

## Bildungsungleichheit und Bildungsbenachteiligung im weiterführenden Schulsystem Österreichs: eine Sekundäranalyse der PISA 2000-Erhebung

Bacher, Johann

Veröffentlichungsversion / Published Version

Zeitschriftenartikel / journal article

### Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Bacher, J. (2005). Bildungsungleichheit und Bildungsbenachteiligung im weiterführenden Schulsystem Österreichs: eine Sekundäranalyse der PISA 2000-Erhebung. *SWS-Rundschau*, 45(1), 37-62. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-164733>

### Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

### Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

# Bildungsungleichheit und Bildungsbenachteiligung im weiterführenden Schulsystem Österreichs

Eine Sekundäranalyse der PISA 2000-Erhebung<sup>1</sup>

Johann Bacher (Linz)

Ausgehend von einer Erklärung der Begriffe »Bildungsungleichheit«, »soziale Benachteiligung« und »direkte schulische Benachteiligung« und einem theoretischen Modell zur Erklärung der Bildungsungleichheit werden in dem Beitrag die Daten des Programme for International Student Assessment der OECD (PISA) aus dem Jahr 2000 re-analysiert. Folgende Fragen werden behandelt: Welcher Zusammenhang besteht zwischen alten und neuen sozialen Ungleichheitsdimensionen mit dem Besuch einer AHS-Oberstufe oder einer BHS? Lassen sich die Zusammenhänge durch Unterschiede im kulturellen Kapital und in den erworbenen Kompetenzen erklären? Berichten sozial benachteiligte SchülerInnen über ein schlechteres LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnis und fühlen sie sich weniger wohl? Die Ergebnisse zeigen, dass auch bei statistischer 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.

## 1. Problemskizze und untersuchte Fragestellungen

In den letzten Jahren ist auch in Österreich eine verstärkte wissenschaftliche Auseinandersetzung mit bildungssoziologischen und -ökonomischen Fragestellungen zu beobachten.<sup>2</sup> Im Rahmen der SWS-Rundschau sind dafür eine Reihe von Beispielen zu

---

1 Ich möchte mich an dieser Stelle herzlich für die zahlreichen Anregungen und Kommentare zum Beitrag sowie für die Bereitschaft der SWS-Redaktion bedanken, diesen Beitrag zu veröffentlichen, der auf den Daten der »alten« PISA-Erhebung aus dem Jahr 2000 basiert. Damit ist es möglich, Forschungsergebnisse zu dokumentieren, auf die an der einen oder anderen Stelle in der durch die PISA 2003-Erhebung ausgelösten öffentlichen Diskussion hingewiesen wurde. Sofern dies möglich war, wird bereits in diesem Beitrag auf die Ergebnisse der PISA-Studie 2003 Bezug genommen. Eine auf den Erkenntnissen dieses Aufsatzes basierende Sekundäranalyse der PISA-Daten 2003 ist in Vorbereitung.

2 Im Unterschied zu Deutschland führte die PISA-Studie aus dem Jahr 2000 in Österreich zu keiner deutlichen Zunahme bildungssoziologischer und bildungsökonomischer Forschung. Auch die öffentliche Resonanz blieb gering, da Österreich im internationalen Vergleich »relativ« gut abgeschnitten hatte. Ende des letzten Jahres änderte sich diese Situation, als Anfang Dezember 2004 das schlechtere Abschneiden Österreichs bei der PISA 2003-Erhebung bekannt wurde. Ob dies auch zu einer intensiveren wissenschaftlichen Auseinandersetzung mit Fragen der Bildungssoziologie und -ökonomie führen wird, lässt sich schwer prognostizieren. Rückblickend ist festzuhalten, dass bereits 2000 die Befunde für Österreich keinesfalls durchgehend positiv waren: Die starke Selektivität des österreichischen Bildungssystems nach sozialer und ethnischer Herkunft war schon damals deutlich zu erkennen (Bacher 2003).

nennen. Im Jahr 2000 ging Gehmacher (2000) der auf den 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.<sup>3</sup> Unterschiede in der Gesundheit blieben aber bestehen: Höhere Bildung bedeutet nach wie vor mehr Gesundheit und höhere Lebensqualität.

Im Jahr 2002 gab 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 berichteten Gehmacher und Svoma (2003) über das Experiment »Pötttsching« und legten erste Ergebnisse einer Befragung von ehemaligen TeilnehmerInnen an diesem vor über 30 Jahren beendeten Schulversuch vor.

