

Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs¹

Johann Bacher (Universität Erlangen-Nürnberg)

entnommen aus: Österreichische Zeitschrift für Soziologie, 28. Jg., Heft 3, S. 3-32

(<http://www.soz.univie.ac.at/os02g.htm>)

Zusammenfassung

Der Beitrag geht der Frage nach, wie stark in Österreich der Besuch einer weiterführenden Schule mit Matura/Abitur (AHS-Oberstufe oder BHS) von Merkmalen der sozialen Ungleichheit abhängt. Die Ergebnisse auf der Grundlage des Europäischen Haushaltspanels zeigen, dass die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem in der zweiten Hälfte der 90er Jahre vom Geschlecht und den klassischen Ungleichheitsdimensionen Bildung, Beruf und Einkommen der Eltern abhängt. Soziale Unterschiede nach der Herkunft sind somit nach wie vor wirksam. Geschlechtsspezifische Unterschiede haben sich umgedreht, so dass heute mehr Mädchen eine AHS-Oberstufe oder BHS besuchen als Buben. Zur Reduktion der Ungleichheit - insbesondere der regionalen - tragen die BHS bei. Sie verringern die Ungleichheit, ohne dass sie diese aber gänzlich abbauen könnten.

Abstract

The paper investigates the relationship between social inequality and participation in the Austrian high school system (secondary level II). The European Community Household Panel is used as data basis. The results show differences in participation rate by sex and by the three classical dimensions of stratification, namely education, occupation and income of parents. Hence, social inequality still exists in Austria. Gender differences have been reversed:

¹ Ich möchte mich an dieser Stelle herzlich bedanken bei Herrn Mag. Johannes Redl (Interdisciplinary Centre for Comparative Research in the Social Sciences, ICCR) für die unbürokratische Hilfe bei Fragen bezüglich des ECHP und für wichtige Hinweise, bei Herrn Mag. Kurt Schmid (Institut für Bildungsforschung der Wirtschaft, ibw) für Hinweise auf neuere österreichische Untersuchungen und bei den beiden anonymen Gutachten für ihre anregende Kritik.

Nowadays, more girls attend high schools than boys. Inequalities are reduced by secondary technical and vocational colleges.

Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs

1. Problemskizze und untersuchte Fragestellungen

In Deutschland haben die jüngsten internationalen Vergleichsstudien PISA 2000 (Deutsches PISA-Konsortium 2001; OECD 2001) und jüngst UNICEF 2002 (Leffers 2002) eine intensive Diskussion zum Thema Chancengleichheit in der Schule ausgelöst.² Und die Befunde der PISA-Studie sind tatsächlich schockierend (Baumert/Schümer 2002: 400): Der Anteil der 15jährigen, die im Lesen die unterste Kompetenzstufe nicht überschreiten, beträgt 22,5%. Für 15jährige aus Familien, die im unteren Viertel der Sozialstruktur platziert sind, ist - bei Berücksichtigung anderer Einflussfaktoren – das Risiko, der untersten Lesekompetenzstufe anzugehören, 2,45mal so groß. In Familien mit Migrationshintergrund ergibt sich ein 2,62mal so hohes Risiko. Auch deutliche geschlechtsspezifische Unterscheide sind erkennbar. Buben haben beim Lesen ein 1,69mal so hohes Risiko der Zugehörigkeit zur untersten Kompetenzstufe als Mädchen.

Auch Studien zur Bildungspartizipation im Schulsystem und zum Hochschulbesuch bestätigen die starke Selektivität des deutschen Bildungssystems. Schimpl-Neimanns (2000) kommt in seiner Analyse der Bildungsbeteiligung der 14- bis 18jährigen zu dem Ergebnis, dass zwischen 1950 und 1989 zwar die Ungleichheit abgebaut wurde, aber im Bezug "auf das Chancenverhältnis Gymnasium vs. Realschule (...) eine weitestgehend unveränderte Ungleichheit" (S. 636) besteht. Die Untersuchung von Schimpl-Neimanns deckt nur den

² Ich folge bei der Datierung dem Vorschlag eines Gutachters. Die wissenschaftliche Diskussion hat allerdings bereits zehn Jahre früher eingesetzt, nämlich zu Beginn der 90er Jahre (Middendorf 2002: 140-141). Zunächst standen empirische Studien zur Bildungsungleichheit im Vordergrund, ab der Mitte der 90er Jahre setzte die theoretische Diskussion ein (Becker 2000: 450-451). Allerdings fanden diese Arbeiten keine breite öffentliche Aufmerksamkeit, so dass es richtig ist, den Beginn einer **intensiven und breiten** Diskussion mit PISA anzusetzen. Auf die starke Tabuisierung des Themas der sozialen Bildungsungleichheit in Deutschland hat Rodax (1995) hingewiesen. Seine Diagnose ist auch heute noch zutreffend. In Diskussionen mit Studierenden zu diesem Thema stoße ich vielfach auf eine Verdrängung empirischer Befunde, da es – so die implizite Annahme - Bildungsungleichheit im deutschen System nicht geben dürfe und gleiche Bildungschancen rechtlich verankert

Zeitraum bis 1990 ab. Für die 90er Jahre lässt sich eine Verschärfung der Ungleichheit vermuten. Während der Anteil der Arbeiterkinder, die eine Hochschule besuchen, in den 90er Jahren mit 12% relativ konstant blieb, stieg der Anteil der Beamtenkinder, die sich für ein Studium entscheiden, von 62% im Jahr 1990 auf 72% im Jahr 2000 (Middendorff 2002: 143). Der Anstieg der Selbständigenkinder fiel noch deutlicher aus. Studierten 1990 etwa 40% der Selbständigenkinder, so waren dies 2000 bereits 61% (ebenda).

Im Unterschied zu Deutschland hat in Österreich seit den 1990er Jahren keine intensive und kritische Bildungsdiskussion stattgefunden. Der 2000 von Gehmacher (2000) prognostizierte bildungsökonomische Diskurs ist bisher nicht eingetreten.³ Auch die PISA-Studie (OECD 2001) wurde kaum rezipiert, geschweige denn breit diskutiert, obwohl sie auch für Österreich soziale Ungleichheiten nachweist. Bei Betrachtung von sozialen Schichtunterschieden reduziert sich die gute Gesamtplatzierung. Österreich fällt vom guten 6. Rangplatz unter allen 15 EU-Ländern auf Platz 9 zurück, wenn die Länder nach dem Ausmaß der sozialen Ungleichheit gereiht werden. Eine geringere Ungleichheit nach der sozialen Herkunft der Eltern weisen Finnland, Spanien, Italien, Niederlande, Schweden, Dänemark, Irland und Griechenland auf.

Bei den geschlechtsspezifischen Unterschieden schneidet Österreich wiederum gut ab. Die Unterschiede in der Lesekompetenz nach Geschlecht sind sehr gering, d.h. der übliche Vorsprung der Mädchen bzw. Nachteil der Buben in der Lesekompetenz fällt in Österreich geringer aus.⁴ Bessere Werte (=kleinere Differenzen) ergeben sich hier nur für Spanien und

seien. Die neuesten IGLU-Ergebnisse haben die Wogen etwas geglättet (<http://www.erzwiss.uni-hamburg.de/IGLU/home.htm>/ 28.04.2003), dennoch bleibt das Thema aktuell.

³ Allerdings lässt sich derzeit eine stärkere Beschäftigung mit bildungssoziologischen und bildungsökonomischen Fragen feststellen. So z.B. wird demnächst ein Arbeitspapier von Fersterer /Winter-Ebmer (2002) über den Bildungsertrag in Labour Economics erscheinen. Die Studie kommt zu dem Ergebnis, dass in den letzten 20 Jahren die Bildungserträge in Österreich gesunken sind. Auch das Heft 4/2002 der SWS enthielt mehrere bildungssoziologische Beiträge (Binder 2002, Schlögl/Wieser 2002, Schneider 2002) mit dem Schwerpunkt auf Wien. Analysen der Determinanten der Übergangs von der Sekundarstufe I in die Sekundarstufe II auf der Grundlage des Mikrozensus 1996 liegen ebenfalls als Arbeitspapiere (Spielauer/Schwarz/Schmid 2002; Schwarz/Spielauer/Städtner 2002) vor, die vom Internet (www.oif.ac.at) heruntergeladen werden können. Mit räumlichen Disparitäten hat sich schließlich erneut Fassmann u.a. (2002) beschäftigt.

⁴ Auch in der mathematischen und naturwissenschaftlichen Grundbildung sind die Unterschiede minimal. Hier schneiden die Burschen bei einem Normwert von 500 Punkten (siehe Anmerkungen zu Tabelle 1) mit 530 zu

Portugal. Erschreckend – aber vielleicht angesichts der restriktiven Migrations- und Integrationspolitik wenig überraschend – die Befunde für Migrantenkinder. Österreich nimmt hier den vorletzten Platz ein und weist mit 93 Punkten die zweit höchste Differenz in den Lesekompetenzen auf. Es wird nur von Luxemburg übertroffen. In dieser Dimension erzielt sogar Deutschland bessere Ergebnisse. Ein etwas positiveres Bild ergibt sich, wenn im Inland geborene SchülerInnen mit im Ausland geborenen Eltern als Vergleichsgruppe gewählt werden. Österreich verbessert sich auf den siebten Platz. Es liegen aber nur Vergleichsdaten für 12 Länder vor. Geringere Unterschiede in der Lesekompetenz ergeben sich in Irland, Portugal, im Vereinigten Königreich, in Schweden, Frankreich und Spanien. Die Niederlande, Deutschland, Luxemburg, Dänemark und Belgien schneiden schlechter ab.

Zusammenfassend lässt sich somit festhalten, dass auch in Österreich nach wie vor Ungleichheiten nach sozialer und ethnischer Herkunft bestehen. Österreich befindet sich im unteren Mittelfeld der EU-Länder bzw. gehört sogar zu den Schlusslichtern. Nur bei den fehlenden geschlechtsspezifischen Unterschieden nimmt es eine Spitzenposition ein. Hier ist Österreich möglicherweise ein Vorbild für andere Länder. Einschränkend anzumerken ist, dass der Vergleich im Migrationsbereich schwierig ist, da sich die Migrationspopulationen in den einzelnen EU-Ländern sowohl quantitativ als auch qualitativ unterscheiden (z.B. Fassmann/Münz 1996). In Irland beispielsweise betrug der Anteil der im Ausland geborenen SchülerInnen mit ebenfalls im Ausland geborenen Eltern 1,4%, in Österreich lag der entsprechende Wert bei 5,9%, in Finnland bei 1,0% und in Deutschland bei 10,1%. In Luxemburg betrug er 16,4%. (OECD 2001: 337)

503 (mathematische Grundbildung) bzw. mit 526 zu 514 (naturwissenschaftliche Grundbildung) in etwa in demselben Ausmaß besser ab wie die Mädchen beim Lesen.

