa im Vergleich zu den skandinavischen (Dänemark: $\Delta^9 = -14$; Schweden: $\Delta = -18$; Norwegen: $\Delta = -19$) und den baltischen (Litauen: $\Delta = -19$; Lettland: $\Delta = -23$) Ländern in Österreich (J=533¹⁰; M=543; $\Delta = -10$) noch verhältnismäßig moderat ausfällt (Mullis et al. 2007: 48) und erheblich unter der internationalen Differenz von 17 Punkten liegt (Suchán 2007: 19), vergrößert sich diese bis zum Ende der allgemeinen Unterrichtspflicht (Alter: 15/16 Jahre) erheblich. So kann auf Basis der österreichischen PISA 2006-Daten eine geschlechtsspezifische Differenz der Lesekompetenzen von 45 Punkten (J=468; M=513) zu Gunsten der Mädchen ausgemacht werden (OECD 2007: 225f). Im internationalen Vergleich schließt Österreich damit zu den skandinavischen (Dänemark: $\Delta = -30$; Schweden: $\Delta = -40$; Norwegen: $\Delta = -46$) und beinahe auch zu den baltischen (Estland: $\Delta = -46$; Lettland: $\Delta = -50$; Litauen: $\Delta = -51$) Ländern auf und positioniert sich deutlich über der mittleren Geschlechterdifferenz der OECD-Länder mit 38 Punkten (Breit 2007: 46f). Diese Ergebnisse entsprechen den bereits an früherer Stelle genannten Befunden, dass die Jungen insbesondere im Laufe der Sekundarstufe I den schulischen Anschluss an die Mädchen verlieren.

Während die Leistungsunterschiede im Bereich der Lesekompetenzen international eindeutig zu Gunsten der Mädchen ausfallen, liegt in Bezug auf die Mathematikkompetenzen ein differenzierteres Bild vor. So kann im Grund-

⁸ In Österreich wurden in Zuge von TIMSS 2007 lediglich die Schülerinnen und Schüler der vierten Schulstufe getestet.

⁹ Ein Δ kennzeichnet die Differenz der geschlechtsspezifischen Stichprobenmittelmittelwerte ($MW_J - MW_M$) der jeweiligen Kompetenzskala in Punkten.

¹⁰ Die Metrik der Kompetenzskalen von PIRLS, TIMSS und PISA wurde jeweils so festgelegt, dass der Skalenmittelwert 500 Punkte und die Standardabweichung 100 Punkte betragen (Foy et al. 2007: 159; Foy et al. 2008: 235; OECD 2009: 157). Nähere Ausführungen sind diesbezüglich bei Bensen et al. (2008: 39f) zu finden.

schulbereich für knapp die Hälfte der an TIMSS 2007 partizipierenden Länder (16 von 36) keine statistisch signifikante Geschlechterdifferenz nachgewiesen werden. Österreich positioniert sich allerdings neben Italien ($\Delta=15$) im europäischen Spitzenfeld und übertrifft mit einer Differenz von 14 Punkten ($J=512$; $M=498$) zu Gunsten der Jungen die mittlere Differenz der teilnehmenden EU-Länder ($\Delta=6$) klar (Meließnig und Wallner-Paschon 2008: 20; Mullis et al. 2008: 58). Im Sekundarbereich weist Österreich bei PISA 2006 mit 23 Punkten ($J=517$; $M=494$) den größten Geschlechterunterschied aller OECD-Länder auf und liegt in der Konsequenz erheblich über deren durchschnittlicher Differenz von 11 Punkten (OECD 2007: 230f). Allerdings muss angemerkt werden, dass die österreichischen Befunde keiner zeitlichen Stabilität unterliegen. So beträgt die im Zuge von PISA 2003 ermittelte geschlechtsspezifische Differenz in den Mathematikkompetenzen nämlich lediglich acht Punkte zu Gunsten der Jungen.¹¹

Da Deutschland aufgrund der Sprachgleichheit und des ähnlich strukturierten Schulsystems gewissermaßen als Referenzland für Österreich dient, muss darauf hingewiesen werden, dass im Vergleich die Geschlechterunterschiede der deutschen Schülerinnen und Schüler im Lesen sowohl bei PIRLS 2006 ($\Delta=-7$) als auch bei PISA 2006 ($\Delta=-42$) geringfügig niedriger ausgeprägt sind. Analoge Resultate können auch hinsichtlich der Mathematikkompetenzen berichtet werden. So unterscheiden sich die deutschen Schülerinnen und Schüler bei TIMSS 2007 um zwölf Punkte und bei PISA 2006 um 20 Punkte zu Gunsten der Jungen.

3 Ursachen der Geschlechterunterschiede im Bildungserfolg

3.1 Bisherige Erkenntnisse

Mit den Ursachen der Unterrepräsentation von Jungen in Schulen mit formal höheren Abschlüssen haben wir uns ausführlich in Bacher et al. (2008) beschäftigt. In Anlehnung an bestehende Rational-Choice-Theorien (Becker 2000; Boudon 1974; Erikson und Jonsson 1996; Esser 1999; Stubbe 2009) wurde ein Modell zur Schulwahl entwickelt, in dem direkte sowie indirekte Wirkungszusammenhänge für das Geschlecht der Schülerinnen und Schüler spezifiziert

¹¹ Ähnliche Entwicklungen zwischen den Mathematikkompetenzmessungen von PISA 2003 und PISA 2006 konnten auch für Deutschland und Japan beobachtet werden. Ungeklärt bleibt, ob hier tatsächlich geschlechtsspezifische Kohorten- bzw. Periodeneffekte auftreten oder ob die Effekte auf messtheoretische, stichprobentheoretische oder statistische Ursachen zurückgeführt werden können (Schreiner 2007: 55).

wurden. Als Datenbasis diente eine durch das österreichische Institut für Berufsbildungsforschung (*öibf*) im Zuge der Studie „Soziale Situation beim Bildungszugang“ (Schlögl und Lachmayr 2004) realisierte bundesweite Erhebung aus dem Jahr 2003, die bei den Schnittstellen im österreichischen Schulsystem (vor und nach den jeweiligen Bildungswegentscheidungen) ansetzt. Im Auftrag der Arbeiterkammer Wien und des Österreichischen Gewerkschaftsbundes wurden sowohl die Eltern von Schülerinnen und Schülern in der vierten, fünften, achten, neunten, zwölften sowie der 13. Schulstufe als auch die Jugendlichen in der achten, neunten, zwölften und 13. Schulstufe befragt. Da die Subsamples für die anderen Schulstufen zu niedrige Fallzahlen aufwiesen, konzentrierten sich die Analysen auf die fünfte, achte und neunte Schulstufe.

Eine zentrale Annahme der Studie war, dass Eltern für ihre Söhne vermehrt alternative Karrieremöglichkeiten sehen bzw. Jungen ab einem bestimmten Alter für sich selbst mehr alternative Karriereoptionen wahrnehmen. Aus diesem Grund fällt für Jungen häufiger die Wahl auf Schulen mit formal niedrigeren Abschlüssen, da dieser Nachteil von temporärer Natur ist und in weiterer Folge durch ein breites Spektrum an (Aus-)Bildungsoptionen kompensiert werden kann. Die Wirksamkeit dieses Faktors wurde insbesondere beim ersten Bildungsübergang von der Primarstufe in die Sekundarstufe I vermutet mit der Folge, dass Jungen öfter eine HS besuchen. Bestätigt werden konnte, dass für Jungen mehr alternative Karrieremöglichkeiten erwogen werden, allerdings stellte sich dieser Umstand weder beim Übergang in die Sekundarstufe I noch bei jenem in die Sekundarstufe II als entscheidungsrelevant heraus.

Als empirisch nicht haltbar erwies sich auch die Hypothese, dass an Jungen aufgrund von traditionellen geschlechtsspezifischen Rollenzuschreibungen, denen zufolge Eltern ein „wildes“, raumgreifendes, in geringerem Ausmaß konformes Verhalten als typisch für Jungen erachten, geringere Leistungsanforderungen gestellt werden.

Für alle untersuchten Schulstufen konnte durchgehend eine schlechtere schulische Performanz der Jungen (operationalisiert über die Noten in den Hauptfächern im letzten Jahreszeugnis) im Vergleich zu den Mädchen festgestellt werden. Am Ende der Sekundarstufe I konnte überdies eine differenzierte Wirkung der Geschlechtszugehörigkeit der Klassenlehrkraft auf die Schulleistung ermittelt werden, da Jungen schlechtere Noten erzielten, wenn sie einen männlichen Klassenvorstand hatten. Dieser Befund widerlegt die (auch im populärwissenschaftlichen sowie im bildungspolitischen Kontext kontrovers diskutierte) These von einer „Feminisierung der Schule“ als Quelle des geringeren Schulerfolgs von Jungen, der zufolge Jungen männliche Lehrkräfte als Rollenbilder für eine entsprechende schulische Leistungsentwicklung benötigen und/oder eine bewusste bzw. unbewusste Benachteiligung von Jungen durch

weibliche Lehrkräfte stattfindet (siehe etwa Bettinger und Long 2005; Dee 2007; Diefenbach und Klein 2002; Driessen 2007; Helbig 2010; Holmlund und Sund 2008). Im Gegensatz zu Diefenbach und Klein (2002) für Deutschland konnte von Bacher et al. (2008: 144-148) auch mittels ökologischer Regression für Österreich kein Zusammenhang zwischen dem Anteil an weiblichen Lehrkräften in der Volksschule und dem Anteil an Jungen in der ersten Klasse AHS auf der Ebene der Schulbezirke aufgedeckt werden.