Auch dem klassischen soziologischen Thema der Bildungsungleichheit wurde in den letzten Jahren in der Forschung verstärkt Aufmerksamkeit geschenkt. So untersuchten etwa Spielauer, Schwarz und Schmid (2002) sowie Schwarz, Spielauer und Städtner (2002) auf der Grundlage des Mikrozensus 1996 den Übergang von der Sekundarstufe I (Hauptschule und Unterstufe der Allgemeinbildenden Höheren Schulen/ AHS) in die Sekundarstufe II (AHS-Oberstufe, Berufsbildende Höhere Schulen/ BHS, Berufsbildende Mittlere Schulen/ BMS, Polytechnikum, Berufsschule). Fassmann (2002) analysierte – ebenfalls auf Basis des Mikrozensus – die regionalen Ungleichheiten. Bacher (2003) schließlich legte auf der Grundlage des Österreich-Teils des Haushalts-Panels der Europäischen Kommission (ECHP) eine Analyse der Determinanten der Bildungspartizipation in der AHS-Oberstufe und in der BHS vor. Die Untersuchungsannahme war, 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)<sup>4</sup> abhängt. Die Datenanalyse brachte das Ergebnis, dass die alten Ungleichheitsdimensionen nach wie vor wirksam sind. Zusätzlich ergab sich ein starker geschlechtsspezifischer Effekt: Mädchen besuchen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit eine weiterführende Schule (AHS-Oberstufe oder BHS) als Burschen.

In diesem Beitrag soll die Analyse der Bildungsungleichheit für die PISA-Daten aus dem Jahr 2000 fortgeführt werden. Die im Jahr 2000 durchgeführte PISA-Studie wurde – wie die medial derzeit präsentere Studie aus dem Jahr 2003 – von der OECD

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

4 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, Geißler 2002, 136, Hradil 1987, 40). Ihnen wird zudem oft nur eine partielle Wirkung zugeschrieben (z. B. Geißler 1990). Im Unterschied zu den klassischen Dimensionen sind sie nicht mit durchgehenden Benachteiligungen in allen Lebensbereichen (Gesundheit, Politik, Wohnen, Bildung, Einkommen, Status) verbunden, sondern wirken nur in Teilbereichen.

koordiniert. Die Testinstrumente wurden gemeinsam mit den Teilnahmeländern entwickelt. An der PISA 2000-Studie beteiligten sich 43 Länder. Ziel der Studie war die Erfassung und der internationale Vergleich der Fähigkeiten, Fertigkeiten und Kompetenzen von Jugendlichen im Alter von 15 und 16 Jahren. Den Schwerpunkt bildeten im Jahr 2000 die Lesekompetenzen. Getestet wurden mehr als eine Viertel Million SchülerInnen (in Österreich 4.745 SchülerInnen). 2003 standen die Mathematikkenntnisse im Vordergrund. Es beteiligten sich 41 Länder (OECD 2004, 22). 2006 wird der Schwerpunkt auf den Naturwissenschaften liegen. Die Daten aus den PISA-Erhebungen eignen sich nicht nur zur Analyse der Kompetenzen, sondern auch zur Analyse von Bildungsungleichheiten. In diesem Aufsatz sollen folgende drei Fragestellungen zu Bildungsungleichheiten näher untersucht werden:

1. Wird das in Bacher (2003) entwickelte Modell der Bildungsungleichheit auch durch die PISA-Daten bestätigt?
2. Lassen sich die in dem Modell gefundenen Zusammenhänge durch die in der PISA 2000-Erhebung verfügbaren intervenierenden Variablen (kultureller Besitz, kulturelle Aktivitäten und erworbene Kompetenzen) erklären?
3. 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 Abbildung 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 dessen sozialer oder nationaler Herkunft, des Geschlechts, der 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.

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

Direkte schulische Benachteiligung kann, muss aber nicht bewusst erfolgen. 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 erfolgen 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.

