

eingereicht zur Veröffentlichung bei der SWS-Rundschau.

**Bildungsungleichheit und Bildungsbenachteiligung im
weiterführenden Schulsystem Österreichs –
Eine Sekundäranalyse der PISA-Erhebung 2000**

Johann Bacher
Institut für Soziologie
Johannes Kepler Universität Linz
A-4040 Linz, Altenbergerstr. 69
johann.bacher@jku.at

Linz, September 2004

Zahl der Zeichen inklusive Leerzeichen und Fußnoten = ca. 50.000

eingereicht bei der SWS-Rundschau zur Veröffentlichung

Zusammenfassung

Ausgehend von einer Explikation der Begriffe „Bildungsungleichheit“, „soziale Benachteiligung“ und „direkte schulische Benachteiligung“ und einem theoretischen Modell zur Erklärung der Bildungsungleichheit werden in dem Beitrag die PISA2000-Daten re-analysiert. Drei Fragen werden behandelt: (a) Welcher Zusammenhang besteht zwischen alten und neuen sozialen Ungleichheitsdimensionen mit dem Besuch einer AHS-Oberstufe oder einer BHS? (b) Lassen sich die Zusammenhänge durch Unterschiede im kulturellen Kapital und in den erworbenen Kompetenzen erklären? (c) Berichten sozial benachteiligte SchülerInnen über ein schlechteres Lehrer-Schüler-Verhältnis und fühlen sie sich weniger wohl? Die Ergebnisse zeigen, dass auch bei Kontrolle von Kompetenzunterschieden und Unterschieden im kulturellen Kapital Bildungsungleichheiten nach sozialer Herkunft und Geschlecht bestehen bleiben. Empirisch nicht nachgewiesen werden kann, dass Bildungsungleichheit durch die Schule verursacht wird. Mitentscheidend ist auf jeden Fall die (frühe) familiäre Sozialisation sein.

1. Problemskizze und untersuchte Fragestellungen

In den letzten Jahren ist auch in Österreich eine verstärkte wissenschaftliche Auseinandersetzung mit bildungssoziologischen und –ökonomischen Fragestellungen zu beobachten. Die SWS-Rundschau ist hierfür ein gutes Beispiel. Im Jahr 2000 ging Gehmacher (2000) der auf dem ersten Blick vielleicht provokanten Frage nach, ob sich höhere Bildung noch lohne. Er konnte empirisch für Wien nachweisen, dass mit der Bildungsexpansion die Einkommensunterschiede nach Bildung zurückgingen und somit der ökonomische „Wert“ der Bildung abnahm.¹ Unterschiede in der Gesundheit blieben aber bestehen: Höhere Bildung bedeutet nach wie vor mehr Gesundheit und höhere Lebensqualität.

Im Jahr 2002 gab – um die Aufzählung fortzusetzen – die SWS-Rundschau ein Schwerpunktheft zum Thema „Lehren und Lernen in Wien“ heraus, u.a. mit Beiträgen zum interkulturellen Lehren und Lernen (Binder 2002), zur geschlechtsspezifischen Segregation (Schlögl/Wieser 2002) und zur geschlechtssensiblen Pädagogik (Schneider 2002). Ein Jahr später, 2003, berichteten Gehmacher und Svoma (2003) über das Experiment „Pötttsching“ und legte erste Ergebnisse einer Befragung von ehemaligen TeilnehmerInnen an diesem vor 30 Jahren beendeten Schulversuch vor.

Auch dem klassischen soziologischen Thema der Bildungsungleichheit wurde in den letzten Jahren in der Forschung verstärkt Aufmerksamkeit geschenkt. So z.B. untersuchten Spielauer, Schwarz und Schmid (2002) sowie Schwarz, Spielauer und Städtner (2002) auf der Grundlage des Mikrozensus 1996 den Übergang von der Sekundarstufe I in die Sekundarstufe II. Fassmann (2002) analysierte – ebenfalls auf der Basis des Mikrozensus - die regionale Ungleichheiten. Bacher (2003) schließlich legte auf der Grundlage des Österreichteils des Haushaltspanels der Europäischen Gemeinschaft (ECHP) eine Analyse der Determinanten der Bildungspartizipation in der AHS-Oberstufe und der BHS vor. In der Datenanalyse wurde angenommen, dass die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs zum einen von alten Ungleichheitsdimensionen (Bildung der Eltern, Beruf der Eltern und Einkommen der Eltern) und zum anderen von neuen Ungleichheitsdimensionen (Geschlecht des Kindes, Familienstruktur, nationale Herkunft und Gemeindegröße)² abhängt. Die

¹ Ein Befund, den Fersterer und Winter-Ebmer (2003) auch für ganz Österreich bestätigen konnten.

² Geschlecht, ethnische, regionale und nationale Zugehörigkeit sowie Alter werden als "neue" Ungleichheitsdimensionen bezeichnet, weil sie von der Sozialstrukturanalyse erst später als die klassischen

durchgeführte explorative Pfadanalyse erbrachte das Ergebnis, dass die alten Ungleichheitsdimensionen nach wie vor wirksam sind. Zusätzlich ergab sich ein starker geschlechtsspezifischer Effekt.

In diesem Beitrag soll die Analyse der Bildungsungleichheit für die PISA-Daten aus dem Jahr 2000 fortgeführt und vertiefend folgenden Fragestellungen nachgegangen werden:

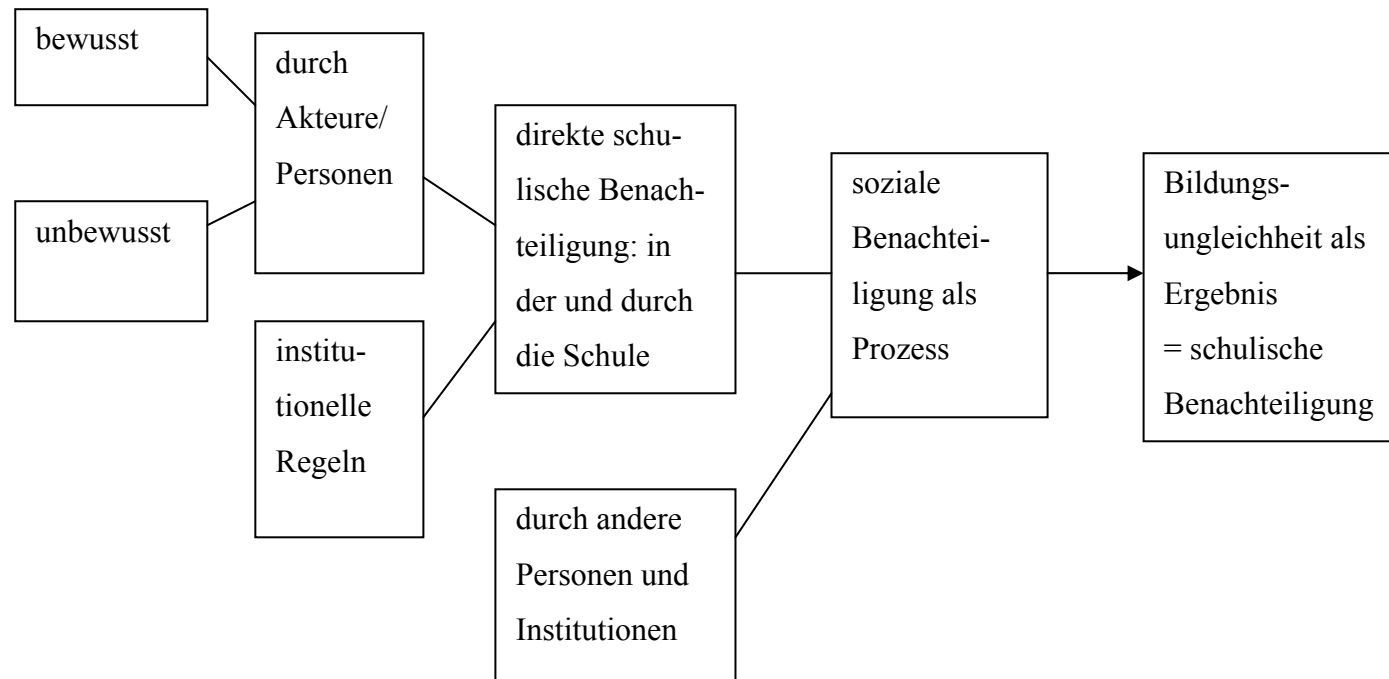
- Ist das in Bacher (2003) entwickelte Modell der Bildungsungleichheit auch für die PISA-Daten geeignet?
- Lassen sich die in dem Modell gefundenen Zusammenhänge durch die in der PISA2000-Erhebung verfügbaren intervenierenden Variablen (kultureller Besitz, kulturelle Aktivitäten und erworbene Kompetenzen) erklären?
- Lassen sich Schichtunterschiede im Befinden der SchülerInnen feststellen, die sich als Hinweis auf eine direkte Benachteiligung in der Schule interpretieren lassen?