Tabelle 1: Ausgewählte Ergebnisse der PISA-Studie für die 15 EU-Länder

	Lesekompetenz		soziale Schicht				Geschlecht				Migrationshintergrund			
	gesamt	Rangplatz	oberes Quartil	unteres Quartil	Differenz	Rangplatz	Mädchen	Buben	Differenz	Rangplatz	Gruppe 1 (a)	Gruppe 2 (b)	Differenz	Rangplatz
Finnland	<u>546</u>	<u>1</u>	<u>576</u>	<u>524</u>	<u>52</u>	<u>1</u>	<u>571</u>	<u>520</u>	<u>51</u>	<u>15</u>	548	468	80	10
Niederlande (c)	534 (d)	2	566	495	71	4	547	517	30	9	542	453	89	12
Irland	527	3	570	491	79	7	542	513	29	7	<u>528</u>	<u>573</u>	<u>-45</u>	<u>1</u>
Ver.Königreich	523	4	579	481	98	12	537	512	25	3	528	456	72	6
Schweden	516	5	558	485	73	5	536	499	37	12	523	450	73	7
Österreich	507	6	547	467	80	9	520	495	25	3	515	422	93	14
Belgien	507	6	560	457	103	13	525	492	33	10	522	431	91	13
Frankreich	505	8	552	469	83	10	519	490	29	7	512	434	78	9
Dänemark	497	9	543	465	78	6	510	485	25	4	504	433	71	5
Spanien	493	10	529	461	68	2	<u>505</u>	<u>481</u>	<u>24</u>	<u>1</u>	494	460	34	3
Italien	487	11	525	457	68	2	507	469	38	14	489	445	44	4
Deutschland	484	12	<u>541</u>	<u>427</u>	<u>114</u>	<u>15</u>	502	468	34	11	507	419	88	11
Griechenland	474	13	519	440	79	7	493	456	37	12	478	403	75	8
Portugal	470	14	527	431	96	11	<u>482</u>	<u>458</u>	<u>24</u>	<u>1</u>	<u>472</u>	<u>450</u>	<u>22</u>	<u>2</u>
Luxemburg	<u>441</u>	<u>15</u>	497	394	103	13	456	429	27	6	<u>474</u>	<u>370</u>	<u>104</u>	<u>15</u>

Quelle: OECD (2001: 297, 327, 332, 337); eigene Berechnungen, erster und letzter Platz sind unterstrichen.

(a) im Inland geborene Schüler mit mindestens einen im Inland geborenen Elternteil; (b) im Ausland geborene Schüler mit im Ausland geborenen Eltern; (c) zu geringe Beteiligungsquote, um Vergleichbarkeit zu gewährleisten (OECD 2001: 327); (d) berechnet auf der Grundlage der Angaben von S. 327

Lesehilfe: Die Testergebnisse wurden so normiert, dass der Mittelwert aller OECD-Länder bei 500 liegt und rund zwei Drittel aller SchülerInnen aus den OECD-Ländern im Intervall von 400 bis 600 Punkten liegen (ebenda, 39)

Auch ältere Untersuchungen zur Bildungspartizipation in Österreich weisen Ungleichheiten aus. Im österreichischen Kindersurvey beispielsweise ergab sich ein starker Zusammenhang zwischen Bildung der Eltern und der Absicht, das Kind nach der vierten Klasse Volksschule auf ein Gymnasium zu geben (Bacher 1994: 83-85).⁵ Sertl (1998) zieht in seiner Analyse ebenfalls den Schluss, dass regionale und soziale Ungleichheiten im Bildungssystem in Österreich nicht abgebaut wurden. Seine Analyse stützt sich auf Daten zu Beginn der 90er Jahre.

Charakteristisch für die Situation in Österreich ist somit nicht nur die Absenz einer kritischen Bildungsdiskussion⁶, sondern auch das Fehlen von statistischen Basisinformationen neueren Datums zur Bildungsungleichheit. Auch Reiterer (1998: 156) verwendet in seiner Sozialstruktur Österreichs Zahlen aus dem Jahr 1990, um die soziale Bedingtheit der Bildung zu verdeutlichen. Ein Anliegen dieses Beitrages ist es daher, neuere Zahlen zur Bildungsungleichheit in Österreich bereit zu stellen und dadurch zu einer soziologischen Diskussion des österreichischen Bildungssystems beizutragen. Gegenstand der Analyse ist die Bildungsbeteiligung der 16- bis 19jährigen in weiterführenden Schulen mit einer Matura (AHS-Oberstufe und BHS) in den Jahren 1996 bis 1999. Die Analyse basiert auf dem österreichischen Teil des Europäischen Haushaltspanels (ECHP; IFS 2001a, 2001b). Untersucht werden folgende Fragen: Wie stark hängt der Besuch einer AHS-Oberstufe oder BHS insgesamt von sozialen Ungleichheitsdimensionen ab? Welche Ungleichheitsdimensionen sind besonders bedeutsam?

Mit ähnlichen Fragestellungen haben sich auch jüngst drei Arbeitspapiere beschäftigt Spielauer/Schwarz/Schmid (2002) und Schwarz/Spielauer/Städtner (2002) untersuchen auf der Grundlage des Mikrozensus 1996 den Übergang von der Sekundärstufe I in die Sekundärstufe II. Kern ihrer Analysen ist ein Vergleich unterschiedlicher Geburtskohorten. Das dritte Arbeitspapier ist ein internationaler Vergleich der Bildungs- und Erwerbschancen von Jugendlichen und jungen Erwachsenen in 12 europäischen Ländern, darunter Österreich (Iannelli 2002). Der Unterschied der hier vorliegenden Analyse zu diesen Studien besteht

⁵ Der stärkste Zusammenhang trat bei der Gemeindegröße auf: ein Hinweis auf starke regionale Ungleichheiten (ebenda).

⁶ Als ein Indikator einer beginnenden Bildungsdiskussion kann möglicherweise das Heft 4/2002 der SWS mit Beiträgen u.a. von Binder (2002), Schlögl/Wieser (2002) und Schneider (2002) gesehen werden.

darin, dass (a) in unsere Berechnungen wesentlich mehr unabhängige Variablen eingehen, (b) direkte und indirekte Wirkungen der Variablen betrachtet werden und (c) die aktuelle Entwicklungen der zweiten Hälfte der 90er Jahre analysiert wird. In den genannten Analysen liegen die Bildungskarrieren zumeist schon mehrere Jahre zurück. Schwarz/Spielauer/Städtner (2002) beispielsweise vergleichen das Übergangsverhalten der Alterskohorten der 1956 bis 1975 und der 1936 bis 1955 Geborenen. Der Nachteil des von uns gewählten Vorgehens ist eine kleiner Stichprobengröße.

2. Theoretisches Ausgangsmodell

Zur Analyse des Zusammenhangs zwischen sozialen Ungleichheitsmerkmalen und der Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem (gemeint sind hier und im folgenden der Besuch von weiterführenden Schule mit einem Maturaabschluss, also AHS-Oberstufe und BHS) wurde ein exploratives Pfadanalysemodell (siehe Abbildung 1 in Abschnitt 4 und Abschnitt 3.3) entwickelt. Es geht von der Annahme aus, dass die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem (Variable BILD_K in Abbildung 1) zum einen von den klassischen Ungleichheits- bzw. Schichtungsdimensionen (Hradil 1999: 38) Bildung der Eltern (Variable BILD), beruflicher Status der Eltern (Variable STATUS) und Erwerbseinkommen der Eltern (Variable EINK) abhängt. Zum anderen wird von der Annahme ausgegangen, dass der Migrationshintergrund (Variable MIGRA), die Einwohnerzahl des Wohnortes (Variable EINW), das Geschlecht des Kindes (Variable GESCHL_K) sowie die Zahl der im Haushalt lebenden Kinder bis 19 Jahren (Variable KIND19), die Haushaltsform (Variable ALLEIN) und die mütterliche Erwerbsbeteiligung (Variable MERW) als neue Ungleichheitsdimensionen (Hradil 1987: 40; Geißler 2002: 136) wirksam sind.

Das Modell geht von direkten und indirekten Effekten aus. Es wurde beispielsweise angenommen, dass die Bildung der Eltern sowohl direkt auf den Verbleib der Kinder im weiterführenden Schulsystem einwirkt (symbolisiert durch einen Pfeil von der Variablen BILD zur Variablen BILD_K) als auch indirekt über den beruflichen Status (symbolisiert durch einen Pfeil von der Variablen BILD zur Variablen STATUS) und das Einkommen (Pfeil von BILD zu EINK).

Wie die direkten und indirekten Wirkungen zu interpretieren sind, wird im Ergebnisteil behandelt. Zu beachten ist, dass in der Abbildung 1 aus Gründen der Übersichtlichkeit nur die statistisch signifikanten Wirkungen mit einem Absolutbetrag größer oder gleich 0,08 eingezeichnet sind. Das theoretische Modell ging von mehr Einflüssen aus (siehe Abschnitt 3.3), von denen sich einige als insignifikant erwiesen bzw. deren Effekte zwar signifikant, aber numerisch zu klein waren, so dass sie nicht in die Grafik aufgenommen wurden.

3. Methodisches Vorgehen

3.1 Datenmaterial

Zur empirischen Datenanalyse wurde der österreichische Teil des Europäischen Haushaltspanels eingesetzt. Das Haushaltspanel der Europäischen Kommission (European Community Household Panel; ECHP) geht auf eine Initiative von Eurostat aus dem Jahr 1991 zurück. Es ist als Längsschnitt konzipiert. In allen Ländern wird ein einheitlicher Fragebogenkern verwendet, der Informationen über die Einkommenssituation, die Arbeits-, Wohn- und Gesundheitsbedingungen und die Familienstruktur von Haushalten erfasst. Österreich nimmt seit 1995 am Programm unter der Federführung des Interdisziplinären Forschungszentrum Sozialwissenschaften (IFS/Interdisciplinary Centre for Comparative Research in the Social Sciences, ICCR; <http://www.iccr-international.org/echp>) teil. Als Sekundärdaten des österreichischen Teils verfügbar sind derzeit fünf Wellen, die Wellen 2 (=1995) bis 6 (=1999)⁷. Im Durchschnitt wurden je Welle 3100 Haushalte und 6900 Personen befragt. In der ersten Welle waren es 3380 Haushalte und 7437 Personen, in der letzten verfügbaren Welle 2815 Haushalte und 6246 Personen. Befragt wurden in einem Haushalt Personen ab 16 Jahren bzw. im Falle einer Erwerbstätigkeit ab 15 Jahren. Pro Jahr scheiden ungefähr 10% der Personen aus (Till 2001: 65). Für sechs Jahre ergibt dies einen Schwund von 40% der ursprünglichen Nettostichprobe. Dieser wurde dadurch reduziert, dass bei der Befragung mit einem größeren Pool von zu befragenden Haushalten (=registrierte Haushalte) begonnen wurde, auf den in den folgenden Zeitpunkten bei der Befragung zurückgegriffen wurde. D.h., dass nicht alle 1999 befragten Haushalte und Personen in allen sechs Wellen befragt wurden.

Wie in anderen Querschnitts- und Panelstudien (zusammenfassend Rendtel 1990, Diekmann 1995: 359-369; Schnell/Hill/Esser 1999: 286-299) sind die Ausfälle nicht zufällig, sondern weisen systematische Muster auf.⁸ Höhere Ausfallraten (Till 2001: 61-70; und eigene, hier nicht wiedergegebene Analysen) traten im österreichischen ECHP bei schlechtem Wohnungsstandard, bei Migranten, bei Erwerbslosen, bei jüngeren (bis einschließlich 35 Jahre) und bei älteren Befragten (65 Jahre und älter), bei Personen im unteren Einkommensbereich sowie in Gemeinden mit 10.000 und mehr BewohnerInnen auf. Vermehrte Ausfälle ließen sich aber auch bei höher Gebildeten beobachten.

Geht man der Frage nach, welche Konsequenzen diese Ausfälle für die vorliegenden Analysen haben können, sind drei Aspekte zu unterscheiden: (a) Auswirkungen auf die Verteilung der unmittelbar betroffenen unabhängigen Variablen, (b) Auswirkungen auf die Verteilung der abhängigen Variablen und (c) Auswirkungen auf die Zusammenhänge zwischen den Variablen.