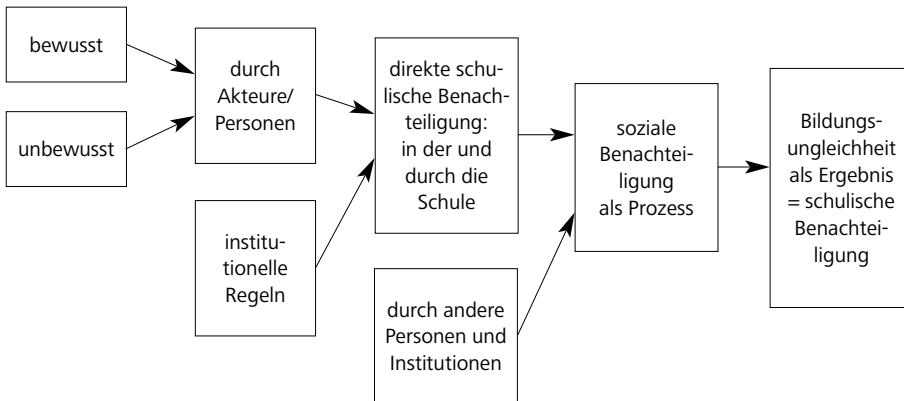
Der Begriff »direkte schulische Benachteiligung« bezieht sich somit auf den Prozess, der in dem Ergebnis *schulische Benachteiligung* im Sinne von Bildungsungleichheit resultiert. In der älteren Literatur (z. B. Iben 1974) wurden zur Kennzeichnung dieses Prozesses die Begriffe Diskriminierung und Stigmatisierung verwendet. Diskriminie-

zung 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 als *Prozess schwierig*, da Benachteiligung in der Schule auch die Folge der Benachteiligung durch Personen und Institutionen außerhalb der Schule sein kann. So können etwa Stigmatisierungs- und Benachteiligungserlebnisse von Eltern im Alltag (Benachteiligung durch andere) dazu führen, dass Eltern dem eigenen Kind geringere Kompetenzen zuschreiben oder aber für das eigene Kind keine Aufstiegschancen sehen. Oder Eltern und/oder Kind können in anderen Lebensbereichen institutionell benachteiligt sein (wie etwa Zugang zu sozialem Wohnbau oder zur Wohnbauförderung), und diese Benachteiligungen führen zu einer geringeren Bildungspartizipation.

In der Analyse soll im Sinn einer »Unschuldsvermutung« vorgegangen werden. Von einem *empirischen Hinweis auf direkte schulische Benachteiligung* soll dann gesprochen werden, wenn alle anderen Erklärungen ausgeschlossen werden können.

Abbildung 1: Zusammenhang zwischen Bildungsungleichheit, sozialer Benachteiligung und direkter schulischer Benachteiligung



Untersucht wird 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- bis 16-Jährigen. In der ECHP-Befragung 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 Ungleichheits-

dimensionen abhängt. Auf Grundlage der bisherigen Ergebnisse (Bacher 2003, Fassmann 2002, Schwarz/ Spielauer/ Städtner 2002, Spielauer/ Schwarz/ Schmid 2002) werden folgende Ergebnisse vermutet:

Hypothese 1:

Es besteht ein deutlicher Einfluss<sup>5</sup> der klassischen (alten) Ungleichheitsdimensionen<sup>6</sup> »Bildung der Eltern« und »berufliche Stellung der Eltern«: Je höher die Bildung der Eltern und/oder je höher die berufliche Position der Eltern ist, desto wahrscheinlicher besucht das Kind eine weiterführende Schule.

Hypothese 2:

Es besteht ein deutlicher Einfluss des Geschlechts des Kindes: Mädchen besuchen mit einer größeren Wahrscheinlichkeit eine weiterführende Schule.

Hypothese 3:

Es besteht ein schwacher Einfluss anderer Ungleichheitsdimensionen, wie Migrationshintergrund des Kindes bzw. MigrantInnenstatus der Eltern (Eltern, die nicht in Österreich geboren sind), EinwohnerInnenzahl des Schulstandorts, Familienform, Geschwisterzahl und mütterliche Erwerbstätigkeit.

Im Unterschied zu den Ergebnissen in Bacher (2003) wird ein schwacher direkter Effekt der oben genannten familienstrukturellen Variablen (AlleinerzieherInnenhaushalt, Kernfamilie, andere Familienform, Geschwisterzahl und mütterliche Erwerbstätigkeit) erwartet, da in den PISA-Daten Einkommensangaben fehlen und daher in der statistischen Datenanalyse nicht kontrolliert werden können. Dies kann dazu führen, dass möglicherweise schwache direkte Effekte auftreten, 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 AlleinerzieherInnenhaushalte und Nicht-AlleinerzieherInnenhaushalte (in der Regel Kernfamilien, also Vater, Mutter und Kind[er]) verdeckt wurden.