Von **direkter schulischer Benachteiligung** (siehe Übersicht 1) soll im Folgenden dann gesprochen werden, wenn die Ursachen für Bildungsungleichheit (schulische Benachteiligung) einer Person oder einer Personengruppe eindeutig der Schule, den institutionellen Regelungen sowie den Einstellungen und Verhaltensweisen der RepräsentantInnen (LehrerInnen, DirektorInnen) zugeordnet werden können. Direkte schulische Benachteiligung ist beispielsweise dann gegeben, wenn ein Lehrer/eine Lehrerin einem Kind aufgrund seiner sozialen oder nationalen Herkunft, seines Geschlechts, seiner Religion oder eines anderen askriptiven Merkmals weniger zutraut und er/sie daher die Entwicklung des Kindes nicht fördert. Direkte schulische Benachteiligung liegt auch dann vor, wenn er/sie das Kind aufgrund dieser Merkmale strenger beurteilt, wenn er/sie sich negativ über die soziale Gruppe äußert, der das Kind angehört, oder wenn derartige Äußerungen von ihm/ihr geduldet und gebilligt werden.

Ungleichheitsdimensionen "Bildung", "Einkommen" und "Beruf" systematisch untersucht wurden (Geißler 1990, 2002: 136; Hradil 1987: 40). Ihnen wird zudem oft nur eine partielle (horizontale) Wirkung zugeschrieben (z.B. Geißler 1990). Im Unterschied zu den klassischen (vertikalen) Dimensionen sind sie nicht mit durchgehenden Benachteiligungen in allen Lebensbereichen (Gesundheit, Politik, Wohnen, Bildung, Einkommen, Status) verbunden, sondern wirken nur in Teilbereichen.

Direkte schulische Benachteiligung kann auch in Form von institutionalisierten Regeln und Normen auftreten (z.B. Aufnahme nur bei Zugehörigkeit zu einer bestimmten Religion).

Übersicht 1: Zusammenhang zwischen Bildungsungleichheit, soziale Benachteiligung und direkter schulischer Benachteiligung



Stigmatisierung = soziale Benachteiligung im Nahumfeld/durch informelle soziale Kontrolle

Diskriminierung im soziologischen Sinn = soziale Benachteiligung in Institutionen/durch formelle soziale Kontrolle

Direkte schulische Benachteiligung kann, muss aber nicht bewusst sein. Den unbewussten Charakter bei der Reproduktion der sozialen Ungleichheit betont beispielsweise Bourdieu (1983). Auch Allport (1958) weist darauf hin, dass die Äußerung von Vorurteilen unbewusst sein kann. Entscheidend für das hier gewählte Begriffsverständnis von **direkter schulischer Benachteiligung** ist, dass die Benachteiligung in der Schule stattfindet und nicht, ob dies bewusst oder unbewusst erfolgt.

Der Begriff „direkte schulische Benachteiligung“ bezieht sich somit auf den Prozess, der in dem Ergebnis „**schulische Benachteiligung**“ i.S. von Bildungsungleichheit resultiert. In der älteren Literatur (z.B. Iben 1974) wurden zur Kennzeichnung dieses Prozesses die Begriffe Diskriminierung und Stigmatisierung verwendet. Diskriminierung bezog sich auf Benachteiligungen durch Institutionen der formellen sozialen Kontrolle und deren RepräsentantInnen, Stigmatisierung auf die Benachteiligung durch das soziale Nahumfeld bzw. durch informelle soziale Kontrolle.

Während sich schulische Benachteiligung als Ergebnis relativ einfach feststellen lässt, ist der empirische Nachweis von direkter schulischer Benachteiligung schwierig. In der Analyse soll im Sinne einer „Unschuldsvermutung“ vorgegangen werden. Von einem **empirischen Hinweis auf direkte schulische Benachteiligung** soll dann gesprochen werden, wenn alle anderen Erklärungen ausgeschlossen werden können.

Untersucht werden soll im Folgenden – analog zu Bacher (2003) - die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs (AHS-Oberstufe und BHS), allerdings für eine andere Altersgruppe, nämlich für die 15-/16-Jährigen. In der ECHP-Analyse wurde die Altersgruppe der 16- bis 19-Jährigen analysiert.

2. Theoretische Vorüberlegungen

Wie in Bacher (2003) wird von der Annahme ausgegangen, dass die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs von alten und neuen Ungleichheitsdimensionen abhängt. Auf Grundlage der bisherigen Ergebnisse (Bacher 2003; Fassmann 2002;

Schwarz/Spielauer/Städtner 2002; Spielauer/Schwarz/Schmid 2002) werden folgende Ergebnisse vermutet: Es besteht

- H1: ein deutlicher Einfluss³ der klassischen (alten) Ungleichheitsdimensionen⁴ „Bildung der Eltern“ (BILD)⁵ und „berufliche Stellung der Eltern“ (STATUS),
- H2: ein deutlicher Einfluss des Geschlechts des Kindes (GESCHL_K) und
- H3: ein schwacher Einfluss anderer Ungleichheitsdimensionen (MIGRA, EINW, ALLEIN, AFAM, GSCHW, MERW)

auf die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem.

Im Unterschied zu den Ergebnissen in Bacher (2003) wird ein schwacher direkter Effekt der familienstrukturellen Variablen (Zahl der Geschwister (GSCHW); Alleinerzieherhaushalt (ALLEIN); andere Familienformen (AFAM); mütterliche Erwerbstätigkeit (MERW)) erwartet, da in den PISA-Daten Einkommensangaben fehlen und daher in der statistischen Datenanalyse nicht kontrolliert werden können. Dies kann dazu führen, dass schwache direkte Effekte auftreten können, da bestimmte familienstrukturelle Konstellationen in unterschiedlichen Einkommen resultieren und dieser Effekt nicht kontrolliert werden kann. Hinzu kommt, dass in den PISA-Daten die Familienstruktur feiner erfasst wird und deshalb Zusammenhänge sichtbar werden können, die durch die grobe Klassifizierung der ECHP-Analyse in Alleinerzieherhaushalte und Nicht-Alleinerzieherhaushalten (i.d.R. Kernfamilien) verdeckt wurden.

Auch von der Einwohnerzahl (EINW) könnte eine stärkere Wirkung als bei den ECHP-Daten ausgehen, da sie – erstens - in den PISA-Daten differenzierter erfasst (siehe Abschnitt 3) und – zweitens - der in der ECHP-Analyse ermittelte indirekte Einfluss über höhere Einkommen in Städten - nicht kontrolliert werden konnte. Drittens ist ein stärkerer Effekt deshalb zu erwarten, da in den PISA-Daten die Einwohnerzahl des Schulstandortes und nicht des Wohnortes des Schülers/der Schülerin erhoben wurde.

³ Damit sind im folgenden Pfadkoeffizienten mit einem Absolutbetrag größer 0,12 gemeint.

⁴ Einkommen als klassische Ungleichheitsdimension steht im PISA-Datensatz im Unterschied zum ECHP nicht zur Verfügung.

⁵ Die Abkürzungen in Klammern werden in den späteren Analysen verwendet.

Bezüglich des Migrationshintergrundes (MIGRA) ist zu erwarten, dass keine starken direkten Effekte auftreten, da die PISA-Testung bestimmte Grundkenntnisse der deutschen Sprache voraussetzt und deshalb Migrantenkinder mit schlechten Sprachkenntnissen nicht erfasst wurden.

Analysen auf der Basis des ECHP, aber auch von Mikrozensushebungen haben den Nachteil, dass Variablen zur Erklärung der gefundenen Zusammenhänge zwischen den sozialen Ungleichheitsdimensionen einerseits und der Bildungspartizipation andererseits fehlen: Fragen, wie sich der Zusammenhang zwischen Geschlecht des Kindes und Bildungspartizipation oder zwischen sozialer Herkunft und Bildungspartizipation erklären lassen, können zwar diskutiert, aber nicht empirisch geklärt werden.

Die PISA-Daten ermöglichen die empirische Prüfung einiger möglicher Erklärungen für gefundene Zusammenhänge von sozialstrukturellen Variablen mit der Bildungspartizipation. Zur Verfügung stehen in den PISA-Daten zum einen Variablen zum kulturellen Besitz, zu kulturellen Aktivitäten und zum anderen Variablen zu erworbenen Kompetenzen im Lesen und im mathematischen Bereich⁶.

Aus dieser Aufzählung ist unschwer zu erkennen, dass die PISA-Studie von Bourdieus Theorie des kulturellen Kapitals (Bourdieu 1983) beeinflusst wurde. Bourdieu nimmt an, dass die Übertragung des kulturellen Kapitals bereits in der frühesten Kindheit beginnt und sich in unterschiedlichen Bildungsabschlüssen manifestiert. Der Erwerb bzw. die Übertragung von kulturellem Kapital hängt nach Bourdieu zum einen vom kulturellen Kapital der Familie ab, zum anderen von deren ökonomischem Kapital. Die Bedeutung des ökonomischen Kapitals ergibt sich daraus, „dass ein Individuum die Zeit für die Akkumulation von kulturellem Kapital nur so lange ausdehnen kann, wie ihm seine Familie freie, von ökonomischen Zwängen befreite Zeit garantieren kann.“ (Bourdieu 1983: 188)

⁶ Neben den Lese- und Mathematikkompetenzen wurden bei einem Teil der SchülerInnen auch naturwissenschaftliche Kompetenzen erhoben. Die Berücksichtigung aller drei Kompetenzbereiche würde aber zu einer starken Reduktion der Fallzahl führen, so dass hier nur die beiden zentralen Kompetenzen „Lesen“ und „Rechnen“ Berücksichtigung finden sollen.