Weitere nach dem Geschlecht differentielle Wirkungszusammenhänge konnten für familien- und sozialstrukturelle Variablen identifiziert werden. So erbringen etwa Jungen in weiblichen Alleinerzieherhaushalten schlechtere Schulleistungen. Im Gegensatz dazu verbessert sich die schulische Performanz von Jungen, wenn deren Väter Verantwortung für die schulischen Agenden ihrer Söhne übernehmen. Ferner konnte in der Tendenz ein geschlechtsspezifisch unterschiedlicher Einfluss der sozialen Herkunft auf den Besuch einer weiterführenden Schule (AHS) nach der Volksschule beobachtet werden. Die angeführten Beziehungen waren – mit Ausnahme des Schichteffektes auf den derzeitigen AHS-Besuch in der achten Schulstufe – allerdings schwach ausgeprägt und zeigten sich häufig nur bei einer der untersuchten Schulstufen.

Die bisherigen Ergebnisse legen nahe, dass Jungen überwiegend aufgrund von schlechteren Schulleistungen in der Sekundarstufe I den schulischen Anschluss zu den Mädchen verlieren und in der Folge seltener Schulen mit formal höheren Abschlüssen besuchen. Die Ursachen für die geringere schulische Performanz von Jungen vermuten wir vornehmlich in einem zu Mädchen divergierenden Freizeitverhalten. Während diese in der unterrichtsfreien Zeit vermehrt dem Schulerfolg förderlichen Aktivitäten (z.B. Lesen, Kommunikation mit Freundinnen, musikalische sowie künstlerisch-gestalterische Tätigkeiten) nachgehen und somit ein kreativeres und vielseitigeres Freizeitverhalten an den Tag legen (Quenzel und Hurrelmann 2010: 79), üben Jungen hingegen häufiger Freizeitbeschäftigungen aus, die in negativer Weise auf ihre Lern- und Bildungsmotivation wirken und somit ihren Schulerfolg beeinträchtigen (Thole 2010). Von besonderer Relevanz dürfte in diesem Zusammenhang die intensive Nutzung von elektronischen Unterhaltungsmedien mit Gewaltinhalten sein, die Jungen in einem erheblich höheren Ausmaß betreiben als Mädchen (Möble et al. 2006).

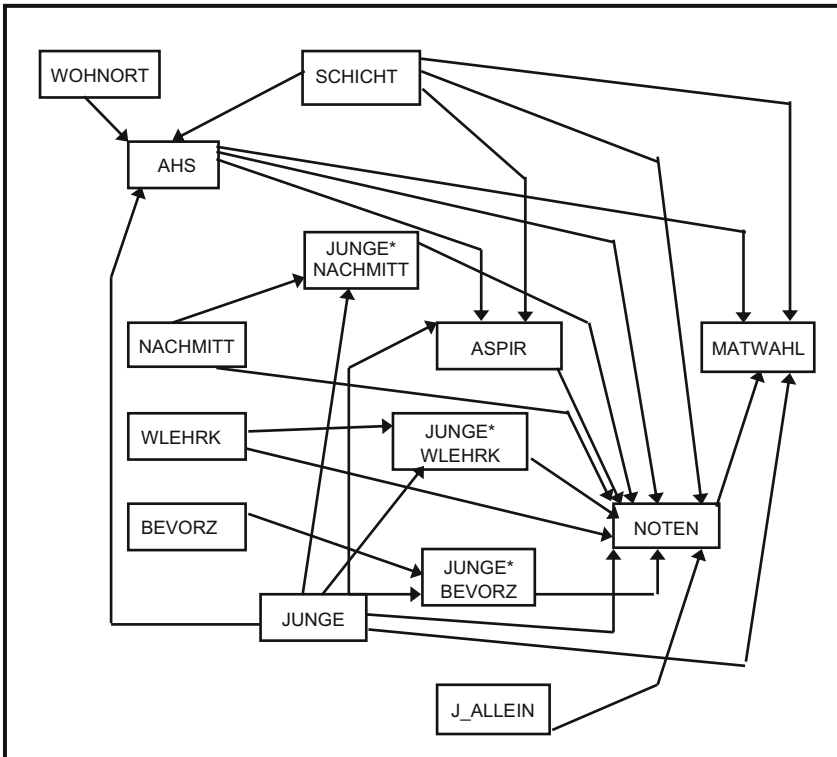
3.2 Befunde der aktuellen Erhebung des österreichischen Instituts für Berufsbildungsforschung (öibf) 2008

3.2.1 Spezifikation des theoretischen Modells

In die von Bacher et al. (2008) realisierten Analysen konnte auf Basis der vorliegenden Daten nur das Geschlecht der Klassenlehrkraft als schulisches Kontextmerkmal einbezogen werden. Folglich wurde die im Zuge einer neuerlichen Studie (beauftragt von der Arbeiterkammer Wien) vom öibf im Jahr 2008 realisierte Datenerhebung (Beschreibung siehe 3.2.2.) um die Abfrage der Geschlechterzusammensetzung der Lehrkräfte in den Hauptfächern erweitert. Zudem wurde für die achte und neunte Schulstufe erhoben, ob im Zuge des Unterrichts ein Geschlecht bevorzugt wurde oder ob eine geschlechtsspezifische Gleichbehandlung stattgefunden hat. Diese nun zusätzlich vorliegenden Informationen ermöglichen eine umfassendere Analyse der potentiellen Einflüsse von schulischen Kontextmerkmalen sowie die Ergründung von differenziellen Wirkungszusammenhängen in Bezug auf die Bildungsaspirationen, die Schulnoten und die Schultypenentscheidung. Infolgedessen kann das von Bacher et al. (2008) entwickelte Erklärungsmodell zur (geschlechtsspezifischen) Schulwahlentscheidung als Fundament herangezogen und um diese schulkontextbezogenen Indikatoren erweitert werden (siehe Abbildung 1).

Die endabhängige Variable MATWAHL erfasst für die achte Schulstufe den geplanten Besuch einer maturaführenden Schule im nächsten Schuljahr. Es wird vermutet, dass der geplante Besuch in direkter Weise von den Noten (NOTEN), den Bildungsaspirationen (ASPIR) sowie der sozialen Herkunft (SCHICHT) determiniert wird. Zudem wird geprüft, ob ein direkter Geschlechtereffekt vorliegt. Für die Noten wird angenommen, dass sie vom Geschlecht der Schülerinnen bzw. der Schüler (in weiterer Folge zum Zwecke der Lesbarkeit einfach als „Geschlecht“ bezeichnet) (JUNGE), der sozialen Herkunft (primärer Schichteffekt), den Bildungsaspirationen sowie von den Interaktionen des Geschlechts mit dem Geschlecht der Lehrkräfte (JUNGE*WLEHRK) und mit der geschlechterbezogenen Bevorzugung durch die Lehrkräfte (JUNGE*BEVORZ) abhängt.

Abbildung 1: Erweitertes theoretisches Kausalmodell zur Erklärung geschlechtsspezifischer Unterschiede in der Bildungswahl



SCHICHT ... soziale Schicht der Eltern; WOHNORT ... Größe des Wohnorts; J_ALLEIN ... Junge in einem Alleinerzieherhaushalt; AHS ... derzeitiger Schulbesuch; NACHMITT ... Aktivitäten nach der Schule; JUNGE ... Geschlecht des Kindes; WLEHRK ... Anzahl der weiblichen Lehrkräfte in den Hauptfächern; BEVORZ ... geschlechtsspezifische Bevorzugungen durch die Lehrkräfte; JUNGE*NACHMITT, JUNGE*WLEHRK, JUNGE*BEVORZ ... Interaktionseffekte; ASPIR ... Bildungsaspirationen; NOTEN ... leistungsgruppengewichtete Durchschnittsnote der Hauptfächer im letzten Ganzjahreszeugnis; MATWAHL ... geplanter Besuch einer maturaführenden Schule im nächsten Schuljahr

Weiterhin wird auf der Grundlage der Befunde in Bacher et al. (2008) eine differenzielle Wirkung der Familienform vermutet, da – wie an anderer Stelle bereits erläutert – die Analysen für Jungen von weiblichen Alleinerzieherinnen durchschnittlich schlechtere Noten in den Hauptfächern ergeben haben. Aus diesem Grund prüfen wir einen Effekt von Jungen in Alleinerzieherhaushalten

(J_ALLEIN)¹² auf die Noten. Ferner wird ein Einfluss des Freizeitverhaltens auf die Schulnoten angenommen. Als Proxi-Variable dienen in diesem Zusammenhang die nachmittäglichen Aktivitäten oder vielmehr mit wem die Gestaltung der unterrichtsfreien Zeit am Nachmittag weitgehend erfolgt (NACHMITT). Zudem wird ein Interaktionseffekt mit dem Geschlecht spezifiziert (JUNGE*NACHMITT). Für die Bildungsaspirationen werden Einflüsse des Geschlechts, der sozialen Herkunft (sekundärer Schichteffekt) sowie der aktuellen Schulform (AHS) geprüft. Schlussendlich wird angenommen, dass der derzeitige Schulbesuch (AHS) vom Geschlecht, der sozialen Herkunft sowie von der Größe des Wohnortes (WOHNORT) als Proxi-Variable für das vorhandene Angebot an naheliegenden AHS-Unterstufen abhängt.

3.2.2 Datenbasis

Als Datengrundlage für die folgenden Analysen dient – wie zuvor bereits erwähnt – eine im Herbst 2008 vom österreichischen Institut für Berufsbildungsforschung (*öibf*) im Zuge der Studie von Lachmayr und Rothmüller (2009)¹³ zur sozialen Durchlässigkeit im österreichischen Bildungssystem organisierten Erhebung, die unmittelbar vor und nach den Nahtstellen im differenzierten österreichischen Schulsystem ansetzt und deren Fokus auf den Bildungsaspirationen, den Schulwahlmotiven, den Schulleistungen der Kinder und Jugendlichen sowie auf den soziodemographischen Merkmalen der Herkunftsfamilie liegt.