Die Auswirkungen der genannten systematischen Ausfällen auf die jeweils betroffene unabhängige Variablen sind einfach zu benennen: Korrelieren die Ausfälle positiv mit der betroffenen Variablen (z.B. bei Bildung, Gemeindegröße) wird der Mittelwert unterschätzt. Im umgekehrten Fall (negative Korrelation wie beim Einkommen, Migrationsstatus usw.) werden Mittelwerte überschätzt. Unabhängig von der Richtung der Korrelation findet eine Unterschätzung der Standardabweichung statt (Lessler/Kalsbeek 1992: 138-153). Die Auswirkungen auf die Verteilungskennwerte der abhängige Variablen hängen vom Ausmaß der Ausfälle sowie von der Stärke und der Richtung des Einflusses der von systematischen Ausfällen betroffenen unabhängigen Variablen ab. Im ECHP sind Faktoren wirksam, die sich zum Teil gegenseitig aufheben. Häufigere Ausfälle bei schlechtem Wohnungsstandard, bei Migranten, bei Erwerbslosen und Personen mit geringem Einkommen dürften zu Ausfällen von Jugendlichen mit einer geringeren schulischen Partizipation führen, während häufigere Ausfälle in größeren Gemeinden mit einer besseren Versorgung mit AHS und von höher Gebildeten in Ausfällen höher gebildeter Jugendlicher resultieren dürften.

⁷ In der Zwischenzeit ist auch Welle 7 verfügbar.

⁸ Die ermittelten Zusammenhänge sind aber - insgesamt betrachtet - nicht besonders stark. Till (2001: 70) berichtet erklärte Varianzen von maximal 7%. Eigene Analysen erbrachten erklärte Varianzen (R^2 nach Nagelkerke) von maximal 5% auf Haushaltsebene und von maximal 3% auf Personenebene.

Die Auswirkungen auf die Zusammenhänge der untersuchten Variablen hängen u.a. davon ab, ob in der Gruppe der Nichtteilnehmer (Ausfälle) dieselben Zusammenhänge bestehen wie in der Gruppe der Teilnehmer. Diese Annahme wäre beispielsweise verletzt, wenn die Ausfälle bei den höher gebildeten Eltern darauf auf einen geringen Schulerfolgung ihrer Kinder zurückzuführen wäre. In diesem Fall würden die systematischen Ausfälle zu einer Verstärkung des Zusammenhangs zwischen Bildung der Eltern und der Schulpartizipation der Kinder führen. Das Ausmaß der Verzerrung hängt des weitern vom Ausmaß der Verzerrungen der Verteilungskennwerte ab (Lessler/Kalsbeek 1992: 153-160). Stärke und Richtung der Verzerrungen lassen sich allgemein nur durch eine sehr komplexe Formel angeben (ebenda). Zur Veranschaulichung der Effekte haben wir einige Simulationsstudien durchgeführt (hier nicht wiedergegeben). Dabei ergaben sich nur geringe Verzerrungen, sofern nicht extremen Situationen vorliegen. Liegen beispielsweise ca. 30% Ausfälle vor, die mit der unabhängigen Variablen (z.B. Einkommen) sehr stark mit 0,536 korrelieren, so reduziert sich eine Ausgangskorrelation von Einkommen und Bildungspartizipation von 0,377 auf 0,360. Erst bei noch stärkeren Korrelationen der Ausfälle mit einer unabhängigen Variablen ergeben sich deutlichere Verzerrungen. Dennoch können wir Verzerrungen von Zusammenhängen durch Ausfälle nicht ausschließen. Für das Geschlecht können sie sogar empirisch nachgewiesen werden (siehe Anhang A2). In den weiterführenden höheren Schulen sind Mädchen überrepräsentiert mit der Folge, dass der Geschlechtseffekt überschätzt wird. Auch bei den Migranten liegen systematische Ausfälle und Verzerrungen vor, die zu einem insignifikanten Effekts führen (siehe dazu später). Die vorhandenen Verzerrungen dürfen aber – und dies machen die Simulationsstudien deutlich - auch nicht überbewertet werden. Insgesamt vermittelt das ECHP ein relativ brauchbares Bild der Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem (siehe Anhang A2).

3.2. Analysepopulation und Untersuchungsvariablen

In die Analyse wurden die mit mindestens einem Elternteil zusammenlebenden zum Befragungszeitpunkt 16- bis 19jährigen einbezogen. Untersucht wurden die Jahre 1996 bis 1999. Durch die getroffene Altersspezifikation lässt sich der Verbleib im weiterführenden Schulsystem relativ gut abbilden. Durch die für die Analyse notwendige Zusatzanforderung, dass der Befragte noch mit mindestens einem Elternteil zusammenleben muss, ergeben sich

nur geringfügige Einschränkungen, da etwa 95% der befragten Jugendlichen dieser Altersgruppe noch bei ihren Eltern leben. Tendenziell ergibt sich dadurch eine leichte Überschätzung des Anteils der Jugendlichen, die eine weiterführende Schule besuchen.

Von den in die Analyse einbezogenen Jugendlichen (n=1483, siehe Tabelle 2) besuchen 44,8% zu den Erhebungszeitpunkten 1996 bis 1999 oder im jeweils vorausgehenden Jahr⁹ eine weiterführende Schule (mit Maturabschluss)¹⁰.

Tabelle 2: Weiterführender Schulbesuch (BILD_K) der 16- bis 19jährigen nach Erhebungsjahr (Spaltenprozente)

Besuche einer AHS-Oberstufe oder BHS (BILD_K)	1996	1997	1998	1999	Gesamt
nein (a)	53,5%	52,9%	55,5%	58,8%	55,2%
ja	46,5%	47,1%	44,5%	41,2%	44,8%
Gesamt	100 (n=355)	100% (n=357)	100% (n=371)	100% (n=371)	100% (n=1454)

$\chi^2=3,1$ (p=,383)¹¹; gewichtet mit der Variablen PSPW (Gewichte für Stichprobenpersonen)¹² für das jeweilige Jahr. (a) einschließlich Antwortverweigerungen.

Als unabhängige Variablen wurden die in der Übersicht 1 wiedergegebenen Variablen einbezogen. Sie wurden den Dateien EU3PR_EXT.SAV, EU4PR_EXT.SAV usw. entnommen. Die zeitlich variablen Angaben, wie z.B. die mütterliche Erwerbstätigkeit, beziehen sich jeweils auf das Erhebungsjahr. Bei den Eltern der in die Analyse einbezogenen Jugendlichen überwiegt eine mittlere Bildung (Lehrabschluss oder BMS = 52,7%). Die

⁹ Die Frage für das Erhebungsjahr t lautete (1996 Frage 123) "Haben Sie irgendwann in t-1 oder in t eine Schule besucht, studiert oder standen Sie in Lehrausbildung?". Beginn, Ende und Art der Ausbildung wurden in Folgefragen erhoben.

¹⁰ Diese Variable steht im europäischen Datensatz nicht zur Verfügung. Sie wurde aber unbürokratisch vom IFS zur Verfügung gestellt. Ich kann – auch wegen des qualifizierten Service - nur alle interessierten KollegInnen ermutigen, den österreichischen Teil des ECHP für Sekundärdaten stärker zu nutzen.

¹¹ Signifikante Unterschiede auf der Grundlage eines Chi-Quadrat-Tests nach Erhebungsjahren gibt es nicht. Der in der Tabelle 2 erkennbare Abwärtstrend beim Besuch einer AHS-Oberstufe oder BHS ist nicht signifikant und sollte daher auch nicht überinterpretiert werden. Er ist darauf zurückzuführen, dass sich die im vorausgehenden Abschnitt genannten gegenläufigen Verzerrungen nicht aufheben, sondern die Ausfälle in größeren Gemeinden und von höher Gebildeter überwiegen.

¹² Die Gewichtung versucht durch das Stichprobendesign und Stichprobenausfälle bedingte Verzerrungen auszugleichen (IFS 2001b: 20; Till 2001).

beruflichen Tätigkeiten streuen breit: 30,1% üben eine Tätigkeit mit einem mittleren Anforderungsprofil (vergleichbar einem Meister) aus. 22,3% sind einfache Angestellte oder Facharbeiter. Das durchschnittliche monatliche Erwerbseinkommen liegt bei etwa öS 25.000 (ca. 1.800 Euro). 48,1% der Zielpersonen sind weiblich, 4,1% stammen aus "Gastarbeiterfamilien". Zwei Drittel haben eine erwerbstätige Mutter, 15,1% leben in einem Alleinerzieherhaushalt. In den Haushalten der befragten Jugendlichen leben im Durchschnitt 2,0 Kinder bis 19 Jahre, d.h. die Befragten leben im Durchschnitt mit einem Geschwister zusammen.

Übersicht 1: Unabhängige Variablen der Analyse

Variablen (a)	Definition/Operationalisierung	Skalenwerte	Anteilswerte bzw. Mittelwert (b) n=1377-1483
klassische bzw. alte Dimensionen der sozialen Ungleichheit			
höchste Bildung der Eltern (BILD)	Einelternfamilie: Bildung des Vaters oder der Mutter / Zweielternfamilie: Bildung des Elternteils mit der höchsten Bildung	Pflichtschule (=1)	16,0%
		Lehre/BMS (=2)	52,7%
		Matura/höher (=3)	<u>31,3%</u>
			100%
berufliche Position der Eltern (STATUS)	Einelternfamilie: berufliche Position des Vaters oder der Mutter / Zweielternfamilie: berufliche Position des Vaters; falls nicht bekannt berufliche Position der Mutter	Hilfstätigkeit (=1)	24,7%
		Facharbeiter/einf. Angest. (=2)	22,3%
		mittlere Tätigkeit/Meister (=3) (c)	30,1%
		höhere Tätigkeit (=4)	11,3%
		hochqualifizierte Tätigkeit (=5)	11,5%
Erwerbs- einkommen (EINK)	Einelternfamilie: Erwerbseinkommen des Vaters oder Mutter /Zweielternfamilie: Summe der Erwerbseinkommen beider Elternteile (beim Fehlen einer Erwerbstätigkeit eines Elternteils wurde dessen Einkommen gleich 0 gesetzt.)	in öS	25.358,3
neue Dimensionen der sozialen Ungleichheit			
Geschlecht der Zielperson (GESCHL_K)	direkt befragt	0=männlich 1=weiblich	48,1%

Migrantenstatus der Eltern ("Gast- arbeiterInnen") (MIGRA)	Einelternefamilie: Elternteil kommt nicht aus der EU oder einem EFTA-Land / Zweiteltefamilie: beide Elternteile kommen nicht aus der EU oder einem EFTA-Land	0=nein 1=ja	4,1%
Erwerbstätigkeit der Mutter (MERW)	im Datensatz vorhanden	0=nein 1=ja	66,9%
Alleinerzieher- haushalt (ALLEIN)	im Haushalt lebt nur ein Elternteil	0=nein 1=ja	15,1%
Zahl der Kinder bis 19 Jahre (KIND19)	im Datensatz vorhanden	Anzahl	2,0
Einwohnergröße (EINW)	Haushalt liegt einer Gemeinde mit 10.000 und mehr Einwohnern	0=nein 1=ja	39,1%

(a) Die Bezeichnungen in Klammern beziehen sich auf die Variablenbezeichnung der Abbildung 1; (b) bei dichotomen Variablen wird der Anteilswert der 1-Ausprägung in % angeführt; (c) einschließlich Landwirte und Selbständige

Über den Erhebungszeitraum hinweg sind die Verteilungen der untersuchten Variablen konstant, d.h. es treten keine Unterschiede nach Erhebungsjahr auf mit einer Ausnahme: 1998 liegt mit 72% eine signifikant hohe mütterliche Erwerbsbeteiligung vor.