Entsprechend diesen Überlegungen müsste sich ein Zusammenhang zwischen der Bildung der Eltern als „Verkörperung“ des kulturellen Kapitals und der elterlichen beruflichen Position als wesentlicher Einkommensdeterminante mit der Bildungspartizipation des Kindes ergeben.

Präzisiert man in diese Überlegungen in Bezug auf die oben genannten Variablen „kultureller Besitz“, „kulturelle Aktivitäten“ und „Kompetenzen“ lässt sich folgende Hypothese formulieren:

H4: Die schichtspezifischen Bildungsunterschiede nach Bildung und beruflicher Position der Eltern lassen sich durch kulturellen Besitz, kulturelle (Freizeit-)Aktivitäten und Kompetenzunterschiede erklären. Je höher die Bildung oder die berufliche Position der Eltern ist, desto höher ist der kulturelle Besitz, desto häufiger werden kulturelle Aktivitäten ausgeübt, desto höher sind die Kompetenzen der Kinder im Lesen und im mathematischen Bereich und desto höher ist als Folge die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulbereich.

Bezüglich des Geschlechts lässt sich folgende Hypothese entwickeln:

H5: Die geschlechtsspezifischen Unterschiede lassen sich durch kulturelle Aktivitäten erklären. Wir vermuten, dass Mädchen häufiger in ihrer Freizeit kulturelle Aktivitäten ausüben, die den Schulerfolg fördern. Hinzu kommt möglicherweise ein Effekt über die Kompetenzen dergestalt, dass den Lesekompetenzen, wo die Mädchen nach wie vor einen Vorsprung haben, auf die Bildungspartizipation ein größerer Einfluss zukommt als den mathematischen Kompetenzen, in dem die Burschen einen Leistungsvorsprung besitzen (siehe Tabelle A1 im Anhang)⁷.

Die erwarteten Zusammenhänge sind in Abbildung 1 graphisch zusammengestellt.

⁷ Anzumerken ist, dass der Leistungsvorsprung der Mädchen beim Lesen deutlich höher ist als der Leistungsvorsprung der Burschen in der Mathematik. Im naturwissenschaftlichen Bereich gibt es keine signifikanten Unterschiede zwischen Burschen und Mädchen (siehe Tabelle A1).

Abbildung 1: Vermutete Wirkungszusammenhänge

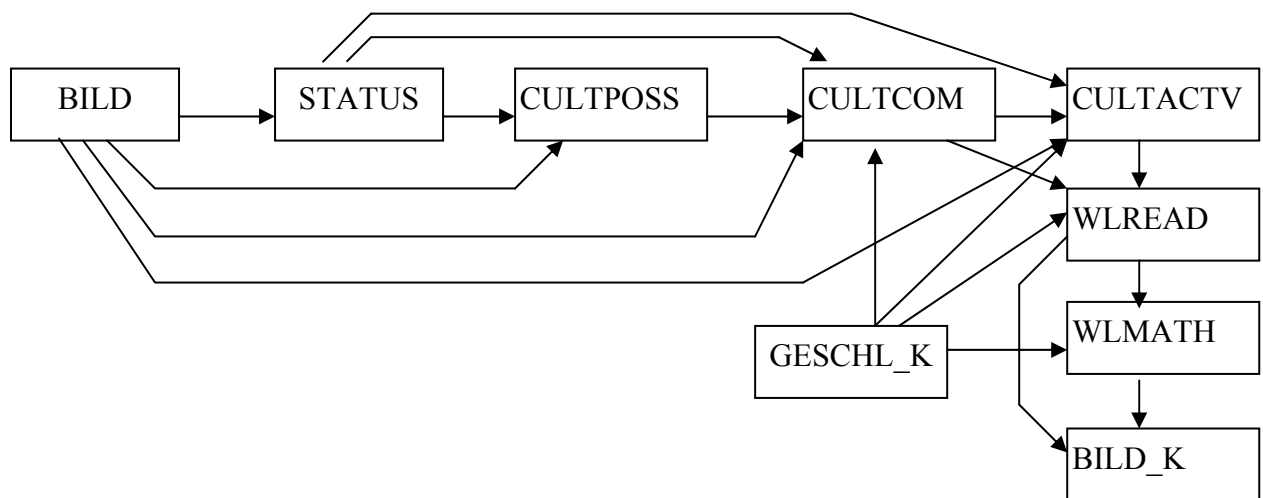


BILD = höchste Bildung der Eltern
 STATUS = berufliche Position der Eltern
 GESCHL_K = Geschlecht des Kindes
 CULTPOSS = Besitz kultureller Güter
 CULTCOM = kulturelle Kommunikation in der Familie

CULTACTV = kulturelle Aktivitäten allgemein
 WLEREAD = Lesekompetenz
 WLEMATH = Mathematikkompetenz
 BILD_K = Bildungspartizipation des Kindes
 (zur Bildung der Variablen siehe Abschnitt 3)

Anmerkung: Aus Gründen der Einfachheit wurden nur jene Ungleichheitsdimensionen in das Schema aufgenommen, von denen ein starker Einfluss auf die Bildungspartizipation vermutet wird. Familienstrukturelle Variablen und die Einwohnergröße wurden daher nicht in die Darstellung aufgenommen

Entsprechend den Hypothesen H4 und H5 wird angenommen, dass die Bildungsungleichheit nach Geschlecht und sozialer Herkunft durch die intervenierenden Variablen „kultureller Besitz“ (CULTPOSS), „kulturelle Aktivitäten“ (CULTCOM, CULTACTV) und „Kompetenzen“ (WLEREAD) erklärt werden kann.

3. Methodisches Vorgehen

3.1. Datenbasis

Datenbasis ist der Österreichteil der internationalen PISA-Erhebung aus dem Jahr 2000. Die Daten können für Sekundärdatenanalysen von der PISA-Homepage der OECD in Paris heruntergeladen werden (www.pisa.oecd.org). Die Datenerhebung (dazu und im Folgenden Haider 2001, insb. Weiß 2001) wurde von April bis Mai 2000 an 213 Schulen durchgeführt. Die Grundgesamtheit bildeten alle SchülerInnen des Geburtsjahrgangs 1984. Die SchülerInnen waren somit zum Befragungszeitpunkt 15 bzw. 16 Jahre alt. Von den ursprünglich geplanten 5480 Interviews konnten 4745 realisiert werden (86,6%).

Ein Interview umfasste ein PISA-Testheft zur Erfassung der Kompetenzen, den internationalen Schüler- und Schulfragebogen sowie einen internationalen Lesefertigkeitstest. Zusätzlich wurden nationale Schüler- und Schulfragebögen eingesetzt, die im internationalen Datensatz nicht zur Verfügung stehen.

Die Befragung dauerte inkl. Pausen ca. 3,3 Stunden. Eingesetzt wurden neun PISA-Testhefte mit rotierenden Aufgaben. Jedes Testheft umfasste zwei Stunden Arbeitszeit. Für SonderschülerInnen wurde ein Kurztest (Testheft 0) mit einer Testdauer von einer Stunde verwendet.

3.2. Abhängige Variable

Die Bildungspartizipation der in Österreich mit PISA getesteten SchülerInnen kann über die internationale Bildungskodierung ISCED (Variable ST25Q01⁸) erfasst werden.

Mit dem Kode ISCED 3A werden die AHS-Oberstufe und die BHS erfasst. Eine Trennung der beiden Schulformen ist leider nicht möglich. Von den 4745 SchülerInnen besuchten 2332 eine AHS-Oberstufe. Bezogen auf die Fälle mit gültigen Angaben sind dies 49,5%. Im Vergleich zum ECHP (Bacher 2003) ergibt sich ein etwas höherer Prozentsatz, was u.a.

⁸ Variablenbezeichnung entsprechen dem internationalen Datensatz.

darauf zurückzuführen ist, dass die 5. Klasse AHS bzw. die 1. Klasse BHS zur Erfüllung der Schulpflicht gewählt wird, um das Polytechnikum vor dem Beginn einer Lehre zu umgehen.

Tabelle 1: Weiterführender Schulbesuch (BILD_K) der 15-/16-Jährigen in der PISA-Erhebung (Spaltenprozente)

Besuch einer AHS-Oberstufe oder BHS (BILD_K)	absolut (PISA 2000)	in % (PISA 2000)	ECHP 1996-1999 (16-19-Jährige)
nein	2332	49,5	55,2
ja	2380	50,5	44,8
Gesamt ohne Antwortverweigerung	4712	100%	100% (n=1454)
+ Antwortverweigerungen	33	-	-
Gesamt	4745		

3.3. Unabhängige Variablen

Als unabhängige Variablen standen zur Verfügung (siehe Übersicht 2): die höchste Bildung der Eltern (BILD), der berufliche Status (STATUS), das Geschlecht des Kindes (GESCH_K), der Migrantensstatus der Eltern (MIGRA), die Erwerbsbeteiligung der Mutter (MERW), die Familienform (KFAM, ALLEIN, AFAM), die Zahl der Geschwister (GSCHW) und die Einwohnergröße (EINW).