Unter Anwendung eines mehrstufigen Stichprobenverfahrens wurde zunächst bundesweit eine geschichtete Klumpenauswahl von 274 Schulen durchgeführt, von denen sich schlussendlich 225 (Rücklaufquote: 82,1 Prozent) an der Studie beteiligten. Innerhalb dieser Schulen wurden in einem nächsten Schritt maximal zwei Klassen zufällig gezogen, um dem Auftreten von (beträchtlichen) Klumpeneffekten entgegenzuwirken. Auf Klassenebene fand eine Totalerhebung statt, das heißt in den ausgewählten Klassen wurden alle Schülerinnen und Schüler (achte und neunte Schulstufe) bzw. deren Eltern (alle Schulstufen) befragt. Als Stratifikationsvariablen wurden die Schulstufe (0./1./4./5./8./9.), die Schulform (Kindergarten/Vs/HS/NMS/AHS/PS/BS/BMS/BHS) sowie eine Einteilung des österreichischen Bundesgebietes in fünf Regionen herangezogen. Die realisierte Nettostichprobe beinhaltet Angaben von insgesamt 5.163 Eltern (Rücklaufquote: 66,8 Prozent) sowie 2.532 Schülerinnen

¹² Auf Basis der vorliegenden Daten konnten lediglich die Jungen von Alleinerzieherinnen und -erziehern und nicht explizit von weiblichen Alleinerzieherinnen in die Analysen integriert werden.

¹³ Diese Studie ist eine Replikation von Schlögl und Lachmayr (2004).

und Schülern (Rücklaufquote: 80,0 Prozent) und setzt sich nach Schulstufen wie folgt zusammen:

0/1. Schulstufe (Kindergarten/1. Klasse VS): n=810 Eltern

4. Schulstufe (4. Klasse VS): n=449 Eltern

5. Schulstufe (1. Klasse HS/AHS/ NMS): n=1.995 Eltern

8. Schulstufe (4. Klasse HS/AHS): n=532 Eltern, n=649 Schülerinnen und Schüler

9. Schulstufe (5. Klasse AHS/1. Klasse PS/BS/BMS/BHS): n=1.377 Eltern, n=1.883 Schülerinnen und Schüler

Als Erhebungsmethode wurde eine standardisierte und selbstadministrierte Befragung gewählt. Die Verteilung der Fragebögen wurde über die Klassenvorstände abgewickelt. Während die Beantwortung durch die Schülerinnen und Schüler (8. und 9. Schulstufe) direkt in der Schule stattfand, erfolgte die Retournierung der Elternfragebögen an das *öibf* mittels verschlossenen Kuverts über die Kinder sowie die Klassenvorstände.

Alle folgenden Analysen konzentrieren sich – falls nicht etwas Gegenteiliges explizit angeführt ist – auf die achte Schulstufe. Gerechnet wird mit dem Jugendlichendatensatz (Schülerinnen und Schüler), da dieser alle für die Spezifikation des Erklärungsmodells zur Schulwahlentscheidung notwendigen Informationen enthält.

3.2.3 Messinstrumente und bivariate Ergebnisse

Aus Gründen der Platzökonomie erfolgt in diesem Abschnitt die Vorstellung der Messinstrumente sowie die Aufbereitung der bivariaten Ergebnisse simultan.

Da die Anzahl der weiblichen Lehrkräfte in den Hauptfächern (WLEHRK) sowie die subjektiven Erfahrungen geschlechtsspezifischer Bevorzugung durch die Lehrkräfte (BEVORZ) die schulischen Kontextvariablen repräsentieren und neu in das Modell integriert werden, sollen sie vor der Wiedergabe der bivariaten Ergebnisse näher erläutert und univariat dargestellt werden. Für die achte Schulstufe (die 4. Klasse HS und AHS-Unterstufe) ergibt sich diesbezüglich das folgende Bild: Erwartungsgemäß liegt der Anteil der weiblichen Lehrkräfte in den sprachlichen Hauptfächern Deutsch (79,1 Prozent) und Englisch (81,7 Prozent) deutlich über jenem in Mathematik (48,8 Prozent) und während Schülerinnen und Schüler mit ausschließlich männlichen Lehrkräften die absolute Ausnahme darstellen (1,9 Prozent), werden insgesamt 80,1 Prozent von zumindest zwei Lehrerinnen unterrichtet.

Tabelle 2: Darstellung der Messinstrumente

| Variable | Label | Operationalisierung |
|---|----------|---|
| Geschlecht des Kindes | JUNGE | 0=Mädchen; 1=Junge |
| Soziale Schicht der Eltern | SCHICHT | Schichtindex bestehend aus dem formalen Bildungsabschluss sowie der beruflichen Position der Eltern (gültiger Wertebereich: 1 bis 14) |
| Größe des Wohnortes | WOHNORT | 1=bis 3.000 Einw.; 2=3.001-15.000 Einw.; 3= 15.001-100.000 Einw.; 4=100.001-1.000.000 Einw.; 5= über 1.000.000 Einw. |
| Kinder aus einem Alleinerzieherhaushalt | ALLEIN | 0=nein; 1=ja |
| Jungen aus einem Alleinerzieherhaushalt | J_ALLEIN | 0=nein; 1=ja |
| Derzeit besuchte Schulform | AHS | 0=nein, 1=ja |
| Nachschulische Aktivitäten (Betreuung) | NACHMITT | 0=Familie oder institutionelle Betreuung (Hort, Schule); 1=alleine oder mit Freunden unterwegs |
| Anzahl der weiblichen Lehrkräfte in den Hauptfächern (Deutsch, Englisch, Mathematik) | WLEHRK | Gültiger Wertebereich: 0 bis 3; 0=keine weibliche Lehrkraft, ... , 3=ausschließlich weibliche Lehrkräfte |
| Geschlechtsspezifische Bevorzugung durch d. Lehrkräfte (Allgemein, Mathematik, Sprachen) | BEVORZ3 | -3 bis -1=Bevorzugung der Jungen; 0=Gleichbehandlung; 1 bis 3=Bevorzugung der Mädchen |
| Geschlechtsspezifische Bevorzugung durch d. Lehrkräfte (Allgemein, Mathematik, Sprachen, Technik) | BEVORZ4 | -4 bis -1=Bevorzugung der Jungen; 0=Gleichbehandlung; 1 bis 4=Bevorzugung der Mädchen |
| Bildungsaspirationen | ASPIR | 0=sonstiges; 1=Maturaabschluss oder höher |
| Noten in den Hauptfächern des letzten Ganzjahreszeugnisses | NOTEN | Leistungsgruppengewichtete Durchschnittsnote ¹⁴ |
| Geplanter Besuch einer maturaführenden Schule im nächsten Schuljahr | MATWAHL | 0=nein; 1=ja |

¹⁴ Eine Berücksichtigung der Notenvergabe in den verschiedenen Leistungsgruppen (LG) in der Hauptschule wurde in Anlehnung an Bacher et al. (2008: 112) wie folgt realisiert:

- Die Noten der LG1 in der Hauptschule entsprechen den Noten im Gymnasium [„1“ (Sehr gut) bis „5“ (Nicht genügend)].
 - Die Noten der LG2 in der Hauptschule wurden um zwei Notenpunkte erhöht: Eine „1“ in der LG2 entspricht einer „3“ in der LG1 bzw. dem Gymnasium usw.
 - Die Noten der LG3 in der Hauptschule wurden um vier Notenpunkte erhöht: Eine „1“ in der LG3 entspricht einer „5“ in der LG1 bzw. dem Gymnasium usw.
 - Existierten in einer Hauptschule keine Leistungsgruppen, wurde die LG2 angenommen.
- Die auf Basis der angeführten Manipulationen erzeugte leistungsgruppengewichtete Notenskala weist nun einen ganzzahligen Wertebereich von „1“ bis „9“ auf.

Im Hinblick auf die allgemeine Förderung von Jungen und Mädchen durch die Lehrkräfte gibt die große Mehrheit der befragten Schülerinnen und Schüler (86,8 Prozent) an, dass keine geschlechtsspezifische Bevorzugung im schulischen Kontext auftritt und somit beide Geschlechter im gleichen Ausmaß gefördert werden. Demgegenüber berichten 11,2 Prozent (darunter vornehmlich Jungen) von einer systematischen Förderung der Mädchen, während bloß 2,0 Prozent eine generelle Begünstigung der Jungen durch ihre Lehrkräfte wahrnehmen. Schulfach- bzw. kompetenzbereichsspezifisch liegen differenziertere Befunde vor: So schreibt mehr als ein Viertel der Jugendlichen (26,6 Prozent) ihren Lehrkräften eine kategorische Bevorzugung der Mädchen in den sprachlichen Fächern zu, während der entsprechende Anteil für die Jungen bei 3,2 Prozent liegt. Im Gegensatz dazu scheint eine Fokussierung der Lehrkräfte auf die Jungen im mathematischen (14,6 Prozent) sowie – in einem noch stärkeren Ausmaß – im technischen Bereich (58,9 Prozent) vorzuliegen. Eine Bevorzugung der Mädchen erkennen in diesem Zusammenhang lediglich 8,7 Prozent (Mathematik) bzw. 3,6 Prozent (Technik).