3.3. Statistische Datenanalyse

Zur Bestimmung des Einflusses der untersuchten Dimensionen der sozialen Ungleichheit auf die Bildungspartizipation wurde eine explorative Pfadanalyse (Holm 1977) gerechnet. Dabei wurde in einem ersten Rechenschritt angenommen, dass alle in der Übersicht 1 angeführten Variablen die abhängige Zielvariable Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem (BILD_K) beeinflussen. Für die weiteren Rechengänge wurde das Geschlecht des "Zielkinds" (GESCHL_K) eliminiert. In einem zweiten Rechenschritt wurde die Annahme getroffen, dass das Einkommen (EINK) von allen verbleibenden anderen unabhängigen Variablen abhängt (also von den Variablen STATUS, MERW, MIGRA, EINW, BILD, KIND19 und ALLEIN). In einem dritten Schritt wurde der berufliche Status (STATUS) als abhängige Variable untersucht. Als unabhängige Variablen wurden alle verbleibenden Variablen (MERW, MIGRA, EINW, BILD, KIND19 und ALLEIN) betrachtet. Schließlich wurde noch eine letzte Analyse mit der mütterlichen Erwerbstätigkeit als abhängiger Variablen gerechnet. Als unabhängige Variablen gingen in die Analyse die Variablen

MIGRA, EINW, BILD, KIND19 und ALLEIN ein. Als Kontrollvariable wurde in alle Analysen das Erhebungsjahr (JAHR) einbezogen.

In allen Analysen wurde ein lineares Regressionsmodell gerechnet. Da dies für dichotome Variable, wie für unsere Zielvariable BILD_K, nicht unproblematisch ist¹³, wurden die Ergebnisse auch durch eine logistische Regression abgesichert. Diese führte zu keinen substantziellen Änderungen. Alle Variablen, denen in der linearen Regression ein signifikanter Einfluss zukam, waren mit einer Ausnahme auch in der logistischen Regression signifikant. Die Ausnahme: In der linearen Regression liegt der Effekt der Gemeindegröße knapp unter dem Schwellenwert von 5% für das Fehlerniveau und ist statistisch signifikant. In der logistischen Regression wird dieser Schwellenwert überschritten und die Gemeindegröße ist insignifikant. Umgekehrt blieben alle Variablen mit einer insignifikanten Wirkung in der linearen Regression bei der logistischen Regression ebenfalls insignifikant¹⁴.

Für die Ergebnisdarstellung wurde der linearen Regression der Vorzug gegeben, da die Regressionskoeffizienten einfacher zu interpretieren sind als bei der logistischen Regression. In der linearen Regression ist die durch eine unabhängige Variable ausgelöste Veränderung in der abhängigen Variablen konstant und gleich dem Regressionskoeffizienten. Im Unterschied dazu hängt bei der logistischen Regression die Veränderung der abhängigen Variablen vom Regressionskoeffizienten und von deren Ausgangswahrscheinlichkeit ab (Jagodzinski/Klein 1996: 55).¹⁵

¹³ Die Modellannahme der Varianzheterogenität ist automatisch verletzt (Holm 1977). Als Folge wird die Residuenvarianz falsch geschätzt und statistische Tests sind strenggenommen nicht mehr zulässig (Johnston 1984: 291).

¹⁴ Wiederum gab es eine Ausnahme: Der Einfluss des Erhebungsjahres wird bei der logistischen Regression signifikant. Die Ursache dieser Differenzen liegt aber nicht im Verfahren (lineare vs. logistische Regression) begründet, sondern in der Behandlung fehlender Werte. Wird für beide Verfahren (bei der logistischen Regression ist nur die Methode des fallweisen Ausscheidens vorgesehen) dieselbe Methode zur Behandlung fehlender Werte (fallweises Ausscheiden) definiert, sind die Ergebnisse identisch.

¹⁵ Für die lineare Regression $y = a + b \cdot x$ gilt $\frac{\partial y}{\partial x} = b$. Für die logistische Regression $\ln(p/1-p) = a + b \cdot x$ ist die erste Ableitung gleich $\frac{\partial p}{\partial x} = b \cdot p \cdot (1-p)$ (Jagodzinski/Klein 1996: 55). In der logistischen Regression besteht daher eine implizite Interaktion zwischen den unabhängigen Variablen (ebenda). Die Interpretation der Stärke hängt von der Ausgangswahrscheinlichkeit p ab.

Dargestellt werden die Ergebnisse bei Verwendung der Methode des paarweisen Ausscheidens. Für die abhängige dichotome Variable "Bildungspartizipation" wurde neben der erklärten Varianz (R^2) noch der einfacher zu interpretierende Prozentsatz richtiger Prognosen¹⁶ berechnet.

4. Ergebnisse

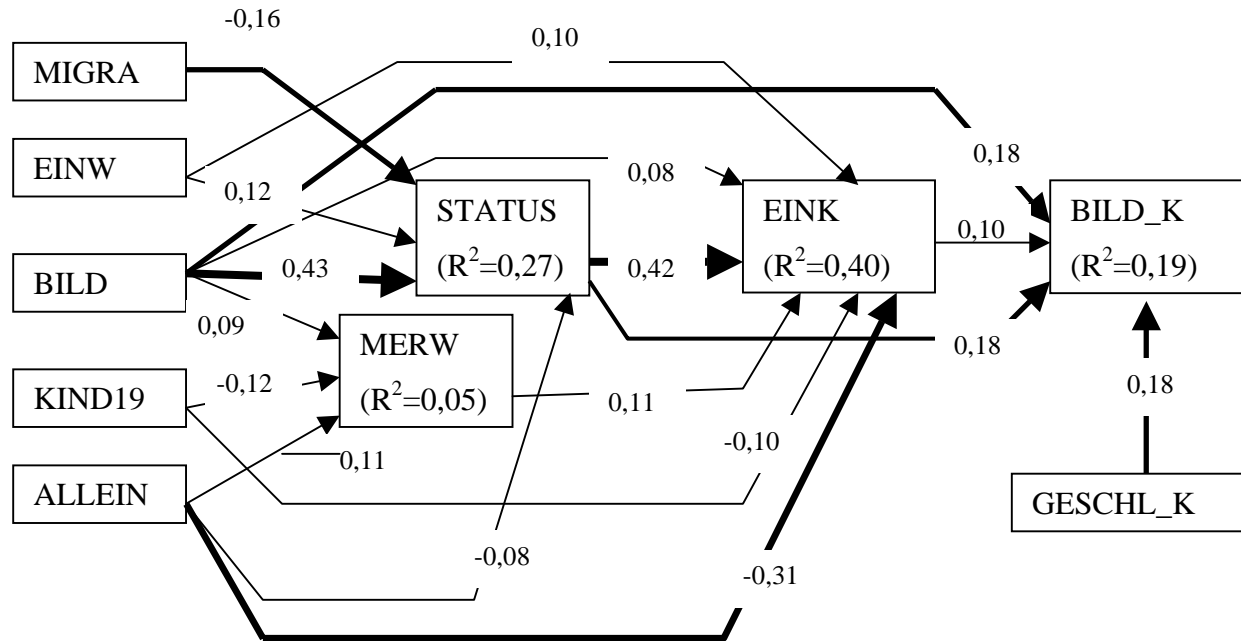
Abbildung 1 fasst die Ergebnisse der Pfadanalyse zusammen. Damit können wir die im ersten Abschnitt formulierte Frage nach der Stärke des Zusammenhangs zwischen Ungleichheitsdimensionen und Bildungspartizipation beantworten. Die erklärte Varianz beträgt ,19 bzw. 19% (multipler Korrelationskoeffizient = ,44). Dieser Wert ist für sozialwissenschaftliche Umfragen befriedigend, insbesondere wenn bedacht wird, dass auch bei den hier angenommen direkten Effekten (wie z.B. von Geschlecht auf Bildungspartizipation) eine Reihe von Variablen, wie Einstellungen zum Bildungssystem, (Freizeit-)aktivitäten, Bewertung der Bildungskosten, Gefahr des Statusverlustes usw. zwischengeschaltet sind (siehe dazu unten). Die Erklärungskraft kann – wie im Methodenteil erörtert – durch den Prozentsatz richtiger Prognosen verdeutlicht werden. Dieser Wert beträgt 71,1%: Bei 71% der Befragten wird der Schulbesuch (AHS-Oberstufe/BHS ja oder nein) richtig vorhergesagt (Prognosekraft des Nullmodells ohne erklärende Variablen = 55,2%; relative Verbesserung = 28,8%).

¹⁶ Der Prozentsatz richtiger Prognosen ist definiert als

$$P = \sum_{i=1}^n (1 - |y_i - \hat{y}_i|),$$

wobei y_i der für den Fall i empirisch beobachtete Wert ist. y_i ist 0 oder 1. \hat{y}_i ist der durch die Regressionsrechnung prognostizierte Wert. Er erhält den Wert 1, wenn der Prognosewert größer 0,5 ist, sonst den Wert 0.

Abbildung 1: Ergebnisse der Pfadanalyse



MIGRA = Migrationshintergrund

EINW = Einwohnerzahl

BILD = höchste Bildung der Eltern

KIND19 =Zahl der Kinder bis 19 Jahre

ALLEIN = Alleinerzieherhaushalt

STATUS = berufliche Position der Eltern

EINK =Erwerbseinkommen der Eltern

MERW = mütterliche Erwerbstätigkeit

BILD_K = Bildungspartizipation des Kindes

GESCHL_K = Geschlecht des Kindes

Untersucht man, welche Variablen auf die Bildungspartizipation (BILD_K) direkt einwirken, so sind dies zum einen die drei klassischen Ungleichheitsdimensionen elterliche Bildung (BILD), elterlicher beruflicher Status (STATUS) und elterliches Einkommen (EINK) und zum anderen das Geschlecht der befragten Person (GESCHL_K) als neue Ungleichheitsdimension¹⁷. Hinzu kommt noch ein signifikanter direkter Einfluss der Gemeindegröße (EINW; siehe Anhang A1), der aus Gründen der Übersichtlichkeit in die

¹⁷ Geschlecht, ethnische, regionale und nationale Zugehörigkeit sowie Alter werden als "neue" Ungleichheitsdimensionen bezeichnet, weil sie von der Sozialstrukturanalyse erst später als die klassischen Ungleichheitsdimensionen "Bildung", "Einkommen" und "Beruf" systematisch untersucht wurden (Geißler 1990, 2002: 136; Hradil 1987: 40). Das bedeutet nicht, dass es diese Ungleichheiten nicht bereits früher gegeben hätte. Vielmehr ist das Gegenteil der Fall.

Abbildung 1 nicht eingezeichnet wurde.¹⁸ (Eingetragen wurden in der Abbildung 1 nur signifikante Koeffizienten mit einem Absolutbetrag größer ,08).