Auch von der EinwohnerInnenzahl des Schulstandorts könnte eine stärkere Wirkung als bei den ECHP-Daten ausgehen, da sie erstens mit den PISA-Daten differenzierter erfasst (siehe Kapitel 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 mit den PISA-Daten die Bevölkerungszahl des Schulstandortes und nicht des Wohnortes des Schülers/ der Schülerin erhoben wurde.

---

5 Damit sind im Folgenden Pfadkoeffizienten mit einem Absolutbetrag größer als 0,12 gemeint. Pfadkoeffizienten messen den direkten Einfluss einer unabhängigen Variablen auf eine abhängige Variable unter der Annahme, dass den anderen unabhängigen Variablen kein Einfluss zukommt (ceteris paribus-Bedingung). Der Absolutbetrag von Pfadkoeffizienten liegt im Intervall von 0 bis 1. Je höher der Wert ist, desto stärker ist der Einfluss der Variablen. Für sozialwissenschaftliche Untersuchungen auf der Grundlage eines repräsentativen Querschnitts sind Werte von 0,10 für sozialstrukturelle Variablen durchaus beachtenswert.

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

Bezüglich des Migrationshintergrundes ist zu erwarten, dass keine starken direkten Effekte auftreten, da MigrantInnenkinder mit fehlenden oder geringen Deutschkenntnissen nicht in der Studie erfasst wurden.<sup>7</sup>

Analysen auf der Basis des ECHP, aber auch von Mikrozensuserhebungen haben den Nachteil, dass Variablen zur Erklärung der gefundenen Zusammenhänge zwischen den sozialen Ungleichheitsdimensionen einerseits und der Bildungspartizipation andererseits fehlen: Fragen, wie sich die Zusammenhänge 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 zum einen Variablen zum kulturellen Besitz bzw. zu kulturellen Aktivitäten und zum anderen Variablen zu erworbenen Kompetenzen im Lesen und im mathematischen Bereich (siehe Tabelle 3 in Kapitel 3.4).<sup>8</sup>

Aus dieser Aufzählung ist unschwer zu erkennen, dass die PISA-Studie von Bourdieus Theorie des kulturellen Kapitals (Bourdieu 1983) beeinflusst wurde. Mit kulturellem Kapital meint Bourdieu zum einen dauerhafte Dispositionen einer Person, die ihr Denken, Wahrnehmen und Handeln beeinflussen: Bourdieu bezeichnet dies als inkorporiertes kulturelles Kapital. Zum anderen manifestiert sich kulturelles Kapital sowohl objektiviert in Form von kulturellen Gütern (wie u. a. Bildern, Büchern) als auch institutionalisiert in Form von Bildungsabschlüssen und Titeln.

Bourdieu nimmt an, dass die Übertragung des kulturellen Kapitals der Familie bereits in der frühesten Kindheit beginnt und sich in unterschiedlichen Bildungsabschlüssen manifestiert. Der Erwerb bzw. die Übertragung von kulturellem Kapital hängt nach Bourdieu zum einem vom kulturellen Kapital der Familie ab, zum anderen von deren ökonomischem Kapital. Dessen Bedeutung 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).

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 diese Überlegungen in Bezug auf die oben genannten Variablen »kultureller Besitz«, »kulturelle Aktivitäten« und »Kompetenzen« lässt sich folgende Hypothese formulieren:

7 Im technischen Bericht zur PISA-Studie werden mangelnde Deutschkenntnisse nur in 24 von 735 Fällen als Grund für einen Nichtteilnahme angeführt (Haider 2001, 202). Allerdings wird mit einem Anteil von 10,9 Prozent der Prozentsatz von MigrantInnenkindern unterschätzt (siehe dazu Kapitel 3.3).

8 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.



## Hypothese 4:

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 größer ist der kulturelle Besitz und desto häufiger werden kulturelle Aktivitäten ausgeübt. Daher sind auch die Kompetenzen der Kinder im Lesen und im mathematischen Bereich höher und desto größer ist als Folge die Bildungspartizipation im weiterführenden Schulbereich.