Für die weiterführenden bi- und multivariaten Analysen wurde aus den vier angeführten Items (Bevorzugung: Allgemein/Mathematik/Sprachen/Technik) ein summativer Bevorzugungsindex gebildet, dessen Wertebereich sich von -4 bis +4 erstreckt (negative Werte = Bevorzugung der Jungen; positive Werte = Bevorzugung der Mädchen; 0 = geschlechtsspezifische Gleichbehandlung). Eine ausschließlich zu Darstellungszwecken vorgenommene Trichotomisierung des Index führt zur folgenden relativen Häufigkeitsverteilung (in Prozent): Die relative Mehrheit der befragten Jugendlichen (47,6 Prozent) nimmt keine nach dem Geschlecht divergierende Behandlung der Schülerinnen und Schüler durch ihre Lehrkräfte wahr, während 34,7 Prozent eine Bevorzugung der Jungen sowie 17,7 Prozent eine Begünstigung der Mädchen attestieren. Der Mittelwert des Index (in der ursprünglichen Codierung von -4 bis +4) beträgt -0,276 und ist signifikant von Null – der geschlechtsspezifischen Gleichbehandlung – verschieden ($T = -6,751$; $df = 589$; $p < 0,001$). Das heißt, es liegt insgesamt eine moderate mittlere Bevorzugung der Jungen vor. Diese ist allerdings auf das Technikitem zurückzuführen, da eine Nichtberücksichtigung dieses Items im Zuge der Indexbildung zu konträren Ergebnissen führt. So kann auf Basis des um das Technikitem reduzierten trichotomisierten Bevorzugungsindex ein Anteil von 6,7 Prozent aller befragten Schülerinnen und Schüler der achten Schulstufe ermittelt werden, die eine verstärkte Konzentration der Aufmerksamkeit der Lehrkräfte auf die Jungen beobachten. Demgegenüber beträgt der für die Mädchen entsprechende Anteil 24,0 Prozent und die restlichen 76,0 Prozent können keine geschlechtsspezifische Ungleichbehandlung erkennen. Weiterhin liegt der Mittelwert des Index (in der ursprünglichen Codierung von -3 bis +3)

bei 0,263 und weicht ebenfalls signifikant von Null ab ($T = 7,906$; $df = 596$; $p < 0,001$), was im vorliegenden Fall nun einer mäßigen mittleren Begünstigung der Mädchen durch die Lehrpersonen entspricht. Alle folgenden Analysen werden in der Konsequenz mit beiden Indizes gerechnet, wobei BEVORZ3 für den 3-Item-Index (ohne Technikitem) und BEVORZ4 für den 4-Item-Index (mit Technikitem) steht.

In Tabelle 3 werden nun die bivariaten Korrelationen der Modellvariablen ausgewiesen. Alle signifikanten Koeffizienten wurden fett markiert.

Tabelle 3: Untere Dreiecksmatrix der Produkt-Moment-Korrelationen der Modellvariablen (Jugendlichendatensatz der achten Schulstufe)

| | JUNGE | SCHICHT | WOHN- ORT | ALLEIN | J_ALLEIN | AHS | NACHMITT |
|---------------|-----------|-----------|--------------|-----------|-----------|-----------|----------|
| JUNGE | 1 | | | | | | |
| SCHICHT | -0,022 | 1 | | | | | |
| WOHNORT | -0,099* | 0,116** | 1 | | | | |
| ALLEIN | 0,059 | 0,024 | 0,048 | 1 | | | |
| J_ALLEIN | 0,430*** | 0,042 | -0,014 | 0,628*** | 1 | | |
| AHS | -0,229*** | 0,389*** | 0,046 | -0,001 | -0,093* | 1 | |
| NACH- MITT | 0,082* | -0,054 | -0,041 | 0,158*** | 0,104** | -0,073 | 1 |
| WLEHRK | 0,023 | -0,013 | 0,063 | 0,011 | 0,004 | 0,010 | 0,038 |
| BEVORZ3 | 0,143*** | 0,033 | -0,021 | 0,061 | 0,126*** | 0,025 | -0,021 |
| BEVORZ4 | 0,160*** | 0,014 | -0,005 | 0,063 | 0,139** | -0,005 | -0,015 |
| ASPIR | -0,205*** | 0,282*** | -0,025 | 0,009 | -0,050 | 0,468*** | -0,089* |
| NOTEN | 0,241*** | -0,312*** | 0,008 | 0,077 | 0,105** | -0,522*** | 0,068 |
| MATWAHL | -0,031 | 0,228*** | -0,001 | -0,021 | 0,023 | 0,354*** | 0,033 |
| | WLEHRK | BEVORZ3 | BEVORZ4 | ASPIR | NOTEN | MATWAHL | |
| WLEHRK | 1 | | | | | | |
| BEVORZ3 | -0,012 | 1 | | | | | |
| BEVORZ4 | 0,022 | 0,820*** | 1 | | | | |
| ASPIR | 0,003 | -0,014 | -0,019 | 1 | | | |
| NOTEN | 0,111** | -0,003 | -0,001 | -0,578*** | 1 | | |
| MATWAHL | -0,017 | 0,028 | 0,004 | 0,564*** | -0,454*** | 1 | |

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$ (Annahme einer einfachen Zufallsauswahl)

Das Geschlecht der Jugendlichen (JUNGE) als zentrale exogene Modellvariable korreliert in negativer Weise mit dem derzeitigen Besuch einer AHS-Unterstufe (AHS). Dieser Befund stimmt mit den Angaben aus Tabelle 1 überein, dass Mädchen in der AHS-Unterstufe mäßig überrepräsentiert sind. Ferner liegt ein verhältnismäßig schwach ausgeprägter Zusammenhang zwischen dem Geschlecht und den nachmittäglichen Aktivitäten (NACHMITT) vor. Demnach sind Jungen in einem höheren Ausmaß als die Mädchen nach der Schule auf sich allein gestellt bzw. verbringen die unterrichtsfreie Zeit am Nachmittag mit ihren Freunden. Die signifikanten Korrelationen mit den beiden Bevorzugungsindizes (BEVORZ3, BEVORZ4) besagen, dass von den befragten männlichen Schülern tendenziell eine Bevorzugung der Mädchen durch die Lehrkräfte wahrgenommen werden konnte. In Hinblick auf die Bildungsaspirationen (ASPIR) unmittelbar vor dem Übergang in die Sekundarstufe II zeigt sich, dass Jungen in einem geringeren Ausmaß den Anspruch an sich stellen, zumindest einen Maturaabschluss zu erreichen. Dies trifft ebenso – allerdings in abgeschwächter Form – auf die Bildungsaspirationen der Eltern zu, was eine Berechnung der Korrelation mit dem Elterndatensatz der achten Schulstufe belegt ($r = -0,169$; $p < 0,001$). Der positive Zusammenhang zwischen dem Geschlecht und der leistungsgruppengewichteten Durchschnittsnote der Hauptfächer im letzten Ganzjahreszeugnis (NOTEN) indiziert eine im Mittel schlechtere Benotung der Jungen und entspricht den Ausführungen von Bacher et al. (2008: 112ff) und Helbig (2010: 95). In dieser Stelle bleibt ungeklärt, ob die geschlechtsspezifischen Diskrepanzen der schulischen Beurteilung durch Leistungsunterschiede zwischen den Geschlechtern in den Hauptfächern oder durch eine (un-)bewusste Benachteiligung der Jungen bzw. das Heranziehen alternativer Kriterien im Zuge der Notenvergabe (z.B. Umgangsformen, Sozialverhalten, Verhalten während des Unterrichts) hervorgerufen werden.¹⁵

Die Korrelationen des sozialen Schichtindex (SCHICHT) – operationalisiert über die klassischen vertikalen bzw. „alten“ Ungleichheitsdimensionen des formalen Bildungsabschlusses und der beruflichen Position der Eltern – offenbaren die im Ansatz von Boudon (1974) theoretisch konzipierten und für Österreich bereits mehrfach belegten (Bacher 2005, 2009; Bacher et al. 2008; Breit

¹⁵ In diesem Zusammenhang identifiziert der Aktionsrat Bildung (2009: 89) auf Basis der deutschen IGLU 2006-Daten eine Benachteiligung der Jungen bei der Vergabe der Deutschnoten im Primarschulbereich. Ähnliche Befunde konnte Wallner-Paschon (2009: 50) im Zuge von Analysen der PIRLS 2006-Daten für Österreich aufdecken. Für den Sekundarbereich II ortet der Aktionsrat Bildung (2009: 103) demgegenüber einen „Ausgleich“ der geschlechtsspezifischen Kompetenzunterschiede durch die Notengebung, da die Jungen in Deutsch und die Mädchen in Mathematik sowie in den naturwissenschaftlichen Fächern gemessen an ihrer Kompetenz jeweils „milder“ benotet werden. Für Österreich liegen gegenwärtig keine vergleichbaren Forschungsergebnisse vor.