Die Bildungspartizipation in weiterführenden Schulen hängt somit in erster Linie von der sozialen Herkunft und dem Geschlecht ab, von untergeordneter Bedeutung sind regionale Ungleichheiten (einschränkend hierzu siehe die Ausführungen am Ende des Abschnitts). Der Koeffizient des Geschlechts von ,18 bedeutet, dass Mädchen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit eine weiterführende Schule mit Matura besuchen. In Prozentpunkten ausgedrückt beträgt der um den Einfluss anderer Variablen bereinigte Unterschied 18% (siehe Tabelle 3)¹⁹. Auf den ersten Blick sind somit nicht Mädchen im Bildungssystem benachteiligt, sondern Buben. Ein genauerer Blick zeigt aber, dass umgekehrt auch mehr Mädchen als Buben nach Abschluss der Pflichtschule keine weitere Ausbildung absolvieren, also auch keine Lehre machen (Schlögl/Wieser 2002: 490). Nach Angaben von Schwarz/Spielauer/Städtner (2002: 16) sind dies in der Geburtskohorte der 1956 bis 1975 Geborenen bei den Mädchen 21,5%, bei den Burschen dagegen "nur" 11,8%.²⁰

Tabelle 3: Schulbesuch in Abhängigkeit vom Geschlecht (bivariat und multivariat)

Geschlecht	AHS-Oberstufe oder BHS			
	bivariat	Differenz	multivariat (a)	Differenz
männlich (n=753)	35,6%	} 20,0%	36,2%	} 17,9%
weiblich (n=701)	55,6%		54,1%	
Gesamt (n=1454)	44,8%		44,8%	

(a) bereinigt um den Einfluss der anderen unabhängigen Variablen. Die Werte wurden über die Regressionsgleichung $\hat{y} = a_o + \sum b_i \cdot x_i$ berechnet. Für alle Variablen x_i – ausgenommen dem Geschlecht – wurden die Mittelwerte eingesetzt, für das Geschlecht die Werte 0 (=männlich) und 1 (=weiblich).

¹⁸ siehe dazu die Ausführungen in Abschnitt 3.3. Der Effekt wird insignifikant, wenn zur Behandlung fehlender Werte an Stelle des paarweisen Ausscheidens die Methode des fallweisen Ausschlusses gewählt wird. Der Effekt ist somit auch nicht stabil.

¹⁹ Dieser Wert ist gleich dem unstandardisierten Regressionskoeffizienten der Variablen multipliziert mit 100 (siehe Anhang A1)

²⁰ Alarmierend hohe Zahlen, denen man mehr Aufmerksamkeit schenken sollte.

Diese Entwicklung der ungleichen Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem nach Geschlecht lässt sich auch mit der österreichischen Schulstatistik gut dokumentieren (siehe Tabelle 4).

Tabelle 4: Frauenanteil im weiterführenden Schulsystem und an den Maturanten (Abiturienten) in Österreich

Anteil von Mädchen/Frauen in %					
Jahr	AHS-Oberstufe	BHS	AHS-Oberstufe und BHS	Jahr	Maturanten
1961/62	37,4	29,2	34,0	1960	37,9
1971/72	44,9	31,4	38,9	1970	34,1
1981/82	50,4	44,0	46,6	1980	49,1
1991/92	53,6	46,7	48,9	1990	52,3
1996/97	54,5	47,6	49,9	1996	54,2
2000/01	55,4	50,1	51,7	2000	57,1

Quelle: Statistik Austria 2002: 75, 99, 151; eigene Berechnungen

Lag der Mädchenanteil in der BHS und der AHS-Oberstufe im Schuljahr 1961/62 noch bei 34%, so stieg er 1971/72 bereits auf 39% an und erreichte 1996/97 die 50%-Marke, die 2000/2001 überschritten wurde. In der AHS-Oberstufe wurde die 50%-Marke bereits Anfang der 80er Jahre erreicht. Auch der Anteil von Maturatinnen hat seit 1960 kontinuierlich zugenommen. Seit 1980 liegt der Wert über den Anteilswerten der Frauen im weiterführenden Schulsystem. Mädchen schließen somit auch erfolgreicher die weiterführenden Schulen mit der Matura ab. 2000 waren 57% der Maturanten weiblich. Im Vergleich zu den ECHP-Daten sind die Unterschiede in der Bildungspartizipation zwischen den Geschlechtern geringer. Dies ist darauf zurückzuführen, dass im ECHP die Mädchen in der BHS/AHS-Oberstufe überrepräsentiert sind (siehe Anhang A2).

Die Ursachen für den höheren Mädchenanteil sind bisher nur mangelhaft erforscht, da es sich um ein relativ neues Phänomen handelt. Die nachfolgenden Ausführungen haben daher nur explorativen und exemplarischen Charakter.

Erklärbar ist meiner Meinung nach der in unserer Analyse gefundene Effekt des Geschlechts zum einen strukturell: Buben finden nach wie vor attraktivere Lehrberufe vor, die Mädchen immer noch verwehrt sind. Zum anderen lässt sich der Effekt mit dem in der deutschen PISA-Studie ermittelten Pfadmodell (Tillmann/Meier 2001: 500-502) begründen. Entsprechend

diesem Modell hängen die Testergebnisse neben der Schulform von Einstellungen, (Freizeit-) Präferenzen und (Freizeit-)Aktivitäten der Jugendlichen ab. Als relevante Einstellungsvariablen werden abweichende Orientierungen angeführt (ebenda). Obwohl diese Variable nicht genauer definiert wird, lässt sich vermuten, dass damit Einstellungen zu Schul- und Leistungsnormen gemeint sind. Bei den Präferenzen und Aktivitäten wird auf die Bedeutung des Lesens in der Freizeit, auf "kulturelle" Aktivitäten der Jugendlichen, wie dem Besuch eines Theaters, eines Konzerts usw.²¹, und auf den "kulturellen" Besitz in der Familie (Vorhandensein von Literatur, Musikinstrumenten usw.) verwiesen. Greift man die Grundgedanken dieses Modells auf, so lassen sich die Geschlechtsunterschiede dadurch erklären, dass Mädchen vermutlich (a) eine geringere normative Abweichungen haben, die Schul- und Leistungsnormen also positiver beurteilen, und sie (b) – wie auch zahlreiche Studien (Hahn/Heinzlmaier/Zentner 1999 für Jugendliche; Nagl/Kirchler 1994 für Zehnjährige) zeigen - in ihrer Freizeit häufiger Aktivitäten ausüben, die den Schulerfolg fördern, wie Lesen, Besuch eines Theaters, von Museen usw.

Sollte diese Erklärungsskizze zutreffend sein, so stellt sich – wie einer der anonymen Gutachter zu Recht anmerkte - die Frage, warum heute im Unterschied zu früher geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Bildungspartizipation wirksam werden und in einer stärkeren Bildungsbeteiligung der Mädchen in weiterführenden Schulen resultierten. Über Antworten können wegen der defizitären Forschungslage (siehe oben) nur Vermutungen angestellt werden. Meines Erachtens lassen sich hierfür - ohne Anspruch auf Vollständigkeit zu erheben - folgende Erklärungen anführen:

- Geschlechtsspezifische Unterschiede in den für die Bildungspartizipation relevanten Einstellungen und Verhaltensweisen haben in den letzten Jahren zugenommen: Mädchen haben heute möglicherweise eine stärkere Bildungsorientierung als noch vor einigen Jahren, das Freizeitverhalten ist in den letzten Jahren noch geschlechtsspezifischer geworden und die Unterschied in der kulturellen Praxis zwischen Burschen und Mädchen haben zugenommen.²²

²¹ Auch der Besuch eines Kinos wird von den Autoren als "kulturelle" Aktivität bezeichnet.

²² Als ein Hinweis für die Brauchbarkeit dieser Erklärung lässt sich (meine subjektive) Beobachtung anführen, dass Spielzeugindustrie und Kinderbuchverlage verstärkt geschlechtsspezifische ausgerichtete Produkte (z.B. Techniklego für Buben und Lego-Puppen für Mädchen) anbieten. Inwiefern auch Fernsehserien, in den Frauen erfolgreiche Anwälte sind, einen Einfluss auf die Bildungsaspirationen haben, wäre ebenfalls interessant zu

- Ein Grund hierfür könnte die Tendenz sein, dass Eigenverantwortung, Selbstlern- und Selbstbildungsprozesse sowie soziale Unterstützung durch Peers/Freunde bei Kindern und Jugendlichen in den letzten Jahren wichtiger geworden sind²³. Diese Veränderungen konnten Mädchen – so lässt sich vermuten – besser bewältigen als Burschen. Mädchen verfügen häufiger über ein soziales Netzwerk, das den Schulerfolg fördert. Zugute kommt den Mädchen hier möglicherweise auch, dass sie nach wie vor zur mehr Selbständigkeit erzogen werden.
- In den Schulen wird wieder mehr Wert auf Leistung und Konformität gelegt, möglicherweise als Folge einer verschärften Konkurrenzsituation, einer allgemeinen Renaissance des Leistungsbegriffs²⁴ und von klassischen Tugenden, gescheiteter Reformbestrebungen u.ä. Gleichzeitig hat sich die Jugendphase und damit die Phase der jugendlichen Devianz bei Burschen verlängert. Sie beginnt heute deutlich früher (z.B. mit 13 statt mit 15 Jahren) und endet später (z.B. mit 20 statt mit 18) (siehe dazu Elliot u.a. 1998) mit der Folge, dass Burschen über einen längeren Zeitraum hinweg deviante Verhaltensweisen zeigen.

Normative Abweichungen, (Freizeit-)aktivitäten und –präferenzen sind auch geeignet, um die Effekte der klassischen Schichtungsdimensionen zu erklären. Die Ergebnisse der Abbildung 1 besagen, dass die Bildungspartizipation zunimmt, wenn die Eltern eine höhere Schulbildung aufweisen, einen Beruf mit einem höheren Status ausüben und/oder ein höheres Einkommen haben. Eine um einen Grad höhere Bildung der Eltern (also entweder eine Lehre/BMS im Unterschied zu einem Pflichtschulabschluss oder eine Matura im Unterschied zu einer Lehre/BMS) erhöht die Wahrscheinlichkeit des Besuchs einer AHS-Oberstufe/BHS um 13% (siehe Tabelle 5 und Tabelle A1 im Anhang A). Das Einkommen wirkt am schwächsten von den drei klassischen Ungleichheitsdimensionen. Der standardisierte Regressionskoeffizient hat einen Wert von ,10 (siehe Abbildung 1). Da von der restriktiven Budgetpolitik auch der

untersuchen. Möglicherweise setzt sich bei den Mädchen auch zunehmend die Einsicht durch, dass Bildung für ein unabhängiges und finanzielles Leben notwendig ist.

²³ Diese Tendenz ist in Zusammenhang zu sehen mit einer zunehmenden Auslagerung schulischer Erziehungsaufgaben, der zunehmende mütterliche Erwerbstätigkeit sowie mit einem geänderten Sichtweise von Kindern und Jugendlichen als aktiv Handelnde, wie sie auch von der Kindheitsforschung eingefordert wurde.

²⁴ Als Indikator für die Renaissance des Leistungsbegriffs lassen sich Erziehungsratgeber anführen, die Eltern empfehlen, ihre Kinder zu fordern und zu fördern, und nicht zu verwöhnen.

Bildungsbereich betroffen ist, ist zu befürchten, dass in Zukunft das Einkommen einen stärkeren Einfluss auf die Bildungsbeteiligung haben wird.

Tabelle 5: Schulbesuch in Abhängigkeit von der Bildung der Eltern (bivariat und multivariat)

Bildung der Eltern	Besuch einer AHS oder BHS			
	bivariat	Differenz	multivariat (d)	Differenz
geringe Bildung (a) (n=233)	26,4%	} 9,6%	29,6%	} 13,2%
mittlere Bildung (b) (n=769)	36,0%		42,8%	
hohe Bildung (c) (n=452)	69,2%	} 33,2%	56,0%	} 13,2%
Gesamt (n=1191)	44,8%		44,8%	

(a) kein Abschluss, Abschluss der Pflichtschule; (b) Lehrabschluss, Abschluss einer BMS; (c) Matura oder höher, (d) zur Berechnung der bereinigten Prozentwerte siehe Anmerkungen zur Tabelle 3.