Bei den Eltern der getesteten Jugendlichen überwiegt eine mittlere Bildung (ISCED 3C und 3B = 49,4%). Knapp ein Drittel (31,2%) der Eltern hat einen Hochschulzugang erworben. Zur Messung der beruflichen Position wurde der von Ganzeboom et al. (OECD 2001) entwickelte internationale sozio-ökonomische Berufsstatus verwendet. Die Skala basiert auf der ISCO-Berufsklassifikation. Sie ist intervallskaliert und nimmt für Österreich Werte von 16 bis 90 an. Für die Analyse wurden fünf Kategorien gebildet, die sich bezeichnen lassen als „geringe berufliche Position“, „eher geringe berufliche Position“, „mittlere berufliche Position“, „eher hohe berufliche Position“ und „hohe berufliche Position“. Die beruflichen Tätigkeiten streuen breit über diese Kategorien: 29,1% üben eine Tätigkeit mit einem mittleren Anforderungsprofil aus, 27,9% eine eher geringe Tätigkeit.

49,9% der getesteten Zielpersonen sind weiblich. Im Durchschnitt haben sie 1,6 Geschwister.

Zwei Drittel haben eine erwerbstätige Mutter, 77,9% leben in einer Kernfamilie, 12,7% in einem Alleinerzieherhaushalt und 9,3% in einer anderen Haushaltsform. Die letzte Kategorie wird schwerpunktmäßig von Stieffamilien gebildet: 78,5% der 9,3%-Fälle gehören dieser Familienform an.

Ein Migrationshintergrund liegt bei 10,9% vor. Die Einwohnergröße wurde nicht für die einzelnen Haushalte der Schüler erhoben. Bekannt ist nur die Einwohnerzahl der Gemeinde, in der die Schule liegt. 43,4% der SchülerInnen besuchen eine Schule in einer Gemeinden von bis zu 15.000 EinwohnerInnen. Der Anteil der SchülerInnen mit einer Schule in einer Mittelstadt beträgt 25,6%, die restlichen 30,9% der SchülerInnen besuchen eine Schule in einer Großstadt (100.000 EinwohnerInnen und mehr).

Eine Gegenüberstellung mit den ECHP-Daten – sofern die Daten vergleichbar sind – zeigt eine weitgehende Übereinstimmung, was für die Qualität der beiden Datensätze spricht. In der Tendenz stimmt dies auch für die bivariaten Zusammenhänge (siehe z.B. Tabellen A2 und A3 im Anhang)

Eine größere Differenz tritt beim Vorliegen eines Migrationshintergrundes vor. In der PISA konnte bei Migrantenkindern ein größerer Prozentsatz erreicht werden, da im Unterschied zum ECHP die Befragung in der Schule direkt und nicht zu Hause stattfand. Wie hoch der Prozentsatz von Migrantenkindern war, die wegen mangelnder Sprachkenntnisse nicht teilnahmen, ist nicht bekannt. Laut Statistik Austria hatten im Schuljahr 2000/01 9,1% aller SchülerInnen eine nicht-österreichische Staatsbürgerschaft (Statistik Austria 2001: 231). Da ein beträchtlicher Anteil von Kindern mit einem Migrationshintergrund (Österreich ist nicht Geburtsland der Eltern) die österreichische Staatsbürgerschaft besitzt, ist davon auszugehen, dass mit 10,9% der Anteil der Kinder mit einem Migrationshintergrund in PISA unterrepräsentiert ist und vor allem Kinder mit schlechten Sprachkenntnissen fehlen.

Übersicht 2: Unabhängige Variablen der Analyse (Ungleichheitsvariablen)

Variable (a)	Definition/Operationalisierung	Skalenwerte	Anteils bzw. Mittelwerte ^{(b),(c)}
klassische bzw. alte Dimensionen der sozialen Ungleichheit			
höchste Bildung der Eltern (BILD)	Einelternefamilie: Bildung des Vaters oder der Mutter / Zweielternefamilie: Bildung des Elternteils mit der höchsten Bildung, gebildet aus den Variablen ST12Q01 und ST12Q13 des Schülerfragebogens, erfasst wurde der internationale Schulcode	1=bis ISCED 2	19,4 (16,0) ^(d)
		2=ISCED 3C+3B	49,4 (52,7)
		3=ISECD 3A	<u>31,2 (31,3)</u>
			100% (n=4439)
berufliche Position der Eltern (STATUS) (d)	Einelternefamilie: berufliche Position des Vaters oder der Mutter / Zweielternefamilie: berufliche Position des Vaters; falls nicht bekannt	HISEI-Code 1=16-39	23,1 (24,7) ^(e)
		2=40-49	27,9 (22,3)
	berufliche Position der Mutter, gebildet aus der Systemvariablen HISEI des Schülerfragebogens	3=50-59	29,1 (30,1)
		4=60-69	11,4 (11,3)
		5=70-90	<u>8,5 (11,5)</u> 100% (n=4635)
neue Dimensionen der sozialen Ungleichheit			
Geschlecht der Zielperson (GESCHL_K)	direkt befragt, ST03Q01 des Schülerfragebogens	0=männlich	49,9% (48,1%)
		1=weiblich	(n= 4683)
Migrantenstatus der Eltern (MIGRA)	Einelternefamilie: Elternteil ist nicht in Österreich geboren. Zweielternefamilie: beide Elternteile sind nicht in Österreich geboren, gebildet aus den Variablen ST16Q02 und ST16Q03 des Schülerfragebogens.	0=nein	10,9% (4,1%)
		1=ja	(n=4671)
Erwerbstätigkeit der Mutter (MERW)	Mutter ist Voll- oder Teilzeit erwerbstätig, gebildet aus der Variablen ST06Q01.	0=nein 1=ja	67,2 (66,9) (n=4569)
Kernfamilie (KFAM)	Kind lebt mit beiden Elternteilen zusammen, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des Schülerfragebogens	0=nein	77,9% (84,9)
		1=ja	(n=4708)
Alleinerzieherhaushalt (ALLEIN)	Kind lebt mit einem Elternteil zusammen, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des Schülerfragebogens	0=nein 1=ja	12,7% (15,1) (n=4708)
andere Familienformen (AFAM)	Kind lebt in einer Stieffamilie oder einer anderen Familienform, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des	0=nein 1=ja	9,3% (n.b.) (n=4708)

Schülerfragebogen)			
Zahl der Geschwister bis 19 Jahre (GSCHW)	Zahl der älteren, jüngeren und gleich alten Geschwister, verfügbar als Systemvariable NSIB	Anzahl	1,6 (2,0) (n=4679)
Einwohnergröße (EINW)	gebildet aus der Variablen SC01Q01 des Schulfragebogens	Dorf/Kleinstadt (bis 15.000 Einw.)	43,4%
		Mittelstadt (15.000 – 100.000 Einw.)	25,6%
		Großstadt (100.000 Einw. und mehr)	<u>30,9%</u>
			100% (n=4714)

(a) Die Bezeichnungen in Klammern beziehen sich auf die Variablenbezeichnung der Abbildungen 1 bis 3

(b) bei dichotomen Variablen wird der Anteilswert der 1-Ausprägung in % angeführt;

(c) Werte in Klammern = Ergebnisse aus Bacher (2003) auf der Basis des ECHP

(d) Im ECHP wurden folgende Ausprägungen gebildet: Pflichtschule (=1); Lehre/BMS (=2); Matura/höher (=3)

(e) Im ECHP wurden folgende Ausprägungen untersucht: Hilfstätigkeit (=1), Facharbeiter/einf. Angest. (=2), mittlere Tätigkeit/ Meister einschließlich Selbständige und Landwirte (=3), höhere Tätigkeit (=4), hochqualifizierte Tätigkeit (=5)

3.3. Intervenierende Variable

Als intervenierende Variablen stehen zunächst Systemvariablen zum kulturellen Besitz in der Herkunftsfamilie (CULTPOSS), zur kulturellen Kommunikation in der Herkunftsfamilie (CULTCOM) und zu kulturellen (Freizeit-)Aktivitäten allgemein (CULTACTV) zur Verfügung. Die Bildung der Systemvariablen wurde für Österreich faktorenanalytisch und testtheoretisch geprüft und konnte bestätigt werden.

Die deskriptiven Verteilungskennwerte zeigen, dass die Durchschnittswerte in Österreich den OECD-Durchschnitten entsprechen (siehe Übersicht 3).