Bezüglich des Geschlechts lässt sich folgende Hypothese entwickeln:

## Hypothese 5:

Die geschlechtsspezifischen Unterschiede lassen sich durch kulturelle Aktivitäten erklären. Wir vermuten, dass Mädchen in ihrer Freizeit häufiger kulturelle Aktivitäten ausüben, die den Schulerfolg fördern. Hinzu kommt möglicherweise ein insofern von den Kompetenzen ausgehender Effekt, als die Lesekompetenzen, bei denen die Mädchen nach wie vor einen Vorsprung haben, die Bildungspartizipation stärker beeinflussen als die mathematischen Kompetenzen, bei denen die Burschen einen Leistungsvorsprung besitzen (siehe Tabelle A1 im Anhang).<sup>9</sup>

Die erwarteten Wirkungszusammenhänge sind in Abbildung 2 grafisch dargestellt.

Abbildung 2: Vermutete Wirkungszusammenhänge zwischen sozialstrukturellen Variablen, kulturellen Variablen, Kompetenzen und der Bildungspartizipation des Kindes

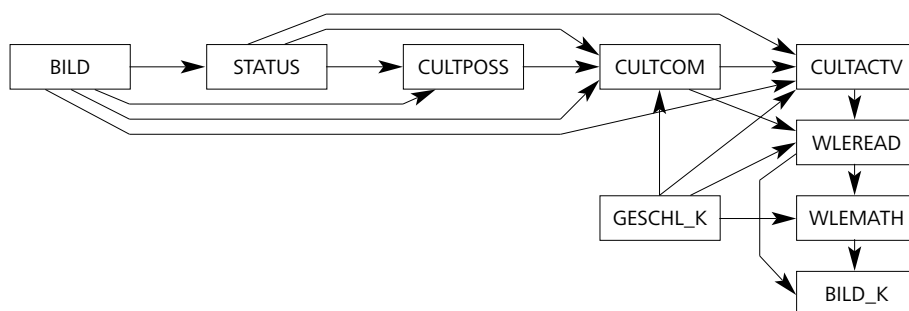


BILD = höchste Bildung der Eltern  
 STATUS = berufliche Position der Eltern  
 CULTPOSS = kultureller Besitz der Familie  
 CULTCOM = kulturelle Kommunikation in der Familie  
 GESCHL\_K = Geschlecht des Kindes

CULTACTV = kulturelle Aktivitäten allgemein  
 WLEREAD = Lesekompetenz  
 WLEMATH = Mathematikkompetenz  
 BILD\_K = Bildungspartizipation des Kindes  
 (zur Bildung der Variablen siehe Kapitel 3)

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

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



Entsprechend den Hypothesen 4 und 5 wird angenommen, dass die Bildungsungleichheit nach Geschlecht und sozialer Herkunft durch die intervenierenden Variablen »kultureller Besitz« (CULTPOSS), »kulturelle Aktivitäten« (CULTCOM, CULTACTV) und »Kompetenzen« (WLEREAD, WLEMATH) erklärt werden kann.

### 3. Methodisches Vorgehen

#### 3.1 Datenbasis

Datenbasis ist der Österreich-Teil der internationalen PISA-Erhebung aus dem Jahr 2000. Die Daten können für Sekundärdaten-Analysen von der PISA-Homepage der OECD in Paris heruntergeladen werden ([www.pisa.oecd.org](http://www.pisa.oecd.org)). Die Datenerhebung (dazu 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. Die Stichprobenziehung<sup>10</sup> erfolgte mehrstufig: Die Schulen wurden nach Schultyp geschichtet, innerhalb jeder Schicht wurden entsprechend dem SchülerInnenanteil in der Grundgesamtheit zufällig Schulen ausgewählt, und in jeder Schule wurden die 1984 Geborenen getestet (maximal 35 SchülerInnen je Schule). Einbezogen wurden alle Schultypen, die 15- bzw. 16-Jährige besuchen können (Hauptschule, polytechnische Schule, Sonderschule, Gymnasium [auch Unterstufe], Berufsschule, BMS, BHS, Anstalten der LehrerInnen- und ErzieherInnenbildung). Angestrebt wurde eine realisierte Stichprobe von mindestens 4.500. Daher wurde eine Bruttostichprobe von ca. 5.500 SchülerInnen angepeilt. Erfasst wurden 5.480 SchülerInnen. Von diesen nahmen 4.745 am Test teil (86,6 Prozent), so dass die Vorgabe von 4.500 erreicht werden konnte. Die wichtigsten Ausfallgründe (Haider 2001, 202) waren: Krankheit (43 Prozent), SchülerInnen haben seit der Stichprobenziehung bereits die Schule verlassen (35 Prozent aller Ausfälle), Abmeldung vom Test durch Eltern oder SchülerInnen (14 Prozent).