Die stärksten Wirkungen gehen derzeit vom Geschlecht des Kindes, von der elterlichen Bildung und der elterlichen beruflichen Position aus. Die standardisierten Regressionskoeffizienten haben jeweils einen Wert von ,18. Status und Bildung der Eltern wirken zudem noch indirekt. Ihnen kommt daher die größte Gesamtwirkung zu. Eltern mit einem höheren beruflichen Status verdienen mehr, was neben der direkten Wirkung des beruflichen Status auf die Bildungspartizipation die Partizipationsquote über das Einkommen zusätzlich erhöht. Bei der Bildung liegen zwei indirekte Effekte vor. Eltern mit höherer Bildung haben erstens einen höheren beruflichen Status, folglich eine höhere Partizipation. Zweitens verdienen sie auch mehr, was zu einem weiteren Anstieg der Bildungsbeteiligung in weiterführenden Schulen führt. Der Gesamteffekt der Bildung beträgt 23,7% (siehe Tabelle A1 im Anhang A). Davon entfallen 13,2% (bezogen auf 23,7% also ungefähr 55,7%) auf die direkte Wirkung, die verbleibenden 10,5% (also 44,3%) auf die indirekten Wirkungen.²⁵

Die direkte Wirkung der Bildung lässt sich mit Bezugnahme auf obige für das Geschlecht angeführte Erklärungsskizze dadurch erklären, dass in höheren Bildungsschichten häufiger "kulturelle" Aktivitäten ausgeübt werden, die den Schulerfolg fördern. Der Statureffekt lässt sich möglicherweise darauf zurück führen, dass bei einem höheren beruflichen Status die normativen Abweichungen geringer sind, da die Gefahr eines Statusverlustes in höheren beruflichen Positionen schwerwiegender beurteilt wird (Becker 2000: 455).

²⁵ Ein Gutachter hat angeregt, den Bildungseffekt der Mutter und des Vaters getrennt zu untersuchen. Die Hypothese des Gutachters, dass Mütter einen stärkeren Einfluss auf den Besuch einer weiterführenden Schule mit Matura haben, lässt sich nicht bestätigen. Die direkten standardisierten Pfadkoeffizienten sind ,161 für den Vater und ,150 für die Mutter. Die Korrelation zwischen Bildung und schulischer Partizipation des Kindes nimmt Werte von ,293 für die Bildung des Vaters und ,227 für die Bildung der Mutter an.

Der Einkommenseffekt schließlich lässt sich möglicherweise dadurch erklären, dass die anfallenden Bildungskosten (einerseits direkte Kosten, andererseits entgangenes Erwerbseinkommen) in unteren Einkommenslagen stärker ins Gewicht fallen und daher nur bei sehr guten Noten eine Entscheidung für einen weiterführenden Schulbesuch getroffen wird (Becker 2000: 452-453).

Zu der bisherigen Erklärungsskizze lässt sich – wie dies einer der anonymen Gutachter tut – anmerken, dass sie vor allem jene Bedingungen hervorhebt, die Schulleistungen und den Schulerfolg fördern. Diesem Einwand ist zuzustimmen. Neben den angenommenen Zusammenhängen sind weitere Wirkungszusammenhänge denkbar. So lässt sich von der Annahme ausgehen, dass sich das kulturelle oder soziale Kapital, wie z.B. die Art der Kommunikation zwischen Lehrern und Eltern, die Bildungsaspirationen der Peers, direkt auf die Entscheidung für und einen Verbleib im weiterführenden Schulsystem auswirken und nicht nur indirekt über Schulleistungen. Mein Ziel war es aber nicht, ein umfassendes Erklärungsmodell zu entwickeln, sondern ein einfaches und sparsames Modell zu verwenden, das von empirisch bewährten Zusammenhängen ausgeht. Zum besseren Verständnis des Modells und der berechtigten Kritik des Gutachters, ist das von mir verwendete Modell im Anhang A3 dargestellt. Ihm liegen die Forschungsarbeiten von Becker u.a. (Becker/Nietfeld 1999, Becker 2000) und Tillmann/Meier (2001) zu Grunde sowie ältere Befunde der schichtspezifischen Sozialisationsforschung (zusammenfassend Hradil 1999). Die genannten Forschungsarbeiten stützen sich auf unterschiedliche Theorien. Becker verwendet RC-Theorien (kritisch hierzu Haller 2001), Tillmann und Meier (2001: 500-502) greifen auf die kulturelle Kapitaltheorie von Bourdieu (Bourdieu/Passeron 1977) und die soziale Kapitaltheorie von Coleman (Coleman u.a. 1966) zurück.

Der relativ starke Einfluss der sozialen Herkunft und des Geschlechts ist unter dem Gesichtspunkt einer Chancengleichheit negativ zu bewerten. Erfreulich an den Ergebnissen der Abbildung 1 ist dagegen, dass die analysierten familienstrukturellen Variablen Alleinerzieherhaushalt, mütterliche Erwerbstätigkeit und Kinderzahl keinen direkten Einfluss auf die Bildungspartizipation haben. Damit sind konservative Argumente, dass Kinder aus Alleinerzieherhaushalten oder Kinder mit erwerbstätigen Müttern benachteiligt seien, da ihnen weniger Zeit durch die Mütter gewidmet wird, entkräftet. Für die mütterliche Erwerbstätigkeit ergibt sich insgesamt sogar ein positiver Gesamteffekt: Bei einer

Erwerbstätigkeit von Müttern steigt das Einkommen und als Folge nimmt die Bildungspartizipation zu.

Auf den ersten Blick positiv ist auch das Fehlen eines direkten Einflusses beim Vorhandensein eines Migrationshintergrundes. Es ergibt sich für Migrantenkinder nur ein schwacher insignifikanter negativer Effekt dadurch, dass ihre Eltern trotz gleicher Bildung einen geringeren beruflichen Status haben. Diese Befunde widersprechen eindeutig dem eingangs zitierten schlechten Abschneiden Österreichs bei der PISA-Studie. Die Diskrepanzen lassen sich wahrscheinlich - zumindest zum Teil - methodisch erklären: Die Migrantenhaushalte²⁶ waren von Beginn an im ECHP unterrepräsentiert und es lässt sich aufgrund der Ergebnisse der Analysen der Ausfallsquoten (siehe Abschnitt 3.1) vermuten, dass Migrantenhaushalte, die über schlechtere Qualifikationen verfügen und den unteren sozialen Schichten angehören, häufiger aus dem Panel ausschieden, sodass die höher gebildeten und formal besser qualifizierten Migrantenhaushalte deutlich überrepräsentiert sind.

Der fehlende Effekt der Gemeindegröße lässt sich mit der BHS zugeschriebenen Kompensationsfunktionen erklären (z.B. Sertl 1998). BHS ermöglichen Kindern vom Lande, wo die Hauptschule noch immer die "Normalschule" ist (Fassmann 2002), eine höhere Bildung und sind daher in der Lage regionale Ungleichheiten abzubauen. Auch zum Abbau sozialer Ungleichheiten tragen BHS bei, da sie auch häufiger von Jugendlichen aus unteren sozialen Schichten besucht werden.

Auch in unserer Stichprobe lassen sich diese Kompensationseffekte nachweisen: Insgesamt besuchen 254 (18,6%) der befragten Jugendlichen eine AHS, 305 bzw. 22,4% gehen auf eine BHS. Der Rest (n=803, 59,0%) besucht weder eine AHS noch eine BHS²⁷. BHS-SchülerInnen kommen häufiger aus Gemeinden mit bis zu 10.000 Einwohnern, ihre Eltern haben einen

²⁶ Zur Befragung von Migrantenhaushalten aus der Türkei und dem ehemaligen Jugoslawien wurden bilinguale Interviewer und in der ersten Welle zusätzlich eine übersetzte Version des Fragebogens eingesetzt. Bei den anderen ausländischen Haushalten wurde versucht, ein Familienmitglied mit Deutschkenntnissen zu finden. War dies nicht möglich, wurde der Haushalt nicht befragt.

²⁷ Der Prozentsatz liegt über dem in der Tabelle 2 angeführten 55,2%. Die Diskrepanz lässt sich dadurch erklären, dass bei etwa 14% der Befragten, die eine weiterführende Schule besuchen, der Schultyp nicht bekannt ist oder sich nicht zuordnen lässt.

niedrigeren Bildungsabschluss, einen geringeren beruflichen Status und ein geringeres Einkommen als jene der AHS-SchülerInnen. Aber: Der Bildungsabschluss, der berufliche Status und das Einkommen der Eltern der BHS-SchülerInnen sind signifikant höher als bei Jugendlichen ohne einen weiterführenden Schulbesuch.

Tabelle 6: Regionale und soziale Herkunft von BHS-SchülerInnen im Vergleich zu AHS-SchülerInnen und Jugendlichen ohne weiterführenden Schulbesuch mit Matura

	weiterführender Schulbesuch mit			
	AHS (a) (n=254)	BHS (n=304)	keine (b) (n=803)	Gesamt (c) (n=1361)
Geschlecht der Zielperson (GESCHL_K) (0=männlich, 1=weiblich)	,64*	,55	,40***	,48
Bildung der Eltern (BILD) (1=gering, 2=mittel, 3=hoch)	2,44*	2,30	1,96***	2,12
beruflicher Status der Eltern (STATUS) (1=gering bis 5 =hoch)	3,18*	2,96	2,23***	2,58
Nettoeinkommen der Eltern (EINK) (in 1000,- öS)	23,331*	27,643	22,106***	25,021
Einwohnerzahl (EINW) (0=unter 10.00, 1=10.000 und mehr)	,56***	,41	,32**	,38
Migrationshintergrund (MIGRA) (0=nein, 1=ja)	,06*	,02	,05*	,04
mütterliche Erwerbstätigkeit (MERW) (0=nein; 1=ja)	,68	,74	,64	,67
Alleinerzieherhaushalt (ALLEIN) (0=nein, 1=ja)	,10	,15	,16	,15
Zahl der Kinder unter 19 Jahre (KIND19) (von 1 bis ...)	1,93*	2,11	2,07	2,05

*** p < ,1%; ** p < 1%; * p < 5%;

(a) angezeigt werden signifikante Unterschiede zwischen AHS- und BHS-SchülerInnen, also zwischen der 2. und 3. Spalte, (b) angezeigt werden signifikante Unterschiede zwischen BHS-SchülerInnen und Jugendlichen ohne weiterführenden Schulbesuch, (c) die Angaben können von jenen der Übersicht 1 wegen fehlender Werte abweichen.

Auch für beide Schultypen getrennt durchgeführte Pfadanalysen bestätigen dieses Bild (Tabelle 7): Die direkten Effekte des Geschlechts und der sozialen Herkunft der Eltern bei der

BHS fallen – mit einer Ausnahme²⁸ - schwächer aus als bei der AHS, sind aber signifikant. D.h., auch die BHS haben (in unserer Stichprobe, siehe Anhang A2) einen höheren Mädchenanteil und ihre SchülerInnen kommen aus höheren sozialen Schichten als bei jener Gruppe von Jugendlichen, die keine weiterführende Schule mit Matura besucht. Der Effekt der Gemeindegröße wird für die BHS insignifikant, während er für die AHS signifikant ist. Die BHS gleichen somit regionale Ungleichheiten aus.