Übersicht 3: Intervenierende Variablen der Analyse

Variablen (a)	Definition/Operationalisierung	Skalenkenn-werte	
kultureller Besitz der Familie (CULTPOSS)	Systemvariable (OECD 2002: 32), gebildet aus den Items i), j) und k) der Frage 21 „Gibt es bei dir zu Hause ...“	Mittelwert	-002 ^{a)}
		Standardabw.	0,97
		Minimum	-1,65
	i) klassische Literatur (z.B. von Goethe)	Maximum	1,15
	j) Bücher mit Gedichten		
	k) Kunstwerke (z.B. Bilder)	n=	4083
kulturelle Kommunikation in der Familie (CULTCOM)	Systemvariable (OECD 2002: 31), gebildet aus den Items a), b) und c) der Frage 19 „Wie oft kommt es im Allgemeinen vor, dass deine Eltern...“	Mittelwert	-0,16 ^{a)}
		Standardabw.	0,97
		Minimum	-2,20
		Maximum	2,72
	a) mit dir über politische oder soziale Fragen diskutieren?	n=	4072
	b) mit dir über Bücher, Filme oder Fernsehsendungen diskutieren?		
	c) mit dir klassische Musik hören?		
kulturelle (Freizeit-)Aktivitäten allgemein (CULTACTV)	Systemvariable (OECD 2002: 31), gebildet aus den Items b), d) und e) der Frage 18 „Wie oft hast du im letzten Jahr...“	Mittelwert	0,13 ^{a)}
		Standardabw.	1,03
		Minimum	-1,28
	a) ein Museum oder eine Kunstaussstellung besucht?	Maximum	2,93
	d) eine Oper, ein Ballett oder ein klassisches Konzert besucht?	n=	4057
	c) ein Theater besucht?		
Lesekompetenz allgemein (WLERead)	Systemvariable, berechnet aus den Testaufgaben zur Erfassung der Lesekompetenzen, zur Berechnung siehe Köller/Watermann/Baumert (2001); OECD (2001, 2002)	Mittelwert	498
		Standardabw.	95
		Minimum	89
		Maximum	887
		n=	4745
Mathematikkompetenz (WLEMATH)	Systemvariable, berechnet aus den mathematischen Testaufgaben zur Berechnung siehe Köller/Watermann/Baumert (2001); OECD (2001, 2002)	Mittelwert	506
		Standardabw.	95
		Minimum	202
		Maximum	816
		n=	2640

a) normiert auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 für alle OECD Länder (OECD 2001: 262)

b) normiert auf Mittelwert 500 und Standardabweichung 100 für alle OECD Länder (OECD 2001: 79)

Als weitere intervenierende Variablen wurden die Testwerte im Lesen und für den mathematischen Bereich verwendet. Die Kompetenzscores wurden von der OECD so normiert, dass der OECD-Durchschnitt bei 500 liegt und die Standardabweichung bei 100.

Für die Stichprobe ergeben sich Mittelwerte von 498 (Lesekompetenzen) und 506 (Mathematikkompetenzen). Hochgerechnet (zur Gewichtung siehe OECD 2001) auf die Gesamtzahl der 15-/16-jährigen SchülerInnen in Österreich resultieren Werte von 507 für den Lesebereich und von 514 für den mathematischen Bereich. Damit nimmt Österreich unter den 32 teilnehmenden Ländern die Rangplätze 11 (Lesen) bzw. 12 (Mathematik) ein.

3.4. Befinden in der Schule

In die Analyse wurden zwei Befindensvariablen einbezogen (zur Begründung siehe Abschnitt 3.5): Das von den SchülerInnen berichtete Schüler-Lehrer-Verhältnis (STUDREL) und das Zugehörigkeitsgefühl zur Schule/Klasse (BELONG).

Übersicht 4: Schüler-Lehrer-Verhältnis und Zugehörigkeitsempfinden zur Schule/Klasse

Variablen (a)	Definition/Operationalisierung	Skalenkenn-werte	
Schüler-Lehrer-Verhältnis (STUDREL)	Systemvariable (OECD 2002: 32), gebildet aus den Items a) bis e) der Frage 30 „Wie sehr stimmst du den folgenden Aussagen über die Lehrerinnen und Lehrer deiner Schule zu?“	Mittelwert	-005 ^{a)}
	a) Die Schüler/innen kommen mit den meisten Lehrer/innen gut aus	Standardabw.	1,08
	...	Minimum	-2,90
	e) Die meisten Lehrer/innen behandeln mich fair	Maximum	2,83
		n=	4040
Zugehörigkeitsgefühl zur Schule/Klasse (BELONG)	Systemvariable (OECD 2002: 33), gebildet aus den Items a) bis f) der Frage 31 „Meine Schule ist ein Ort ...“	Mittelwert	0,28 ^{a)}
	a) an dem ich mich als Außenseiter fühle	Standardabw.	1,08
	Minimum	-3,40
	f) an dem ich mich einsam fühle	Maximum	2,33
		n=	4038

a) normiert auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 für alle OECD Länder (OECD 2001: 262)

Das Schüler-Lehrer-Verhältnis entspricht wiederum dem OECD-Durchschnitt. Für das Zugehörigkeitsgefühl zur Klasse/Schule ergibt sich ein über dem OECD-Durchschnitt liegender Wert (siehe Übersicht 4).

3.5. Datenanalyse

Entsprechend den drei Fragestellungen (siehe Abschnitt 1) erfolgte die Datenanalyse in drei Schritten:

- In einem ersten Schritt wurde eine explorative Pfadanalyse durchgeführt, in welche nur die sozialen Ungleichheitsvariablen der Übersicht 1 und der Besuch einer AHS-Oberstufe bzw. BHS (siehe Tabelle 1) einbezogen wurden. Dieser Schritt diente der Prüfung der Hypothesen H1 bis H3.
- In einem zweiten Schritt wurden der kulturelle Besitz, die kulturelle Kommunikation in der Familie, die kulturellen Aktivitäten sowie die Lese- und Mathematikkompetenzen einbezogen, um die Hypothesen H4 bis H5 zu prüfen. Dabei wurde schrittweise vorgegangen. In eine erste Analyse wurden nur die kulturellen Variablen einbezogen, in einem zweiten Schritt die Lesekompetenzen und in einem dritten die Mathematikkompetenzen. Durch dieses schrittweise Vorgehen sollte geprüft werden, ob die kulturellen Variablen alleine zur Erklärung der Zusammenhänge zwischen sozialen Ungleichheitsvariablen und der Bildungspartizipation ausreichen.
- In einem letzten Schritt wurde untersucht, ob zwischen den sozialen Ungleichheitsvariablen und den Befindensvariablen (Lehrer-Schüler-Verhältnis; Zugehörigkeitsgefühl) Zusammenhänge auftreten und ob diese auch bestehen bleiben, wenn die kulturellen Variablen und die Kompetenzen als Kontrollvariablen einbezogen werden. Dieser letzte Analyseschritt wurde nur für die weiterführenden Schulformen gerechnet, um prüfen zu können, ob sich Hinweise auf direkte schulische Benachteiligungen geben (siehe dazu unten).

Der letzte Schritt wurde durchgeführt, um der im Einleitungsteil (Abschnitt 1) formulierten methodologischen Forderung Rechnung zu tragen, dass von empirischen Hinweisen auf eine direkte schulische Benachteiligung nur dann gesprochen werden soll, wenn alle anderen

Erklärungen ausgeschlossen sind. Schritt 2 garantiert dies noch nicht. Die Ergebnisse aus Schritt können sein:

- Das formulierte Pfadmodell der Abbildung 1 wird bestätigt. Nach Hinzunahme der intervenierenden Variablen besteht kein direkter Zusammenhang mehr zwischen Sozialstruktur und Bildungspartizipation. Entsprechend unserer methodologischen Forderung wäre dies ein Hinweis, dass von einer direkten schulischen Benachteiligung nicht gesprochen werden kann, da eine andere Erklärung gefunden wurde, der zur Folge die Ursachen der schulischen Benachteiligung in außerschulischen Faktoren (der familiären Sozialisation) zu suchen sind.
- Das Modell wird nicht bestätigt und es besteht auch nach Kontrolle der intervenierenden Variablen ein direkter Zusammenhang zwischen sozialstrukturellen Variablen und der Bildungspartizipation der Kinder. Tritt dieses Ergebnis auf, ist es nicht gelungen, eine alternative Erklärung zu finden. Daraus kann aber noch nicht auf das Vorliegen einer direkten schulischen Benachteiligung geschlossen werden. Die Zusammenhänge können nach wie vor durch außerschulische intervenierende Variable erklärt werden, z.B. durch unterschiedliche Bewertungen des Bildungsertrages (Boudon 1974) oder durch unterschiedliche Bildungsaspirationen.

Aus letzterem Grund wurde eine weitere Analyse gerechnet. Diese ging von der Annahme aus, dass – unter bestimmten Bedingungen - direkte schulische Benachteiligungen von den SchülerInnen wahrgenommen werden mit der Folge, dass die direkt benachteiligten SchülerInnen über ein schlechteres Lehrer-Schüler-Verhältnis berichten und sich der Schule/Klasse weniger zugehörig fühlen.

In allen Analysen wurde die in Holm (1977) beschriebene Technik der explorativen Pfadanalyse als wiederholt angewandte multiple Regression eingesetzt.