und Schreiner 2006) primären und sekundären Schichteffekte. Der primäre Effekt wirkt in indirekter Weise über die Ausstattung der Herkunftsfamilie mit ökonomischem, kulturellem sowie sozialem Kapital (Bourdieu 1983) auf die bildungsbezogenen Chancenstrukturen und bildet sich im negativen Zusammenhang mit der schulischen Performanz ab. Das heißt, Schülerinnen und Schüler aus niedrigeren sozialen Schichten, weisen – aufgrund ihres soziokulturellen Hintergrundes und den damit einhergehenden schulischen Startnachteilen (die durch das bestehende Schulsystem nicht hinreichend ausgeglichen bzw. mitunter sogar noch verstärkt werden können) – tendenziell schlechtere Noten in den Hauptfächern auf. Demgegenüber wird die direkte Wirkung der sozialen Schicht auf die elterlichen Bildungsentscheidungen als sekundärer Schichteffekt bezeichnet. Dieser subsumiert die Bestrebung der Eltern aus höheren sozialen Schichten, den erreichten Sozialstatus in der Generationenfolge zu erhalten bzw. zu verbessern (Becker und Lauterbach 2006: 15), was in entsprechend hohen Bildungsaspirationen resultiert. Der sekundäre Schichteffekt manifestiert sich zunächst in der positiven Korrelation mit dem derzeitigen Schulbesuch, dem eine bereits vollzogene Bildungsentscheidung (der Eltern) zugrunde liegt. Weiterhin indizieren die positiven Zusammenhänge mit den allgemeinen Bildungsaspirationen sowie mit dem geplanten Besuch einer maturaführenden Schule im Zuge des Wechsels in die Sekundarstufe II die Existenz des sekundären Schichteffektes. Eine Inspektion der Beträge der bivariaten Korrelationskoeffizienten widerspricht allerdings in Teilen der These von Becker (2000), dass der sekundäre Herkunftseffekt bedeutsamer sein dürfte als der primäre, da die Noten ($r = -0,312$; $p < 0,001$) marginal stärker mit der sozialen Schicht korrelieren als die Bildungsaspirationen ($r = 0,282$; $p < 0,001$) und der geplante Schulbesuch ($r = 0,228$; $p < 0,001$). Relativierend muss allerdings festgehalten werden, dass einerseits der derzeitige Schulbesuch als härtester – da direkt beobachtbarer – Indikator einen stärkeren Zusammenhang mit dem Schichtindex aufweist ($r = 0,389$; $p < 0,001$) und die errechneten Korrelationen andererseits auf den Daten der Schülerinnen und Schüler beruhen, während die theoretischen Annahmen von Becker auf den Bildungsaspirationen der Eltern basieren. Analoge Berechnungen unter Verwendung des entsprechenden Eltern Datensatzes (achte Schulstufe) führen zu mit der These von Becker übereinstimmenden Ergebnissen: Die Korrelationen des sozialen Schichtindex mit dem geplanten Besuch einer maturaführenden Schule ($r = 0,391$; $p < 0,001$), dem derzeitigen Schulbesuch ($r=0,379$; $p<0,001$) sowie den Bildungsaspirationen ($r = 0,374$; $p < 0,001$) liegen im Betrag moderat über dem Zusammenhang mit den Schulnoten ($r = -0,334$; $p < 0,001$) und deuten somit – zumindest bivariat – auf eine höhere empirische Relevanz des sekundären Schichteffektes hin. Insgesamt

muss jedoch die Existenz von differenzierteren Effekten angenommen werden, die sich allerdings erst im Zuge von multivariaten Analysen aufdecken lässt.

Werden in weiterer Folge explizit die Jungen in Alleinerziehendenhaushalten (J_ALLEIN) in den Blick genommen, so offenbart sich auf Basis der bivariaten Korrelationen eine Kumulation von bildungsrelevanten Benachteiligungen, da sie in einem geringeren Ausmaß eine AHS-Unterstufe besuchen, tendenziell schlechtere Noten erhalten und den unterrichtsfreien Nachmittag vermehrt ohne die Unterstützung von elterlichen bzw. familiären Betreuungspersonen oder einer institutionellen Versorgung (Ganztagesesschule, Hort) verbringen müssen. Im Gegensatz dazu kann für alle Schülerinnen und Schüler aus Alleinerziehendenhaushalten (ALLEIN) – also inklusive der Mädchen – lediglich eine niedriger ausgeprägte Nachmittagbetreuung nachgewiesen werden, während die Partizipation in der AHS-Unterstufe sowie die Noten sich nicht von den Kindern aus Zweielternhaushalten unterscheiden. Keine signifikanten Zusammenhänge konnten für die Bildungsaspirationen und die bevorstehende Wahl einer maturaführenden Schule ermittelt werden. Diese Befunde decken sich mit den multivariaten Ergebnissen von Bohrhardt (2000), der für Deutschland (im Gegensatz zu den USA) keinen Effekt der Familienform (diskontinuierliche Anwesenheit beider Elternteile) auf die Erzielung eines Schulabschlusses identifizieren konnte. Zugegebenermaßen entspricht jedoch die Realisierung irgendeines Bildungsabschlusses nicht dem Anspruch der Bildungsaspirationen, nämlich ein ganz bestimmtes formales Bildungszertifikat zu erreichen.

Der derzeitige Schulbesuch korreliert in (für sozialwissenschaftliche Verhältnisse) beträchtlichem Maße mit den Bildungsaspirationen und dem geplanten Besuch einer weiterführenden Schule in der Sekundarstufe II. Diese Befunde vermögen nicht zu überraschen, da die hohen Bildungsaspirationen der Eltern bzw. der Kinder selbst in der Regel dazu führen, dass möglichst bald und auf sicherem Wege versucht wird, die tatsächliche Erreichung dieser Bildungserwartungen abzusichern und aus diesem Grund mit dem Besuch einer AHS-Unterstufe eine entsprechende Schullaufbahn eingeschlagen wird. Der Umstand, dass sich nach der Absolvierung der Hauptschule ein weiterführender Schulbesuch mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit realisieren lässt, kann anhand der Übertrittsquoten aufgezeigt werden: Während nämlich im Schuljahr 2008/09 91,3 Prozent aller Schülerinnen und Schüler nach dem Besuch einer AHS-Unterstufe einen maturaführenden Schultyp wählten, war dies lediglich für 34,4 Prozent aller Hauptschülerinnen und -schüler der Fall ist (Statistik Austria 2010: 162ff, eigene Berechnungen; vgl. auch Paseka und Wroblewski 2009: 206). Der Zusammenhang zwischen den Schulleistungen und dem derzeitigen Schulbesuch kann zu einem erheblichen Teil auf die Leistungsgruppengewichtung der Noten (siehe Fußnote 14) zurückgeführt werden.

Weiterhin liegt eine schwache negative Korrelation zwischen den Nachmittagsaktivitäten und den Bildungsaspirationen der Jugendlichen vor: Jugendliche, die nach der Schule weitgehend auf sich allein gestellt sind oder die Zeit mit Freunden verbringen, weisen tendenziell geringere Bildungsaspirationen auf. Kein signifikanter Zusammenhang konnte für die elterlichen Bildungsaspirationen (auf Basis des Elterndatensatzes) nachgewiesen werden. Denkbar ist somit eine zu gering ausgeprägte Einbindung der Jugendlichen in ein familiäres Umfeld, das eine entsprechend positive Konnotation des Bildungsbegriffs auf die Jugendlichen überträgt und somit deren Bildungsaspirationen fördert (Diefenbach 2000), oder die Existenz von Peer-Group-Effekten, die dämpfend auf die individuellen Bildungserwartungen der Jugendlichen wirken. Hadjar und Lupatsch (2010) konnten in diesem Zusammenhang feststellen, dass der geringere Schulerfolg von Jungen unter anderem auf ein verhältnismäßig schulfremdes Peerumfeld zurückzuführen ist, in dem gute Noten und die Beschäftigung mit schulischen Angelegenheiten keine soziale Anerkennung bringen.

Ein positiver Zusammenhang zwischen der Anzahl an weiblichen Lehrkräften in den Hauptfächern (WLEHRK) und der Durchschnittsnote dieser Unterrichtsfächer aus dem letzten Ganzjahreszeugnis lässt sich gegenwärtig nicht theoretisch begründen. Eine Kontrolle durch den derzeit besuchten Schultyp der Jugendlichen offenbart, dass der Effekt nicht aufgrund der Leistungsgruppengewichtung der Noten in der HS zustande kommt.¹⁶ Werden für die jeweiligen Unterrichtsfächer Einzelkorrelationen berechnet (z.B. Mathematiknote mit dem Geschlecht der Lehrkraft in Mathematik), so ergibt sich lediglich für Mathematik ein signifikanter Zusammenhang ($r = 0,135$; $p = 0,001$), d.h. die weiblichen Mathematiklehrkräfte benoten durchschnittlich strenger als ihre männlichen Kollegen, während für Deutsch und Englisch keine differenzielle Notenvergabe nach dem Geschlecht der Lehrpersonen beobachtet werden kann.

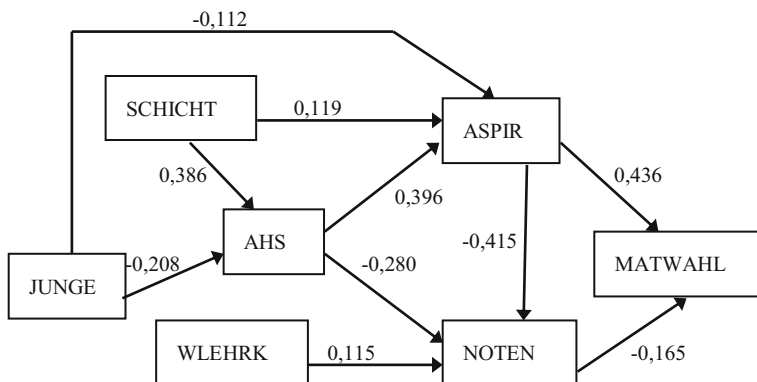
Beachtenswerte Korrelationen lassen sich ferner zwischen den Bildungsaspirationen, den Noten sowie der Wahl für eine weiterführende Schule mit Maturaniveau finden. Inwieweit hier – sowie auch bei allen anderen zuvor erläuterten Variablen – zudem differentielle Effekte nach dem Geschlecht der Schülerinnen und Schüler vorliegen, gilt es nun anhand des folgenden multivariaten Ansatzes zu untersuchen.

¹⁶ Die Vermutung hinter dieser Prüfung war, dass die Geschlechterverteilungen der Lehrkörper in der HS und der AHS sich in relevanter Weise voneinander unterscheiden und ein potentiell (wesentlich) höherer Anteil an weiblichen Lehrkräften in der HS mit einer höheren Anzahl an leistungsgruppengewichteten Durchschnittsnoten der Schülerinnen und Schüler verbunden gewesen wäre und die zugrunde liegende Korrelation hervorgerufen hat.