Tabelle 7: Ergebnisse getrennter Pfadanalysen für die AHS und BHS

	weiterführender Schulbesuch mit		
	AHS vs. keine (n=871)	Matura BHS vs. keine (n=886)	t-Wert (a)
Geschlecht der Zielperson = weiblich (GESCHL_K)	0,184***	0,131***	1,36
Bildung der Eltern (BILD)	0,115**	0,091***	0,72
beruflicher Status der Eltern (STATUS)	0,057***	0,066***	-0,48
Nettoeinkommen der Eltern (EINK)	0,005***	0,003*	1,26
Einwohnerzahl (EINW)	0,094**	0,006 ^{n.s.}	2,04

*** p < ,1%; ** p < 1%; * p < 5%; n.s. = nicht signifikant,

(a) t-Wert für den Test, ob sich die beiden Regressionskoeffizienten signifikant unterscheiden. t-Werte mit einem Absolutbetrag größer 2 weisen auf signifikante Differenzen hin.

Die fehlenden regionalen Unterschiede dürften zum Teil aber auch methodisch durch die sehr grobe Messung der Einwohnerzahl (zwei Ausprägungen: bis zu 10.000 EinwohnerInnen, 10.0000 und mehr EinwohnerInnen) bedingt sein. So weist Fassmann (2002: 32) darauf hin, dass zwar die berufsbildenden mittleren und höheren Schulen eine geringere Segregation als die Gymnasien aufweisen, aber von einer regionalen "Gleichverteilung" weit entfernt sind. BHS und BMS befinden sich häufig in der Nähe einer AHS. Regionale Unterschiede bestehen somit auch bei den BHS.

²⁸ Die Ausnahme: Der Effekt des beruflichen Status ist bei der BHS numerisch geringfügig höher.

5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

In Österreich besteht auch in der zweiten Hälfte der 90er Jahre Bildungsungleichheit. Buben sowie Jugendliche aus unteren Bildungs-, Berufs- und Einkommenschichten weisen eine geringere Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem auf, d.h. sie besuchen mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit eine AHS-Oberstufe oder eine BHS. Hinzu kommt ein schwacher regionaler Effekt: Jugendliche, die in Gemeinden mit bis zu 10.000 Einwohner leben, besuchen – unter sonst gleichen Bedingungen - weniger häufig eine AHS-Oberstufe oder BHS. Dass die Unterschiede nicht stärker ausgefallen sind, ist darauf zurückzuführen, dass berufsbildende höhere Schulen regionale Ungleichheiten, aber auch soziale und geschlechtsspezifische Ungleichheiten abschwächen, aber nicht vollständig auszugleichen vermögen.

Daraus lässt sich als erste wichtige Schlussfolgerung ableiten, dass berufsbildende höhere Schulen weiter auszubauen sind, um regionale und soziale Ungleichheiten abzubauen, wobei auf eine breite regionale Streuung zu achten ist. Von der Errichtung einer BHS in einem ländlichen oder bisher mit höheren Schulen unterversorgtem Gebiet können auch wichtige regionalpolitische Impulse ausgehen²⁹, die zu einem Abbau von Unterschieden im Einkommen und in verfügbaren beruflichen Statuspositionen führen können.³⁰ Wünschenswert wäre dabei die Errichtung von Schulformen in bisher unterversorgten Gebieten, die beide Geschlechter und auch untere soziale Schichten anziehen, z.B. eine HAK und eine HTL oder eine HAK mit einem Technikscherpunkt. Weiterführende Überlegungen hierzu hat Fassmann (2002) angestellt.

Zu einer Reduktion von geschlechtsspezifischen Unterschieden könnte es auch kommen, wenn es gelänge, dass Mädchen für attraktive männliche Lehrberufe gewonnen werden. Ob aber derartige Anstrengungen wünschenswert sind, lässt sich angesichts geringer Verbleibsquoten im Beruf nach der Lehre bezweifeln. Eine Förderung würde nur dann Sinn

²⁹ Das IBW (Wien) plant eine Studie, in welcher der Zusammenhang zwischen wirtschaftlicher Entwicklung und der Gründung und dem Ausbau von BHSs analysiert werden soll (siehe hierzu auch Fassmann 2002: 61-66).

³⁰ Die Pfeile, die in der Abbildung 1 von der Einwohnerzahl (EINW) auf den beruflichen Status (STATUS) und das Einkommen (EINK) ausgehen, bedeuten, dass in größeren Gemeinden (10.000 und mehr Einwohner) die Einkommen und die beruflichen Statuspositionen höher sind.

machen, wenn gleichzeitig der Zweite Bildungsweg und der Zugang zu einer weiterführenden Bildung an einer FH oder einer Universität nach einer Lehre erleichtert wird.

Der berechnete Einkommenseffekt könnte möglicherweise dadurch reduziert werden, dass Jugendliche für den Schulbesuch bezahlt werden. Dieser Vorschlag geht auf Qvortrup (1995) zurück. Jeder Schüler/jede Schülerin soll für seine/ihre Leistung entlohnt und ein Schülergehalt erhalten. Dadurch könnte seiner Ansicht nach der Status von Kindern erhöht und garantiert werden, dass der Lebensstandard wegen Kinder nicht gefährdet wird. Die Maßnahme könnte möglicherweise auch zu einer höheren Bildungspartizipation unterer sozialer Schichten beitragen, da als Folge der finanziellen Unterstützung die Kosten des weiterführenden Schulbesuchs in unteren Einkommensgruppen nicht mehr als zu belastend und zu hoch interpretiert werden. In weiterführenden Studien wäre es interessant, die Effekte und Kosten dieser unkonventionellen Maßnahme abzuschätzen. Bei der Beurteilung wäre zu beachten, dass die Erhöhung der Bildungsbeteiligung nur eines unter vielen Zielen ist. Hauptziele sind eine Erhöhung des Status von Kindern und Jugendlichen, eine Kompensation finanzieller Nachteile von Familien mit Kindern und langfristig ein Anstieg der Geburtenrate.

Zum Abbau von sozialen und geschlechtsspezifischen Unterschieden dürften aber jene Maßnahmen am zielführendsten sein, die bei den (Freizeit-)aktivitäten und Einstellungen der Jugendlichen ansetzen. Ziel dieser Maßnahmen müsste es sein, Buben insgesamt sowie (männliche und weibliche) Jugendliche aus unteren sozialen Schichten in der außerschulischen Zeit zu Aktivitäten und Einstellungen zu motivieren, die den Schulerfolg fördern.

Abschließend ist aber festzuhalten, dass das sozialwissenschaftliche Wissen darüber, wie soziale Ungleichheit konkret reproduziert wird, trotz einer relativ langen Forschungstradition und umfassender Detailbefunde gering ist (Grundmann 1999: 340). Dies gilt auch für die im vorausgehenden Abschnitt angenommenen Wirkungszusammenhänge, denen die deutschen PISA-Ergebnisse und Überlegungen der Wert-Erwartungstheorie der Bildungsentscheidungen (kritisch hierzu Haller 2001) zugrunde lagen. Dies bedeutet, dass auch in dieser Hinsicht die Sozialwissenschaften und die Soziologie zu systematischer Forschung aufgefordert sind. Dabei sollte die klassische Sozialisationsforschung, die Kinder und Jugendliche weitgehend passiv sah, erweitert werden um Konzepte der Kindheitsforschung, die Kindern und Jugendlichen eine aktive Rolle zuschreibt (siehe dazu z.B. Bacher 1999). Ferner sollte geklärt

werden, welchen Beitrag die einzelnen Sozialisationsinstanzen und Bezugsgruppen (Familie, Schule, Freundeskreis, Medien) zu leisten vermögen. Ich vermute, dass der Einfluss der Schule eher gering ist und den Eltern und dem Freundeskreis eine entscheidende Rolle zukommt, lasse mich aber gerne vom Gegenteil überzeugen!

Literatur

- Bacher, Johann, 1994:** Sozialstrukturell benachteiligte Kinder. In: Wilk, L.; Bacher, J., (Hg.): Kindliche Lebenswelten. Opladen [Leske+Budrich], 55-88.
- Bacher, Johann, 1999:** Mangelnde Freiräume, kindliches Wohlbefinden und Persönlichkeitsentwicklung. SWS-Rundschau, Jg. 39, 27-46.
- Baumert, Jürgen/Schümer, Gundel, 2001:** Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeteiligung und Kompetenzerwerb. In: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen [Leske+Budrich], 323-410.
- Becker, Rolf, 2000:** Klassenlage und Bildungsentscheidungen. Eine empirische Anwendung der Wert-Erwartungstheorie. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 52, 450-474.
- Becker, Rolf/Nietfeld, Markus, 1999:** Arbeitslosigkeit und Bildungschancen von Kindern im Transformationsprozess. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 51, 55-79.
- Binder, Susanne, 2002:** Schule und Migration – Einblick in die Praxis des interkulturellen Lernens. SWS Rundschau, Jg. 42, 422-440.
- Bourdieu, Pierre/Passeron, Jean-Claude, 1977:** Reproduction in Education, Society and Culture. London [Sage].
- Coleman, James S. et al., 1966:** Equality of Educational Opportunity. Washington. US. Dept. of Health, Education and Welfare.
- Deutsches PISA-Konsortium (Hg.), 2001:** PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen [Leske+Budrich].
- Diekmann, Andreas, 1995:** Empirische Sozialforschung. Grundlagen, Methoden, Anwendungen. Reinbek b. Hamburg [rororo].
- Elliot, Delbert/Hagan, John/McCord, Joan, 1998:** Youth Violence: Children at Risk. Washington [American Sociological Association]
- Fassmann, Heinz, 2002:** Räumliche Disparitäten im österreichischen Schulsystem. Wien [Österreichische Raumordnungskonferenz (ÖROK)].
- Fassmann, Heinz/Münz, Rainer (Hrsg.), 1996:** Migration in Europa - Historische Entwicklung, aktuelle Trends, politische Reaktionen. Frankfurt a. M. / New York [Campus]
- Fersterer, Josef/Winter-Ebmer, Rudolf, 2002:** Are Austrian Returns to Education Falling Over Time? Arbeitspapier, erscheint in Labour Economics

- Gehmacher, Ernst, 2000:** Lohnt sich höhere Bildung? Daten und neue Argumente zur Diskussion um den individuellen Bildungsertrag. SWS-Rundschau, Jg. 4, 397-406.
- Geißler, Rainer, 1990:** Schichten in der postindustriellen Gesellschaft. In: Berger, P.A.; Hradil, S. (Hg.): Lebenslagen – Lebensläufe – Lebensstile. Göttingen [Sonderband der Sozialen Welt], 81-102.
- Geißler, Rainer, 2002:** Die Sozialstruktur Deutschlands. Wiesbaden [Westdeutscher Verlag].
- Grundmann, Matthias, 1999:** Bildungserfahrung, Bildungsselektion und schulische Leistungsbewertung. Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation (ZSE), Jg. 19, 339-353.
- Hahn, Martina/Heinzlmaier, Bernhard/Zentner, Manfred, 1999:** Die Freizeitsituation Jugendlicher in Österreich. In: Friesl, Ch.; Hahn, M.; Heinzlmaier, B.; Klein, Ch., (Hg.): Erlebniswelten und Gestaltungsräume. Die Ergebnisse des "Dritten Berichts zur Lage der Jugend in Österreich". Graz-Wien [Verlag Zeitpunkt], 11-62.
- Haller, Max, 2001:** Erklärt die Rational Choice Theorie die Ungleichheit der Bildungschancen? Kritische Diskussion eines Beitrages von Rolf Becker. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 53, 569-574.
- Holm, Kurt, 1977:** Lineare und multiple Regression und Pfadanalyse. In: Holm, K. (Hg.): Die Befragung 5. München [UTB], 11-268.
- Hradil, Stefan, 1987:** Sozialstrukturanalyse in einer fortgeschrittenen Gesellschaft. Von Klassen und Schichten zu Lagen und Milieus. Opladen [Leske+Budrich].
- Hradil, Stefan, 1999:** Soziale Ungleichheit in Deutschland. Opladen [Leske+Budrich]
- Iannelli, Cristina , 2002:** Parental Education and Young People's Educational and Labour Market Outcomes: A Comparison accross Europe. MZES Working Paper 45, Mannheim.
- IFS (Interdisziplinäres Forschungszentrum Sozialwissenschaften), 2001a:** ECHP 1999. Europäisches Codebuch und Klassifikationen. Wien [Daten-CD; <http://www.iccr-international.org/echp>]
- IFS (Interdisziplinäres Forschungszentrum Sozialwissenschaften), 2001b:** Einkommenskomponenten und Schlüsselvariablen. Wien [Daten-CD; <http://www.iccr-international.org/echp>]
- Jagodzinski, Wolfgang/Klein, Markus, 1996:** Interaktionseffekte in logistischen und linearen Regressionen und in CHAID. Zum Einfluß von Politikverdrossenheit und Rechtsextremismus auf die Wahl der Republikaner. ZA-Informationen, Jg. 41, 33-57.
- Johnston, John, 1984:** Econometric Methods. Auckland et al. [McGraw-Hill].