4. Ergebnisse

Abbildung 2 fasst die Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse zusammen. In die graphische Darstellung eingetragen sind nur signifikante Effekte mit einem Absolutbetrag größer/gleich 0.08. Die vermuteten Zusammenhänge (siehe Hypothesen 1 bis 3) und damit die Befunde aus Bacher (2003, im Folgenden als ECHP-Analyse oder ECHP-Daten zitiert) werden bestätigt. Von den klassischen Ungleichheitsdimensionen „Bildung der Eltern“ (BILD) und „berufliche Stellung“ (STATUS) gehen starke Effekte aus. Hypothese H1 wird somit bestätigt. Der im Vergleich zur ECHP-Analyse stärkere Effekt des beruflichen Status lässt sich durch das in den PISA-Daten fehlende Einkommen erklären.

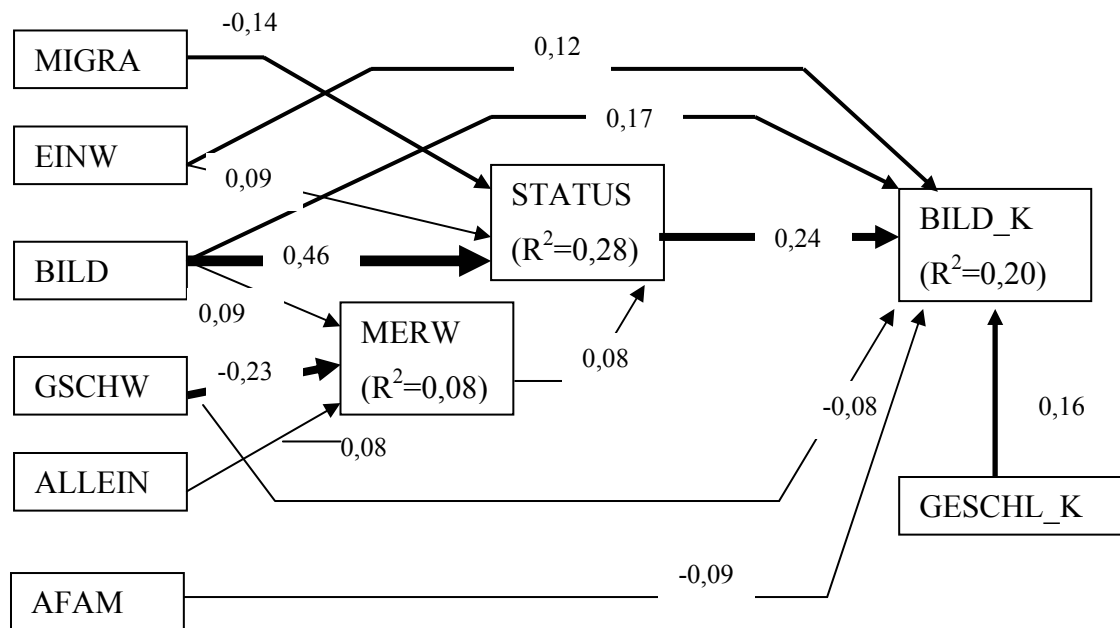
Wie in den ECHP-Daten liegt auch ein starker geschlechtsspezifischer Effekt vor (Hypothese H2): Mädchen besuchen signifikant häufiger eine AHS-Oberstufe bzw. eine BHS.

Abweichend von der Analyse mit den ECHP-Daten ergibt sich ein deutlich erkennbarer Effekt der Einwohnerzahl. Zurückzuführen ist dies (siehe Abschnitt 2) auf das fehlende Einkommen, auf die feinere Messung der Einwohnerzahl und auf die Tatsache, dass in den PISA-Daten nicht die Einwohnerzahl des Wohnortes der SchülerInnen erhoben wurde, sondern die Einwohnerzahl der Stadt, in der sich die Schule befindet.

Entsprechend der Hypothese H3 konnte ein schwacher Effekt für familienstrukturelle Variable gefunden werden. Die feinere Messung der Familienstruktur führt dazu, dass sich andere Familienformen (darunter fallen primär Stieffamilien) signifikant von Kernfamilien unterscheiden. Zusätzlich tritt ein Effekt der Geschwisterzahl auf. Dieser lässt sich vermutlich durch den nicht kontrollierten indirekten Effekt der Familienform über das Haushaltseinkommen erklären: Die ECHP-Daten haben gezeigt, dass bei mehr Kindern das Nettohaushaltseinkommen geringer ist und in der Folge die Schulpartizipation abnimmt.

Insgesamt bestätigt die Analyse somit die vermuteten Zusammenhänge (siehe Hypothese H1 bis H3).

Abbildung 2: Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse ohne intervenierende Variablen



MIGRA = Migrationshintergrund

EINW = Einwohnerzahl

BILD = höchste Bildung der Eltern

GSCHW =Zahl der Geschwister

ALLEIN = Alleinerzieherhaushalt

AFAM = andere Familienform (i.d.R. Stieffamilie)

STATUS = berufliche Position der Eltern

MERW = mütterliche Erwerbstätigkeit

BILD_K = Bildungspartizipation des Kindes

GESCHL_K = Geschlecht des Kindes

Führt man zur Erklärung der gefundenen Zusammenhänge von sozialen Ungleichheitsvariablen und Bildungspartizipation schrittweise die kulturellen Variablen und die erworbenen Kompetenzen als intervenierende Variablen ein (siehe Abschnitt 3.5), so zeigt sich (siehe Tabelle A4 im Anhang A), dass die intervenierenden Variablen die Effekte der sozialen Ungleichheitsvariablen zwar reduzieren, diese aber nicht ganz verschwinden.

Der Effekt der Bildung der Eltern reduziert sich zwar von 0,17 auf 0,12⁹, ist damit aber deutlich höher als der angenommene Schwellwert von 0,08. Gleiches gilt für den beruflichen

⁹ bzw. von 0,19 auf 0,12, wenn nur jene SchülerInnen in die Analyse einbezogen werden, die den Mathematiktestteil ausgefüllt haben (siehe Tabelle A5).

Status der Eltern (Reduktion des Effekts von 0,24 auf 0,10¹⁰) und für das Geschlecht (von 0,16 auf 0,09¹¹).

Interessant ist, dass der Einfluss des beruflichen Status stärker reduziert wird als jener für die Bildung. Dies bedeutet, dass die kulturellen Variablen und die erworbenen Kompetenzen vor allem den Zusammenhang zwischen dem beruflichen Status und der Bildungspartizipation erklären können.

Im Unterschied zur Bildung der Eltern, zum beruflichen Status der Eltern und dem Geschlecht des Kindes wird der Einfluss der Gemeindegröße kaum reduziert. Dies lässt sich dadurch erklären, dass für die Entscheidung der politisch Verantwortlichen, eine weiterführende Schule zu errichten, vor allem die Größe einer Stadt entscheidend ist bzw. gewesen ist und nicht ihre Sozialstruktur.

Die für die anderen Familienformen und die Geschwisterzahl festgestellten direkten Effekte verschwinden nach Kontrolle der intervenierenden Variablen, können also durch diese aufgeklärt werden.

In Bezug auf die Hypothesen H4 und H5 ist festzuhalten:

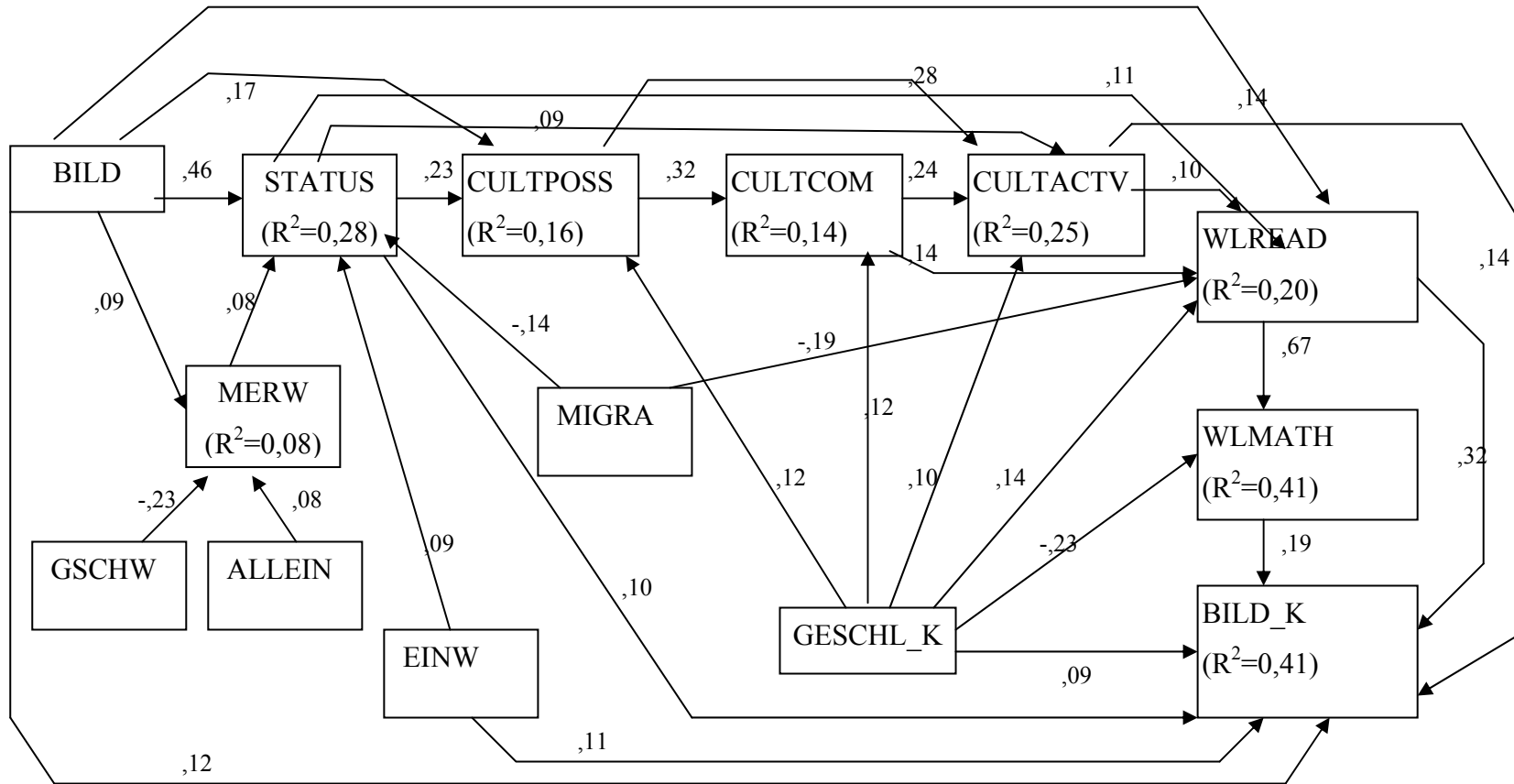
- Hypothese 4 muss modifiziert werden. Kulturelle Variablen und Kompetenzen können den Zusammenhang von sozialer Herkunft (Bildung und beruflicher Status der Eltern) mit der Bildungspartizipation nicht vollständig erklären, schwächen diesen aber ab. Insbesondere der Zusammenhang zwischen beruflichem Status und Bildungspartizipation kann durch die angenommenen intervenierenden Variablen erklärt werden.
- Hypothese 5 muss ebenfalls modifiziert werden. Die Geschlechterunterscheide verschwinden nicht, werden aber deutlich abgeschwächt (Reduktion von 0,16 auf 0,09). Die Vermutung, dass die Bildungspartizipation stärker von den Lesekompetenzen abhängt als von den mathematischen Fähigkeiten, wird bestätigt.

¹⁰ bzw. von 0,22 auf 0,10, wenn nur jene SchülerInnen in die Analyse einbezogen werden, die den Mathematiktestteil ausgefüllt haben (siehe Tabelle A5).

¹¹ bzw. von 0,14 auf 0,09, wenn nur jene SchülerInnen in die Analyse einbezogen werden, die den Mathematiktestteil ausgefüllt haben (siehe Tabelle A5).

Im Detail ergibt sich das in der Abbildung 3 wiedergegebene Bild.

Abbildung 3: Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse mit intervenierenden Variablen



Zur Bezeichnung der Variablen siehe Abbildung 1 und 2

Wie in Abschnitt 3.5 ausgeführt, kann aus der Tatsache, dass auch bei Kontrolle der intervenierenden Variablen Zusammenhänge der sozialen Ungleichheitsvariablen mit der Bildungspartizipation bestehen bleiben, nicht zwingend abgeleitet werden, dass dies ein empirischer Hinweis auf direkte Benachteiligungen in der Schule ist. Möglicherweise sind weitere, nicht der Schule zuordenbare Variable, wie Bildungsaspirationen der Eltern und Kinder, wirksam, welche die verbleibenden Zusammenhänge erklären könnten.

Deshalb wurde in einem dritten Schritt eine weitere indirekte empirische „Beweisführung“ für direkte schulische Benachteiligungen vorgenommen. Es wurde untersucht, ob sich sozial benachteiligte SchülerInnen in der Schule weniger wohl fühlen und über ein schlechteres Lehrer-Schüler-Verhältnis berichten.

Die Ergebnisse dieser Analyse für die AHS-Oberstufe und BHS fasst Tabelle 2 zusammen. Es ergeben sich keine Hinweise auf eine direkte schulische Benachteiligung. Bereits ohne Kontrolle der intervenierenden Variablen bestehen – mit zwei Ausnahmen – keine signifikanten Effekte. Beide signifikante Wirkungen sind kleiner 0,08 und verschwinden, wenn kulturelle Variablen und Kompetenzen als Kontrollvariablen eingeführt werden. Die Analysen zeigen, dass das Befinden in der Schule und das Lehrer-Schüler-Verhältnis weitgehend von sozialstrukturellen Merkmalen unabhängig sind. Direkte schulische Benachteiligungen, die dazu führen, dass sich schulisch benachteiligte SchülerInnen weniger wohl fühlen und über eine Beeinträchtigung des Lehrer-Schüler-Verhältnisses berichten, sind somit empirisch nicht nachweisbar.

Tabelle 2: Wirkung der sozialen Ungleichheitsvariablen auf das Lehrer-Schüler-Verhältnis mit und ohne Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen in weiterführenden Schulen (AHS-Oberstufe und BHS)¹²

	Lehrer-Schüler-Verhältnis		Zugehörigkeitsgefühl	
	ohne Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen (n=1235)	mit Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen (n=1231)	ohne Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen (n=1234)	mit Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen (n=1230)
R ²	0,007	0,026	0,012	0,021
höchste Bildung der Eltern (BILD)	,002	-,008	-,003	-,019
berufliche Position der Eltern (STATUS)	,000	-,028	-,025	-,042
Geschlecht der Zielperson (GESCHL_K)	-,012	-,047	-,060*	-,054
Migrantenstatus (MIGRA)	-,074*	-,058	-,022	-,016
Erwerbstätigkeit Mutter (MERW)	,000	-,009	,055	,052
Kernfamilie- (KFAM)				
Alleinerzieherhaushalt (ALLEIN)	-,031	-,036	-,031	-,030
andere Familienformen (AFAM)	-,015	-,016	,000	,002
Zahl der Geschwister (GSCHW)	,014	,013	-,052	-,050
Einwohnergröße (EINW)	,013	,004	-,001	-,009
CULTPOSS		,007		,044
CULTCOM		,035		-,008
CULTACTV		,083*		,070*
WLERead		,096**		-,055

¹² einbezogen wurden nur die Fälle mit validen Werten in den Lesekompetenzen und bei den Mathematikkompetenzen

5. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Die Ergebnisse der Analyse lassen sich wie folgt zusammenfassen:

- Auch für die PISA-Daten 2000 ergibt sich Bildungsungleichheit nach Geschlecht und sozialer Herkunft (Bildung und Beruf der Eltern): 15/16-jährige Buben und 15/16-Jährige aus unteren Bildungs- oder Berufsschichten haben geringere Bildungschancen.
- Zusätzlich zeigen sich regionale Ungleichheiten: Weiterführende Schulen befinden sich durchgehend in größeren Städten. Für Jugendliche aus ländlichen Gebieten ergeben sich dadurch längere Anfahrtswege, die - im Unterschied zu jüngeren SchülerInnen – aber keine Barrieren mehr für einen Schulbesuch darstellen dürften (Bacher 2003).
- Die festgestellten Bildungsungleichheiten nach sozialer Herkunft und Geschlecht lassen sich durch kulturelle Variablen und erworbene Kompetenzen teilweise erklären. Aber auch nach Kontrolle dieser intervenierenden Variablen wirken soziale Herkunft und Geschlecht direkt auf die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem ein.
- Daraus kann entsprechend den entwickelten methodologischen Grundregeln nicht eindeutig abgeleitet werden, dass Jugendliche aus unteren Bildungs- und Berufsschichten und Burschen direkt durch die und in der Schule benachteiligt werden, da andere außerschulische Erklärungen nicht ausgeschlossen sind.
- Eine weiterführende Analyse erbrachte keinen Hinweis darauf, dass sozial benachteiligte Jugendliche ein schlechteres Lehrer-Schüler-Verhältnis berichten oder sich in der Schule nicht zugehörig fühlen. Direkte schulische Benachteiligung, die von den Betroffenen wahrgenommen wird, lässt sich somit nicht erkennen.

In Bezug auf die Frage der sozialen Benachteiligung legt die Studie somit folgende Schlussfolgerungen nahe:

- Soziale Benachteiligungen im Sinne von sozial bedingten Bildungsungleichheiten sind gegeben. Kinder aus unteren sozialen Schichten und Burschen haben geringere Bildungschancen. Hinzukommen regionale Ungleichheiten.

- Direkte schulische Benachteiligung im Sinne einer Verursachung von Bildungsungleichheit durch die Schule kann mit den vorliegenden Daten nicht nachgewiesen werden, sie kann aber auch nicht ausgeschlossen werden. Hierzu sind weiterführende Studien erforderlich.
- Die durchgeführten Analysen zeigen, dass Bildungsungleichheit von außerschulischen Faktoren abhängt. Dies ist für ein Schulsystem wie dem österreichischen, das viele Aufgaben an die Eltern delegiert, nicht überraschend.