Die Befragung der SchülerInnen wurden von (schul-)externen, speziell geschulten TestadministratorInnen schriftlich durchgeführt.

Sie dauerte mit Pausen ca. drei Stunden und 20 Minuten (Weiß 2001, 62), wobei neun PISA-Testhefte eingesetzt wurden. Jeder zehnte Schüler bzw. jede zehnte Schülerin erhielt denselben Textbogen: Eine derartige Rotation war erforderlich, um inakzeptable lange Testzeiten zu vermeiden. Jedes Testheft umfasste zwei Stunden Arbeitszeit. In den verbleibenden 80 Minuten wurden Zusatzinformationen, wie etwa zur sozialen Herkunft, zum Befinden in der Schule oder zu Lernstrategien erhoben. SonderschülerInnen absolvierten einen einstündigen Kurztest.

<sup>10</sup> 2003 wurde der Stichprobenplan leicht modifiziert (Reiter 2004a). Im Unterschied zum Jahr 2000 wurden auch mehr SchülerInnen erreicht. Die Ausschöpfungsquote erhöhte sich von 86,6 Prozent auf 92,6 Prozent (Reiter 2004b). Die Annahme, dass bei einer höheren Ausschöpfungsquote in der Tendenz schlechtere SchülerInnen erreicht werden, erklärt einen Teil des ermittelten Leistungsrückgangs in den beiden PISA-Erhebungen.

### 3.2 Abhängige Variable

Die Bildungspartizipation der in Österreich mit PISA getesteten SchülerInnen – die abhängige Variable – kann mit Hilfe der UNESCO-Bildungskodierung ISCED (»International Standard Classification of Education«)<sup>11</sup> (Variable ST25Q01<sup>12</sup>) ermittelt werden.

Mit ISCED3A werden die AHS-Oberstufe und die BHS erfasst. Eine Trennung der beiden Schulformen ist leider nicht möglich. Von den 4.745 SchülerInnen besuchten 2.380 eine AHS-Oberstufe oder eine BHS. Bezogen auf die Fälle mit gültigen Angaben sind dies 50,5 Prozent. Im Vergleich zum ECHP (Bacher 2003) ergibt sich ein etwas höherer Prozentsatz (50,5 versus 44,8 Prozent), was u. a. darauf zurückzuführen ist, dass unterschiedliche Altersgruppen analysiert wurden. In der PISA-Erhebung wurden SchülerInnen im schulpflichtigen Alter von 15 und 16 Jahren befragt. Ein Teil besucht noch die erste Klasse einer AHS-Oberstufe oder einer BHS, um die Schulpflicht zu erfüllen. In den ECHP-Daten, wo 16- bis 19-Jährige analysiert wurden, fehlt diese Gruppe, da sie mit 16 Jahren oder später bereits die AHS-Oberstufe oder die BHS verlassen hat.

**Tabelle 1:** Weiterführender Schulbesuch (BILD\_K) der 15- bis 16-Jährigen in der PISA-Erhebung (absolute Häufigkeitsverteilung und Anteile in Prozent)

Besuch einer AHS-Oberstufe oder BHS (Bild_K)	PISA 2000		ECHP 1996–1999 (16- bis 19-Jährige)	
Ja (AHS-Oberstufe oder BHS)	2.380	50,5	651	44,8
Nein (kein Besuch einer AHS-Oberstufe oder einer BHS)	2.332	49,5	803	55,2
Gesamt ohne Antwortverweigerung	4.712	100	1.454	100
+ Antwortverweigerungen	33	–	–	–
Gesamt	4.745		1.454	

### 3.3 Unabhängige Variablen

Als unabhängige Variablen standen zur Verfügung: die höchste Bildung der Eltern, ihr beruflicher Status, das Geschlecht des Kindes, der MigrantInnenstatus der Eltern, die