3.2.4 Multivariate Ergebnisse

Die empirische Prüfung des in 3.2.1. entwickelten Modells wird mittels eines Strukturgleichungsmodells realisiert. Aufgrund der Absenz von latenten Variablen besteht das Gesamtmodell lediglich aus dem Strukturmodell und beinhaltet keine Messmodelle im herkömmlichen Sinn. Der Fit des Gesamtmodells wird somit nicht von der Güte einzelner Messmodelle codeterminiert, vielmehr bildet sich in den an unterer Stelle ausgeführten Fit-Indizes ausschließlich die Passung des Strukturmodells ab. Zunächst erfolgt jedoch eine graphische Darstellung des empirischen Modells (Abbildung 2).

Abbildung 2: Empirisches Modell zur Erklärung geschlechtsspezifischer Unterschiede in der Bildungswahl



SCHICHT ... soziale Schicht der Eltern; AHS ... derzeitiger Schulbesuch; JUNGE ... Geschlecht des Kindes; WLEHRK ... Anzahl der weiblichen Lehrkräfte in den Hauptfächern; ASPIR ... Bildungsaspirationen; NOTEN ... leistungsgruppengewichtete Durchschnittsnote der Hauptfächer im letzten Ganzjahreszeugnis; MATWAHL ... geplanter Besuch einer maturaführenden Schule im nächsten Schuljahr

Model Fit: $n = 649$; $\chi^2 = 100,920$; $df = 57$; $p < 0,001$; $\chi^2/df = 1,771$; $RMSEA = 0,034$; $CFI = 0,965$; $NFI = 0,927^{17}$ (ausschließlich signifikante Effekte mit $\alpha < 0,05$)

¹⁷ Aufgrund von fehlenden Werten konnte Amos 17 die absoluten Fit-Indizes RMR sowie SRMR nicht berechnen. Auf die Darstellung der Goodness-of-Fit-Maße GFI und AGFI wurde verzichtet, da Simulationsstudien die Leistungsfähigkeit aller auf GFI aufbauenden Maße stark in Frage stellen (Sharma et al. 2005). Die Schwellenwerte der angeführten Fit-Indizes werden in der Folge ausgewiesen: $\chi^2/df \leq 2$; $RMSEA \leq 0,05-0,08$; $CFI \geq 0,90$; $NFI \geq 0,90$ (siehe Weiber und Mühlhaus 2009: 176).

Die Anpassungsgüte des Gesamtmodells ist als gut zu bezeichnen, da keiner der Schwellenwerte der angeführten Fit-Indizes unter- (CFI; NFI) bzw. überschritten (χ^2/df ; RMSEA) wird (siehe Fußnote 17). Allerdings darf auf Basis der χ^2 -Teststatistik ($\chi^2 = 100,920$; $\text{df} = 57$; $p < 0,001$) als inferenzstatistischem Gütekriterium nicht von einer Gleichheit der empirischen und der modelltheoretischen Varianz-Kovarianz-Matrix ausgegangen werden, was an sich gegen eine hohe Modellgüte spricht. Dieses Resultat gilt es jedoch zu relativieren, da die vorliegenden Daten nicht alle Bedingungen erfüllen, die mit der Durchführung des χ^2 -Tests verbunden sind (Reinecke 2005: 116f) und bei Verletzungen der Anwendungsvoraussetzungen empfohlen wird, den χ^2 -Wert nur als deskriptives Gütekriterium zu interpretieren und zu diesem Zweck durch die Anzahl der Freiheitsgrade zu dividieren (Weiber und Mühlhaus 2009: 162). Gemäß Bryne (1989: 55) sollte dieser Quotient den Schwellenwert von 2 nicht überschreiten. Der gegebene Wert liegt mit 1,771 deutlich unter diesem geforderten Schwellenwert von 2 und weist somit auf einen guten Modell-Fit hin. Insgesamt kann festgehalten werden, dass auf Basis der angeführten Prüfgrößen die Passung des Gesamtmodells als zufriedenstellend erachtet werden kann.

Die im vorliegenden Kausalmodell zur Bildungswahl identifizierten Wirkungsmechanismen sollen nun im Detail ausgeführt werden. In Kongruenz mit den bivariaten Befunden bildet sich auch multivariat ein erheblicher sekundärer Schichteffekt ab, der in erwarteter Richtung sowohl auf den derzeit besuchten Schultyp (AHS) als auch – in abgemilderter Form – auf die Bildungsaspirationen (ASPIR) wirkt und somit die geringere Wahrscheinlichkeit der Partizipation von Kindern aus niedrigeren sozialen Schichten in maturaführenden Schulen offenlegt. Ein direkter primärer Schichteffekt kann jedoch nicht konstatiert werden, vielmehr wirkt die soziale Schicht (SCHICHT) lediglich indirekt über den gegenwärtigen Schultyp auf die Noten (NOTEN). Der beobachtbare Einfluss des besuchten Schultyps auf die Noten kann – wie bereits bei der bivariaten Ergebnisdarstellung erläutert – allerdings nahezu ausschließlich auf die spezifische Konzeption des Schulleistungsindikators NOTEN (siehe Fußnote 14) zurückgeführt werden, der aufgrund der vorgenommenen Leistungsgruppengewichtung implizit auch die strukturelle Leistungsdifferenzierung der Hauptschule abbildet und dessen Zuweisungsvorschrift somit zu differenzierten Wertebereichen der Schülerinnen und Schüler in der AHS-Unterstufe und der Hauptschule (2. und 3. Leistungsgruppe) führt.

Im Hinblick auf die in diesem Modell fokussierten Geschlechtereffekte (JUNGE) kann zunächst eine Benachteiligung der Jungen im Zuge der ersten Bildungswegentscheidung bzw. ein häufigeres Versagen der Jungen in der AHS-Unterstufe konstatiert werden, da diese gegenwärtig in einem geringeren Ausmaß die 4. Klasse AHS besuchen als die Mädchen. Ferner weisen männliche

Schüler moderat geringere Bildungsaspirationen (ASPIR) auf als ihre weiblichen Kolleginnen. Eine profunde Erklärung dieses Phänomens kann auf Basis der verfügbaren Daten allerdings nicht geleistet werden. Ganz im Gegensatz zu den bivariaten Ergebnissen liegt multivariat kein direkter Einfluss des Geschlechts auf die erzielten Noten vor. Vielmehr können lediglich medierende Effekte über den derzeit besuchten Schultyp sowie die Bildungsaspirationen diagnostiziert werden. Zudem erweisen sich sämtliche in das Modell integrierte Interaktionseffekte (JUNGE*WLEHRK, JUNGE*BEVORZ, JUNGE*NACHMITT) als statistisch nicht signifikant. Konkret formuliert bedeutet dies, dass weder das Geschlecht der Lehrkräfte in den Hauptfächern (WLEHRK) noch die subjektiv wahrgenommenen geschlechtsspezifischen Bevorzugungstendenzen der Lehrkräfte (BEVORZ) eine nach dem Geschlecht der Schülerinnen und Schüler differenzielle Wirkung auf die Bildungsaspirationen sowie die Schulnoten ausübt. Weiterhin können im Modell keine (differenziellen) Effekte der nachschulischen Aktivitäten der Schülerinnen und Schüler am Nachmittag (NACHMITT) nachgewiesen werden.

In Bezug auf die endabhängige Variable des geplanten Besuchs eines maturaführenden Schultyps im Zuge der zweiten Bildungsentscheidung (MATWAHL) zeigt sich, dass die Bildungsaspirationen in bemerkenswertem Ausmaß positiv, sowohl direkt als auch indirekt über die sich in den Noten manifestierenden Schulleistungen, wirken. Dies impliziert, dass die Noten ebenfalls einen Einfluss auf die bevorstehende Schultypwahl an der Schnittstelle zwischen Sekundarstufe I und II ausüben. Dieser ist im Betrag wesentlich niedriger ausgeprägt als jener Effekt der Bildungsaspirationen und weist die erwartete Richtung auf. Das heißt, bessere Noten in den Hauptfächern führen vermehrt zu einer Entscheidung für eine maturaführende Schule.

Subsumierend kann nun Folgendes festgehalten werden: (I) Die Persistenz der sozialschichtspezifischen Bildungsungleichheiten – insbesondere im Hinblick auf die erste Schulwahlentscheidung und der damit verbundenen Folgen – konnte auch anhand der vorliegenden Daten belegt werden. Das kulturelle sowie soziale Kapital (in geringerem Ausmaß auch das ökonomische Kapital) der Herkunftsfamilie repräsentiert somit nach wie vor eine zentrale Determinante der Bildungschancen von Kindern und Jugendlichen in Österreich. (II) Im Zuge der ersten Bildungsentscheidung erfolgt eine tendenzielle Kanalisierung der Jungen in die Hauptschule bzw. die Jungen steigen häufiger von der AHS-Unterstufe in eine Hauptschule um als die Mädchen. Dieser Effekt wirkt sich mittelbar zudem in negativer Weise auf die Wahl des zukünftigen Schultyps an der Schnittstelle zwischen Sekundarstufe I und II aus. (III) Die Jungen weisen durchschnittlich niedrigere Bildungsaspirationen als die Mädchen auf. Diese Tatsache ist insofern problematisch, als die Bildungsaspirationen eine hochrele-

vante Einflussgröße auf die geplante Wahl eines maturaführenden Schultyps darstellen. (IV) Es konnte kein direkter Einfluss des Geschlechts auf die Schulleistungen festgestellt werden. Vielmehr wirkt das Geschlecht in indirekter Weise über die Bildungsaspirationen auf die Schulnoten. (V) Die vermuteten Interaktionseffekte konnten nicht nachgewiesen werden. So scheint weder das Geschlechterverhältnis der Lehrkräfte in den Hauptfächern noch die wahrgenommene geschlechtsspezifische Bevorzugung durch die Lehrkräfte einen merklichen Einfluss auf die Bildungsaspirationen sowie die Schulleistungen zu besitzen. Zudem lassen sich multivariat keinerlei Effekte der nachschulischen Aktivitäten identifizieren. (VI) Die moderate bivariate Korrelation zwischen dem Anteil an weiblichen Lehrkräften in den Hauptfächern und den Schulnoten konnte multivariat bestätigt werden. Anhand des Modells lässt sich allerdings nicht erklären, warum sich mit zunehmendem Frauenanteil die Durchschnittsnote aus den Hauptfächern im Mittel verschlechtert. Diesbezüglich wird ein Alterseffekt vermutet, der aufgrund der Datenlage (fehlende Informationen zum Alter der Lehrkräfte) nicht spezifiziert werden kann.