- Leffers, Jochen, 2002:** Schwächere Schüler werden in Deutschland einfach abgehängt. Spiegel-Online [<http://www.spiegel.de>; 26.11.2002]
- Lessler, Judith T./Kalsbeek, William D., 1992:** Nonsampling Error in Surveys. New York u.a. [John Wiley & Sons].
- Nagl, Renate/Kirchler, Erich, 1994:** Kinderfreundschaften und Freizeitgestaltung. In: Wilk, L.; Bacher, J., (Hg.): Kindliche Lebenswelten. Opladen [Leske+Budrich], 295-348.
- OECD, 2001:** Lernen für das Leben. Erste Ergebnisse der internationalen Schulleistungsstudie PISA 2000. Paris [<http://www.pisa.oecd.org/>]
- Qvortrup Jens, 1995:** The Continued Intergenerational Interdependence. Eurosocial, Report 61/1996, 9-24.
- Reiterer, Albert F., 1998:** Moderne Gesellschaften: Sozialstruktur und sozialer Wandel in Österreich. 2., aktualisierte Auflage. Wien [WUV-Univ.-Verl.]
- Rendtel, Ulrich, 1990:** *Teilnahmebereitschaft in Panelstudien: Zwischen Beeinflussung, Vertrauen und sozialer Selektion*, Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 42, Heft 2, 1990, S. 280 – 299.
- Rodax, Klaus, 1995:** Soziale Ungleichheit und Mobilität durch Bildung in der Bundesrepublik Deutschland. Österreichische Zeitschrift für Soziologie, Jg. 20, S. 3-27.
- Schimpl-Neimanns, Bernhard, 2000:** Soziale Herkunft und Bildungsbeteiligung. Empirische Analysen zu herkunftsspezifischen Bildungsungleichheiten zwischen 1950 und 1980. Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Jg. 52, 636-669.
- Schlögl, Peter/Wieser, Regine, 2002:** Berufliche Erstausbildung in Wien – Geschlechtsspezifische Segregation, Ausbildungswünsche und Berufsorientierung von Jugendlichen. SWS Rundschau, Jg. 42, 489-501.
- Schneider, Claudia, 2002:** Die Schule ist männlich?! – Wiener Schulen auf dem Weg von der geschlechtssensiblen Pädagogik zur geschlechtssensiblen Schulentwicklung. SWS Rundschau, Jg. 42, 464-488.
- Schnell, Rainer/Hill, Paul/Esser, Elke, 1999:** Methoden der empirischen Sozialforschung. München-Wien [Oldenbourg]
- Schwarz, Franz/Spielauer, Martin/Städtner, Karin, 2002:** Gender, Regional and Social Differences at the Transition from Lower to Upper Secondary Education. Working Paper 23 (ÖIF).
- Sertl, Michael, 1998:** Mehr Chancengleichheit durch postmoderne Pädagogik? Anmerkungen zum Stand der Schulreform. In: Preglau, M./Richter, R. (Hg.): Postmodernes Österreich?

Konturen des Wandels in Wirtschaft, Gesellschaft, Politik und Kultur. Wien [Signum Verlag], 199-218.

Spielauer, Martin/Schwarz, Franz /Schmid, Kurt, 2002: Education and the Importance of The first Educational Choice in the Context of the FAMSIM+ Family Microsimulation Model for Austria. Working Paper 19 (ÖIF).

Statistik Austria (Hg.), 2001: Statistisches Jahrbuch Österreichs. Wien [Verlag Österreich GmbH].

Statistik Austria (Hg.), 2002: Schulwesen in Österreich 2001/02. Wien [Verlag Österreich GmbH].

Till, Matthias, 2001: Stichprobe und Gewichtung des Europäischen Haushaltspanels in Österreich. Wien [Diplomarbeit].

Tillmann, Klaus-Jürgen/Meier, Ulrich, 2001: Schule, Familie und Freunde – Erfahrungen von Schülerinnen und Schülern in Deutschland. In: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.): PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich. Opladen [Leske+Budrich], 468-506.

Anhang A1: Ergebnisse der Pfadanalyse (Gesamteffekte und direkte Einflüsse auf die Bildungspartizipation)

	unstandardisiert (a)		standardisiert	
	Gesamt- effekt	direkter Effekt	Gesamt- effekt	direkter Effekt
Konstante	,448	,448	-	-
Geschlecht der Zielperson (GESCHL_K) (0=männlich; 1=weiblich)	,201***	,179***	,201***	,180***
Bildung der Eltern (BILD) (1=gering, 2=mittel, 3=hoch)	,237***	,132***	,314***	,179***
beruflicher Status der Eltern (STATUS) (1=gering bis 5 =hoch)	,131***	,069***	,350***	,177***
Nettoeinkommen der Eltern (EINK) (in 100,-. öS)?	,010***	,004***	,266***	,104**
Einwohnerzahl (EINW) (0=unter 10.0, 1=10.000 und mehr)	,162***	,058*	,160***	,057*
Migrationshintergrund (MIGRA) (0=nein, 1=ja)	-,058	,024	-,024	,010
mütterliche Erwerbstätigkeit (MERW) (0=nein; 1=ja)	,070*	,024	,064*	,023
Alleinerzieherhaushalt (ALLEIN) (0=nein, 1=ja)	-,070	,029	-,041	,021
Zahl der Kinder unter 19 Jahre (KIND19) (von 1 bis ...)	-,037*	-,006	-,065*	-,011
Erhebungsjahr (JAHR) (von 1996 bis 1999)	-,026*	-,022	-,060*	-,049

*** p < ,1%; ** p < 1%; * p < 5%

(a) Durch Multiplikation mit 100 ergeben sich Prozentwerte. Diese geben an, wie stark sich die Wahrscheinlichkeit der Bildungspartizipation (in %) ändert, wenn der Wert der unabhängigen Variablen um eine Einheit steigt. Der direkte Effekt von 0,058 für die Einwohnerzahl bedeutet, dass sich die Bildungspartizipation um 6% erhöht, wenn das Kind in einer Gemeinde mit 10.000 oder mehr Einwohnern lebt..

Anhang A2: Ergebnisse der partiellen Repräsentativitätsprüfung

Strukturdaten	Stichprobe (Anteilswert plus 95%- Toleranzintervall) (a)	Grundgesamtheit (b) (Anteilswert)
Anteil AHS und BHS an allen SchülerInnen der 9. bis 13. Schulstufe	46,4% \pm 2,9% = 43,5% bis 49,3% (n=1203)	47,3% (N=406.000)
Anteil AHS-SchülerInnen an allen SchülerInnen der AHS und BHS	45,5% \pm 4,2% = 41,3% bis 49,4% (n=558)	39,1% (N=192.000)
Anteil der Mädchen an der AHS und BHS	59,0% \pm 4,2% = 54,8% bis 63,2% (n=559)	52,0% (N=192.000)
Anteil der Mädchen an der AHS	63,9% \pm 6,0% = 57,9% bis 69,9% (n=255)	57,3% (N=75.000)
Anteil der Mädchen an den BHS	54,9% \pm 2,9% = 52,0% bis 57,9% (n=304)	48,7% (N=117.000)
Anteil der Mädchen an den BS	32,3% \pm 4,1% = 28,2% bis 36,4% (n=527)	32,6% (N=129.000)

(a) unter der Annahme einer einfachen Zufallsauswahl.

(b) Durchschnitt aus den Jahren 1996/97 und 2000/2001, Zahlen entnommen aus Statistik Austria (2002: 73, 75, 99), eigene Berechnungen

Die Repräsentativität der von uns zur Analyse verwendeten Daten kann nur partiell geprüft werden. Entsprechend der Statistik des österreichischen Schulwesens (Statistik Austria 2002) ergibt sich ein Anteilswert für die AHS-Oberstufe und die BHS von 47,3%. Rechnet man in der Tabelle 2 die Angaben auf die Schulstatistik um, resultiert ein Anteilswert von 46,4% mit einem 95%-Toleranzbereich von \pm 2,9%. Dieser Wert weicht nicht signifikant von jenem der Grundgesamtheit ab.

Diskrepanzen treten beim Geschlecht und bei einer Feinbetrachtung der Schultypen auf. In der Stichprobe sind die AHS-SchülerInnen an allen SchülerInnen der weiterführenden Schulen leicht überrepräsentiert (Anteil in der Stichprobe = 45,5% gegenüber 39,1% in der Grundgesamtheit). Überrepräsentiert sind auch die Mädchen: Der Anteil der Mädchen in den weiterführenden Schulen liegt in der Stichprobe bei 58,8% (95%-Toleranzbereich \pm 3,9%) und ist signifikant höher als jener der österreichischen Schulstatistik mit einem Mädchenanteil von 51%. Bei diesem Vergleich ist aber zu beachten, dass in der amtlichen Statistik auch noch das neunte Pflichtschuljahr enthalten ist, in dem zur Absolvierung der Schulpflicht häufig die AHS weiter besucht wird oder anstelle des polytechnischen Lehrgangs eine BHS besucht wird. Dies war mit ein Grund, 15jährige nicht in die Analyse einzubeziehen.

Bei diesem Vergleich ist aber zu beachten, dass in der amtlichen Statistik auch noch das neunte Pflichtschuljahr enthalten ist, in dem zur Absolvierung der Schulpflicht häufig die AHS weiter besucht wird oder anstelle des

polytechnischen Lehrgangs eine BHS besucht wird. Verwendet man allerdings als Bezugspunkt den weiblichen Maturantenanteil, so ergeben sich keine Unterschiede mehr. Der Maturantenanteil lag bei 55,7% im Schuljahr 1998/99 (Statistik Austria 2001: 119-125; eigene Berechnungen). Er weicht nicht signifikant von dem Mädchenanteil in weiterführenden Schulen im ECHP ab (54,8% bis 63,2%).

Anhang A3: Vermutetes Wirkungsmodell der sozialen Herkunft auf die Bildungspartizipation