Aus den Ergebnissen lassen sich – trotz der noch offenen Fragen - folgende praktische Schlussfolgerungen ableiten:

- Förderung von kulturellen Aktivitäten. Die in der 1. Hälfte des 19. Jahrhunderts entstandene Idee der Arbeiterbildung ist nach wie vor aktuell.
- Einrichtung von allgemeinen schulischen Programmen, die sowohl Burschen als auch Mädchen ansprechen und in denen Geschlechter-Rollenvorstellungen thematisiert werden.
- Re-Thematisierung der Bildungsungleichheit. Bildungsungleichheit und schulische Benachteiligung sind Randthemen geworden. Dies ist damit zu erklären, dass es in den letzten dreißig Jahren nicht gelungen ist, Bildungsungleichheit nach sozialer Herkunft und soziale Benachteiligungen im Schulbereich zu reduzieren. Dennoch ist das Thema wichtig, da die empirischen Befunde die Fragen aufwerfen, inwiefern die Verteilung der Bildungschancen als gerecht bezeichnet werden kann und inwiefern berufliche Positionen effizient vergeben werden (können).

Literatur:

- Allport, Gordon (1958) *The nature of prejudice*. New York.
- Bacher, Johann (2003) Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs. *Österreichische Zeitschrift für Soziologie*, Jg. 28/Heft 3, S. 3-33.
- Binder, Susanne (2002) Schule und Migration – Einblick in die Praxis des interkulturellen Lernens. *SWS Rundschau*, Jg. 42, S. 422-440.
- Boudon, Raymond (1974) *Education, Opportunity, and Social Inequality*. New York u.a.
- Bourdieu, Pierre (1983) Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital. In: Kreckel, R. (Hg.): *Soziale Ungleichheiten*. Soziale Welt, Sonderband 2, S. 183-198.
- Fassmann, Heinz (2002) Räumliche Disparitäten im österreichischen Schulsystem. Wien.
- Fersterer, Josef/Winter-Ebmer, Rudolf (2003): Are Austrian returns to education falling over time? *Labour Economics*, Vol. 10, S. 73-89.
- Gehmacher, Ernst (2000) Lohnt sich höhere Bildung? Daten und neue Argumente zur Diskussion um den individuellen Bildungsertrag. *SWS-Rundschau*, Jg. 40, S. 397-406.
- Gehmacher, Ernst/Svoma Erika (2003) Das Experiment Pötttsching. Evaluierung von Gemeinschaftserziehung im Kinderdorf – 30 Jahre danach. *SWS-Rundschau*, Jg. 43, S. 7-25.
- Geißler, Rainer (1990) Schichten in der postindustriellen Gesellschaft. In: Berger, P.A.; Hradil, S. (Hg.): *Lebenslagen – Lebensläufe – Lebensstile*. Soziale Welt, Sonderband, S. 81-102.
- Geißler, Rainer (2002) *Die Sozialstruktur Deutschlands*. Wiesbaden.
- Haider, Günter (Hg.) (2001) *PISA 2000. Technischer Report*. Innsbruck.
- Holm, Kurt (1977) Lineare und multiple Regression und Pfadanalyse. In: Holm, K. (Hg.): *Die Befragung 5*. München, S. 11-268.
- Hradil, Stefan (1987) *Sozialstrukturanalyse in einer fortgeschrittenen Gesellschaft*. Von Klassen und Schichten zu Lagen und Milieus. Opladen.
- Iben, Gerd (1974) *Kompensatorische Erziehung*. München.
- Köller, Olaf/Watermann, Rainer/Baumert, Jürgen (2001) Skalierung der Leistungstest in PISA. In: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.): *PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*. Opladen, S. 517-524.
- OECD (2001) *Lernen für das Leben. Erste Ergebnisse der internationalen Schulleistungsstudie PISA 2000*. Paris [<http://www.pisa.oecd.org/>]

- OECD (2002) Manual for the PISA 2000 Database. Paris.
- Schlögl, Peter/Wieser, Regine (2002) Berufliche Erstausbildung in Wien – Geschlechtsspezifische Segregation, Ausbildungswünsche und Berufsorientierung von Jugendlichen. SWS Rundschau, Jg. 42, S. 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, S. 464-488.
- 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).
- 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) Schulwesen in Österreich 2001/02. Wien.
- 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, S. 468-506.
- Weiß, Susanne (2001) Konzept und Design im Überblick. In: Haider, Günter (Hg.) (2001) PISA 2000. Technischer Report. Innsbruck, S. 53-66.

Anhang A: Ergänzungstabellen

Tabelle A1: Leistungsunterschiede von Buben und Mädchen im Lesen, in Mathematik und in den Naturwissenschaften

	Buben	Mädchen	t-Wert und Signifikanz
Lesen	484	516	-11,58***
Mathematik	516	498	4,93***
Naturwissenschaften	511	507	0,88

*** p < 0,1%; ** p < 1%; * p < 5%; keine Symbolik = nicht signifikant

Ein Wert von 500 entspricht dem OECD-Durchschnitt.

Tabelle A2: Schulbesuch in Abhängigkeit vom Geschlecht (bivariat, ECHP-PISA-Vergleich)

Geschlecht	AHS-Oberstufe oder BHS			
	PISA	Differenz	ECHP (a)	Differenz
männlich	43,9% (n=2335)	} 13,8%	35,6% (n=753)	} 20,0%
weiblich	57,7% (n=2334)		55,6% (n=701)	
Gesamt	50,8% (n=4669)		44,8% (n=1454)	

Tabelle A3: Schulbesuch in Abhängigkeit von der Bildung der Eltern (bivariat, ECHP-PISA-Vergleich)

Bildung der Eltern (a)	Besuch einer AHS oder BHS			
	PISA	Differenz	ECHP	Differenz
geringe Bildung	33,3% (n=774)	13,6	26,4% (n=233)	9,6%
mittlere Bildung	46,9% (n=2098)	27,8	36,0% (n=769)	
hohe Bildung	74,7% (n=1341)		69,2% (n=452)	33,2%
Gesamt	53,3% (n=4213)		44,8% (n=1191)	

(a) zur Bedeutung der Ausprägungen siehe Übersicht 2

Tabelle A4: Wirkung der sozialen Ungleichheitsvariablen auf die Bildungspartizipation nach Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen

	ohne	mit intervenierenden Variablen		
R ²	.194 (n=4057)	.230 (n=4057)	.380 (n=4057)	.409 (n=2259)
höchste Bildung der Eltern (BILD)	,166***	,135***	,094***	,115***
berufliche Position der Eltern (STATUS)	,235***	,188***	,115***	,100**
Geschlecht der Ziel- person (GESCHL_K)	,156***	,124***	,065***	,088***
Migrantenstatus (MIGRA)	-,042**	-,044**	,033*	,063***
Erwerbstätigkeit Mutter (MERW)	,010	,002	,000	-,002
Kernfamilie- (KFAM)				
Alleinerzieher- haushalt (ALLEIN)	-,048**	-,045**	-,040**	-,053**
andere Familien- formen (AFAM)	-,092***	-,078***	-,061***	-,044*
Zahl der Geschwister (GSCHW)	-,076***	-,080***	-,063***	-,061***
Einwohnergröße (EINW)	,118***	,109***	,097***	,105***
CULTPOSS		,055**	,044**	,016
CULTCOM		,053**	,000	-,010
CULTACTV		,148***	,102***	,135***
WLEREAD			,434***	,318***
WLEMATH				,187***

Tabelle A5: Wirkung der sozialen Ungleichheitsvariablen auf die Bildungspartizipation nach Kontrolle von kulturellen Variablen und Kompetenzen (fallweises Ausscheiden; im Unterschied zur Tabelle A4 wurden in alle Schritte nur jene Personen mit validen Werten im Mathematiktest einbezogen)

	ohne	mit intervenierenden Variablen		
R2	.194 (n=2259)	.236 (n=2259)	.392 (n=2259)	.409 (n=2259)
höchste Bildung der Eltern (BILD)	,193***	,169***	,122***	,115***
berufliche Position der Eltern (STATUS)	,216***	,169***	,106***	,100***
Geschlecht der Ziel- person (GESCHL_K)	,138***	,104***	,045**	,088***
Migrantenstatus (MIGRA)	-,027	-,028	,054**	,063***
Erwerbstätigkeit Mutter (MERW)	,016	,008	-,002	-,002
Kernfamilie- (KFAM)				
Alleinerzieher- haushalt (ALLEIN)	-,072***	-,069***	-,058**	-,053**
andere Familien- formen (AFAM)	-,075***	-,064**	-,050**	-,044**
Zahl der Geschwister (GSCHW)	-,072***	-,074***	-,065***	-,061***
Einwohnergröße (EINW)	,121***	,111***	,105***	,105***
CULTPOSS		,032	,018	,016
CULTCOM		,045*	-,016	-,010
CULTACTV		,179***	,137***	,135***
WLEREAD			,442***	,318***
WLEMATH				,187***

*** p < 0,1%; ** p < 1%