4 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Innerhalb der letzten Jahrzehnte hat sich im österreichischen Schul- bzw. Bildungssystem die „Umkehrung eines sozialen Stratifikationsmusters“ (Quenzel und Hurrelmann 2010) vollzogen. Die Verteilung von höheren Bildungsabschlüssen hat sich eindeutig zu Gunsten der Mädchen bzw. Frauen verschoben, wie sich durch geschlechtsspezifische Matura- bzw. Studienabschlussquoten belegen lässt. Aus dem Blickwinkel der gesamten Bildungskarriere bildet bereits die erste Bildungsentscheidung am Ende der Volksschule den Ursprung dieser Entwicklungen. So konnte deskriptiv auf Basis der bildungsstatistischen Offizialdaten sowie multivariat nachgewiesen werden, dass ein tendenziell höherer Zustrom von Jungen in die Hauptschule erfolgt, während die Mädchen eher in die AHS-Unterstufe wechseln. In verstärktem Ausmaß beginnt sich allerdings ab dem 13. Lebensjahr die Kluft zwischen den Geschlechtern im Hinblick auf den Besuch einer maturaführenden Schule zu öffnen, was sich vor allem auf ein vermehrtes Versagen der Jungen in der AHS-Unterstufe zurückführen lässt.

Im Zuge der empirischen Prüfung eines implementierten Modells zur Erklärung der zweiten Schulwahlentscheidung im österreichischen Schulsystem (zwischen Sekundarstufe I und II) wurde ersichtlich, dass die Bildungsaspirationen eine zentrale Rolle für die Wahl einer maturaführenden Schule spielen. So wirken sowohl das Geschlecht als auch die soziale Schicht der Herkunftsfamilie

lediglich indirekt über die Bildungsaspirationen auf die Schulwahl. Die Bildungsaspirationen wiederum üben einen starken direkten sowie auch einen indirekten Einfluss über die Noten auf die Entscheidung für eine maturaführende Schule aus. Keine nach dem Geschlecht differentiellen Effekte konnten für die schulischen Kontextmerkmale der Anzahl der weiblichen Lehrkräfte in den Hauptfächern sowie der wahrgenommenen geschlechtsspezifischen Bevorzugung durch die Lehrkräfte identifiziert werden. Dies widerspricht der These der „Feminisierung der Schule“, wonach der geringere Schulerfolg von Jungen dem Überhang an weiblichen Lehrkräften zugeschrieben wird. Zudem konnte kein Einfluss der familiären bzw. institutionellen Betreuung am Nachmittag nachgewiesen werden.

Dennoch sollte der Fokus zukünftiger Forschung verstärkt auch auf den außerschulischen Freizeitbereich gerichtet sein. Insbesondere die konkreten Freizeitaktivitäten der Schülerinnen und Schüler im Hinblick auf ihr Potential zur Entwicklung und Förderung von dem Schulerfolg dienlichen Kompetenzen sowie der Einfluss des sozialen Umfeldes (insbesondere die in diesem Umfeld herrschende Affinität zur Schule bzw. zur Bildung allgemein, welche einen erheblichen Beitrag zur Entwicklung von entsprechenden Bildungsaspirationen bei den Jugendlichen leisten könnte), in dem sie sich in der Freizeit bewegen, sollten verstärkt in die Analysen zur Erklärung von geschlechtsspezifischen Bildungsungleichheiten integriert werden. Darüber hinaus können im schulischen Kontext weitere Ansatzpunkte in den Auswirkungen der (Re-)Produktion von geschlechtsspezifischen Stereotypen im Zuge des Unterrichts und in der konkreten Ausgestaltung des Unterrichts hinsichtlich der Berücksichtigung der speziellen Bedürfnisse von Mädchen und Jungen (Stichwort: doing gender in class) ausgemacht werden.

Literatur

- Aktionsrat Bildung. 2009. *Geschlechterdifferenzen im Bildungssystem. Jahresgutachten 2009*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Bacher, Johann. 2005. Bildungsungleichheit und Bildungsbenachteiligung in Österreich. *SWS-Rundschau* 45/1: 37-63.
- Bacher, Johann. 2009. Soziale Ungleichheit, Schullaufbahn und Testleistungen. In *PIRLS 2006. Die Lesekompetenz am Ende der Volksschule - Österreichischer Expertenbericht*, Hrsg. Birgit Suchán, Christina Wallner-Paschon und Claudia Schreiner, 79-101. Graz: Leykam.
- Bacher, Johann, und Angelika Paseka. 2006. Leistungsdifferenzen von Mädchen und Buben. In *Die PISA-Studie. Österreichs Schulsystem im internationalen Wettbewerb*, Hrsg. Günter Haider und Claudia Schreiner, 220-228. Wien, Köln und Weimar: Böhlau.
- Bacher, Johann, Marina Beham, und Norbert Lachmayr. 2008. *Geschlechterunterschiede in der Bildungswahl*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

- Becker, Rolf. 2000. Klassenlage und Bildungsentscheidungen. Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 52/3: 450-474.
- Becker, Rolf, und Wolfgang Lauterbach. 2006. Bildung als Privileg – Ursachen, Mechanismen, Prozesse und Wirkungen. In *Bildung als Privileg. Erklärungen und Befunde zu den Ursachen der Bildungungleichheit*, Hrsg. Rolf Becker und Wolfgang Lauterbach, 9-41.
- Bergmann, Nadja, Maria Gutknecht-Gmeiner, Regine Wieser, und Barbara Willsberger. 2004. *Berufsorientierung und Berufseinstieg von Mädchen in den geteilten Arbeitsmarkt. AMS report 38*. Wien: Arbeitsmarktservice Österreich.
- Bettinger, Eric P., und Bridget T. Long. 2005. Do Faculty Serve as Role Models? The Impact of Instructor Gender on Female Students. *American Economic Review* 95/2: 152-157.
- Bohrhardt, Ralf. 2000. Familienstruktur und Bildungserfolg. Stimmen die alten Bilder? *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 3/2: 189-207.
- Bonsen, Martin, Katrin Lintorf, Wilfried Bos, und Kristina A. Frey. 2008. TIMSS 2007 Grundschule – Eine Einführung in die Studie. In *TIMSS 2007 – Mathematische und naturwissenschaftliche Kompetenzen von Grundschulkindern in Deutschland im internationalen Vergleich*, Hrsg. Wilfried Bos, Martin Bonsen, Jürgen Baumert, Manfred Prenzel, Christoph Selter und Gerd Walther, 19-48. Münster: Waxmann.
- Boudon, Raymond. 1974. *Education, Opportunity, and Social Inequality. Changing Prospects in Western Society*. New York: Wiley/Sons.
- Bourdieu, Pierre. 1983. Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In *Soziale Ungleichheiten. Soziale Welt. Sonderband 2*, Hrsg. Reinhard Kreckel, 183-198. Göttingen: Schwartz.
- Breit, Simone. 2007. Lese-Kompetenz im internationalen Vergleich. In *PISA 2006. Internationaler Vergleich von Schülerleistungen – Erste Ergebnisse*, Hrsg. Claudia Schreiner, 40-47. Graz: Leykam.
- Breit, Simone, und Claudia Schreiner. 2006. Sozioökonomische Herkunft und Schulleistung. In *Die PISA-Studie – Österreichs Schulsystem im internationalen Wettbewerb*, Hrsg. Günter Haider und Claudia Schreiner, 195-210. Wien, Köln und Weimar: Böhlau.
- Bryne, Barbara M. 1989. *A Primer of LISREL: Basic Applications and Programming for Confirmatory Factor Analytic Models*. New York: Springer.
- Dee, Thomas. 2007. Teachers and the Gender Gaps in Student Achievement. *Journal of Human Resources* 42/3: 528-554.
- Diefenbach, Heike. 2000. Stichwort: Familienstruktur und Bildung. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 3/2: 169-187.
- Diefenbach, Heike und Michael Klein. 2002. „Bringing Boys Back in“: Soziale Ungleichheit zwischen den Geschlechtern im Bildungssystem zuungunsten von Jungen am Beispiel der Sekundarschulabschlüsse. *Zeitschrift für Pädagogik* 48/6: 938-958.
- Driessen, Geert. 2007. The Feminization of Primary Education: Effects of Teachers' Sex on Pupil Achievement, Attitudes and Behavior. *International Review of Education* 53/2: 183-203.
- Erikson, Robert, und Jan Jonsson. 1996. Explaining Class Inequality in Education: The Swedish Test Case. In *Can Education Be Equalized? The Swedish Case in Comparative Perspective*, Hrsg. Robert Erikson und Jan Jonsson, 1-63. Stockholm: Westview Press.
- Esser, Hartmut. 1999. *Soziologie. Spezielle Grundlagen. Band 1: Situationslogik und Handeln*. Frankfurt und New York: Campus.
- Foy, Pierre, Joseph Galia und Isaac Li. 2007. Scaling the PIRLS 2006 Reading Assessment Data. In *PIRLS 2006 Technical Report*, Hrsg. Michael O. Martin, Ina V. S. Mullis und Ann M. Kennedy, 149-172. http://timss.bc.edu/pirls2006/tech_rpt.html (Stand: 31. August 2010).
- Foy, Pierre, Joseph Galia, und Isaac Li. 2008. Scaling the Data from the TIMSS 2007 Mathematics and Science Assessments. In *TIMSS 2007 Technical Report*, Hrsg. John F. Olson, Michael O. Martin und Ina V. S. Mullis, 225-279. <http://timss.bc.edu/timss2007/techreport.html> (Stand: 31. August 2010).

- Geißler, Rainer. 2008. Die Metamorphose von der Arbeitertochter zum Migrantensohn. Zum Wandel der Chancenstruktur im Bildungssystem nach Schicht, Geschlecht, Ethnie und deren Verknüpfungen. In *Institutionalisierte Ungleichheiten. Wie das Bildungssystem Chancen blockiert*. Hrsg. Peter A. Berger und Heike Kahlert, 71-100. Weinheim und München: Juventa.
- Hadjar, Andreas, und Judith Lupatsch. 2010. Der Schul(miss)erfolg der Jungen. Die Bedeutung von sozialen Ressourcen, Schulentfremdung und Geschlechterrollen. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62/4.
- Helbig, Marcel. 2010. Sind Lehrerinnen für den geringeren Schulerfolg von Jungen verantwortlich? *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62/1: 93-111.
- Herzog-Punzenberger, Barbara, und Anne Unterwurzacher. 2009. Migration – Interkulturalität – Mehrsprachigkeit. Erste Befunde für das österreichische Bildungswesen. In *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2009 – Band 2: Fokussierte Analysen bildungspolitischer Schwerpunktthemen*, Hrsg. Werner Specht, 161-182. Graz: Leykam.
- Hölling, Heike, Michael Erhart, Ulrike Ravens-Sieberer, und Robert Schlack. 2007. Verhaltensauffälligkeiten bei Kindern und Jugendlichen. Erste Ergebnisse aus dem Kinder- und Jugendgesundheitsurvey (KiGGS). *Bundesgesundheitsblatt – Gesundheitsforschung – Gesundheitsschutz* 50/5-6: 784-793.
- Holmlund, Helena, und Krister Sund. 2008. Is the Gender Gap in School Performance Affected by the Sex of the Teacher? *Labour Economics* 15/1: 37-53.
- Lachmayr, Norbert, und Barbara Rothmüller. 2009. *Soziale Durchlässigkeit im Bildungssystem*. Follow-Up-Erhebung zu Bildungswegentscheidungen im Auftrag der AK Wien. <http://www.oebf.at> (Stand: 31. August 2010)
- Meließnig, Christina, und Christina Wallner-Paschon. 2008. Mathematische Inhaltsbereiche bei Mädchen und Buben. In *TIMSS 2007. Mathematik und Naturwissenschaft in der Grundschule – Erste Ergebnisse*, Hrsg. Birgit Suchán, Christina Wallner-Paschon, Silvia Bergmüller und Claudia Schreiner, 20-21. Graz: Leykam.
- Mößle, Thomas, Matthias Kleinmann, Florian Rehbein, und Christian Pfeiffer. 2006. Mediennutzung, Schulerfolg, Jugendgewalt und die Krise der Jungen. *Zeitschrift für Jugendkriminalrecht und Jugendhilfe* 3/2006: 295-309.
- Mullis, Ina V. S., Michael O. Martin, Ann M Kennedy, und Pierre Foy. 2007. *PIRLS 2006 International Report - IEA's Progress in International Reading Literacy Study in Primary Schools in 40 Countries*. http://timss.bc.edu/pirls2006/intl_rpt.html (Stand: 31. August 2010).
- Mullis, Ina V. S., Michael O. Martin, und Pierre Foy. 2008. *TIMSS 2007 International Mathematics Report - Findings from IEA's Trends in International Mathematics and Science Study at the Fourth and Eighth Grades*. <http://timss.bc.edu/timss2007/mathreport.html> (Stand: 31. August 2010).
- OECD. 2007. *PISA 2006 – Volume 2: Data*. http://www.oecd.org/document/2/0,3343,en_32252351_32236191_39718850_1_1_1_1,00.html (Stand: 31. August 2010).
- OECD. 2009. *PISA 2006 Technical Report*. <http://www.oecd.org/dataoecd/0/47/42025182.pdf> (Stand: 31. August 2010).
- Paseka, Angelika, und Angela Wroblewski. 2009. Geschlechtergerechte Schule: Problemfelder, Herausforderungen, Entwicklungsansätze. In *Nationaler Bildungsbericht Österreich 2009. Band 2: Fokussierte Analysen bildungspolitischer Schwerpunktthemen*, Hrsg. Werner Specht, 203-221. Graz: Leykam.
- Popp, Ulrike. 2007. Kontextuelle Zugänge der Geschlechter zu Bildungsprozessen. In *Perspektiven der Bildung. Kinder und Jugendliche in formellen, nicht-formellen und informellen Bildungsprozessen*, Hrsg. Marius Harring, Carsten Rohlfis und Christian Palentien, 63-79. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Prenner, Peter, und Elisabeth Scheibelhofer. 2001. *Qualifikation und Erwerbsarbeit von Frauen von 1970 – 2000 in Österreich*. Wien: Reihe Soziologie des Instituts für Höhere Studien (IHS).

- Quenzel, Gudrun, und Klaus Hurrelmann. 2010. Geschlecht und Schulerfolg: Ein soziales Stratifikationsmuster kehrt sich um. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 62/1: 61-91.
- Reinecke, Jost. 2005. *Strukturgleichungsmodelle in den Sozialwissenschaften*. München und Wien: Oldenbourg Verlag.
- Schlögl, Peter, und Regine Wieser. 2002. Berufliche Erstausbildung in Wien. Geschlechtsspezifische Segregation, Ausbildungswünsche und Berufsorientierung von Jugendlichen. *SWS-Rundschau* 42/4: 489-501.
- Schlögl, Peter, und Norbert Lachmayr. 2004. *Motive und Hintergründe von Bildungswegentscheidungen in Österreich. Eine repräsentative Querschnittserhebung im Herbst 2003*. <http://www.oebf.at> (Stand: 31. August 2010)
- Schmid, Kurt. 2003. Familie & Schulwahl. Der Einfluss familiärer Charakteristika auf das Schulverhalten Jugendlicher in Österreich. *ibw-Mitteilungen* April 2003: 1-19.
- Schreiner, Claudia. 2007. Mathematik-Kompetenz: Mittelwerte im Ländervergleich. In *PISA 2006. Internationaler Vergleich von Schülerleistungen – Erste Ergebnisse*, Hrsg. Claudia Schreiner, 48-55. Graz: Leykam.
- Sharma, Subhash, Soumen Mukherjee, Ajith Kumar, und William R. Dillon. 2005. A Simulation Study to Investigate the Use of Cutoff Values for Assessing Model Fit in Covariance Structure Models. *Journal of Business Research* 58: 935-943.
- Stanat, Petra, und Mareike Kunter. 2002. Geschlechterspezifische Leistungsunterschiede bei Fünfzehnjährigen im internationalen Vergleich. *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft* 4/1: 28-48.
- Statistik Austria. 2010. *Bildung in Zahlen 2008/2009 – Tabellenband*. http://www.statistik.at/web_de/services/publikationen/5/index.html (Stand: 31. August 2010).
- Stubbe, Tobias C. 2009. *Bildungsentscheidungen und sekundäre Herkunftseffekte. Soziale Disparitäten bei Hamburger Schülerinnen und Schülern in der Sekundarstufe I*. Münster, New York, München und Berlin: Waxmann.
- Suchán, Birgit. 2007. Lesekompetenz international. In *PISA 2006. Internationaler Vergleich von Schülerleistungen – Erste Ergebnisse*, Hrsg. Birgit Suchán, Christina Wallner-Paschon, Elisabeth Stöttinger und Silvia Bergmüller, 12-19. Graz: Leykam.
- Thole, Werner. 2010. Jugend, Freizeit, Medien und Kultur. In *Handbuch Kindheits- und Jugendforschung*, Hrsg. Heinz-Hermann Krüger und Cathleen Grunert, 727-763. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Unger, Martin, Sarah Zaussinger, Stefan Angel, Lukas Dünser, Angelika Grabher, Jakob Hartl, Gerhard Paulinger, Johanna Brandl, Petra Wejwar, und Regina Gottwald. 2010. *Studierenden-Sozialerhebung 2009. Bericht zur sozialen Lage der Studierenden*. <http://ww2.sozialerhebung.at/Ergebnisse> (Stand: 31. August 2010).
- Wahl, Klaus. 2005. Aggression bei Kindern. Emotionale und soziale Hintergründe. In *Kinderleben – Aufwachsen zwischen Familie, Freunden und Institutionen. Band 1: Aufwachsen in Familien*, Hrsg. Christian Alt, 123-156. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Wallner-Paschon, Christina. 2009. Notengerechtigkeit bei der Risiko- und Spitzengruppe. In *PIRLS 2006. Die Lesekompetenz am Ende der Volksschule – Österreichischer Expertenbericht*, Hrsg. Birgit Suchán, Christina Wallner-Paschon und Claudia Schreiner, 45-51. Graz: Leykam.
- Wallner-Paschon, Christina. 2010: Kompetenzunterschiede zwischen Mädchen und Buben. In *TIMSS 2007. Mathematik & Naturwissenschaft in der Grundschule – Österreichischer Expertenbericht*, Hrsg. Birgit Suchán, Christina Wallner-Paschon und Claudia Schreiner, 115-129. Graz: Leykam.
- Weiber, Rolf, und Daniel Mühlhaus. 2009. *Strukturgleichungsmodellierung. Eine anwendungsorientierte Einführung in die Kausalanalyse mit Hilfe von AMOS, SmartPLS und SPSS*. Heidelberg, Dordrecht, London und New York: Springer.
- WKO. 2010. *Statistisches Jahrbuch 2010*. http://www.wko.at/statistik/jahrbuch/jb_2010_internet.pdf (Stand: 31. August 2010).