11 Klassifiziert werden Bildungsgänge (Statistik Austria 2002, 12–14, Haider 2001, 159, UNESCO 1997): ISCED1 (Primärstufe) entspricht der Volksschule, ISCED2 (Sekundarstufe I) der Unterstufe der AHS und der Hauptschule, ISCED3 (Sekundarstufe II) der AHS-Oberstufe, der BMS, der BHS, dem Polytechnikum und der Berufsschule. Die letzten BHS-Jahre werden von der Statistik Austria bereits der Stufe 4 und 5 (ISCED4 und ISCED5) zugeordnet. Universitätsstudien, Fachhochschulen und Akademien bilden den Kern der Stufe 5 (ISCED5; Tertiärstufe). Ab Stufe 2 werden drei Formen unterschieden: A, B und C, die entsprechenden Bildungsgänge werden mit ISCED2A, ISCED2B, usw. bezeichnet. Mit »A« sind weiterführende Bildungsgänge gemeint, die einen Zugang zur nächsten Stufe ermöglichen. »B« bezeichnet stärker berufsorientierte und berufsqualifizierende Bildungsgänge, »C« Bildungsgänge, die nach Abschluss in den Arbeitsmarkt münden.

12 Variablenbezeichnung entsprechend dem internationalen Datensatz.

Erwerbsbeteiligung der Mutter, die Familienform, die Zahl der Geschwister und die EinwohnerInnenzahl des Schulstandorts (siehe Tabelle 2.

49,4 Prozent der Eltern der getesteten Jugendlichen verfügen über eine mittlere Bildung (ISCED3C und 3B: BMS oder abgeschlossene Lehre). Knapp ein Drittel (31,2 Prozent) der Eltern hat einen Hochschulzugang (ISCED3A) erworben, die restlichen 19,4 Prozent haben eine geringere Bildung (ISCED2 oder geringer; Pflichtschule ohne Lehre). Zur Messung der beruflichen Position wurde der von Ganzeboom et al. (OECD 2001) entwickelte internationale sozio-ökonomische Berufsstatus HISEI verwendet. Die Skala ist intervallskaliert und nimmt für Österreich Werte von 16 bis 90 an. Für die Analyse wurden folgende fünf Kategorien gebildet: »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: 23,1 Prozent der Eltern nehmen eine geringe und 27,9 Prozent eine eher geringe berufliche Position ein. 29,1 Prozent sind in einer mittleren beruflichen Position tätig. 11,4 Prozent der Eltern haben eine eher hohe und 8,5 Prozent eine hohe berufliche Position.

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

Zwei Drittel haben eine erwerbstätige Mutter. 77,9 Prozent leben in einer Kernfamilie, 12,7 Prozent in einem AlleinerzieherInnenhaushalt und 9,3 Prozent in einer anderen Haushaltsform. Die letzte Kategorie wird vor allem von Stieffamilien gebildet (78,2 Prozent der Befragten in einer anderen Haushaltsform bzw. 344 von 440 SchülerInnen).

Ein Migrationshintergrund (Eltern, die nicht in Österreich geboren sind) liegt bei 10,9 Prozent vor. Die Bevölkerungszahl wurde nicht für die Wohnorte der SchülerInnen erhoben. Bekannt ist nur die EinwohnerInnenzahl der Gemeinde, in der die Schule liegt. 43,4 Prozent der SchülerInnen besuchen eine Schule in einer Gemeinde von bis zu 15.000 EinwohnerInnen. Der Anteil der SchülerInnen mit einer Schule in einer Stadt mittlerer Größe beträgt 25,6 Prozent, die restlichen 30,9 Prozent 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. Tendenziell gilt dies auch für die bivariaten Zusammenhänge (siehe Tabellen A2 und A3 im Anhang).

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

Tabelle 2: Unabhängige Variablen der Analyse (Ungleichheitsvariablen)

Variablen (a)	Definition/ Operationalisierung	Skalen- kennwerte	Anteile in Prozent bzw. Mittelwerte <sup>(b),(c)</sup>
<b>klassische bzw. alte Dimensionen der sozialen Ungleichheit</b>			
höchste Bildung der Eltern (BILD) (d)	Ein-Eltern-Familie: Bildung des Vaters oder der Mutter/ Zwei-Eltern-Familie: Bildung des Elternteils mit der höchsten Bildung, gebildet aus den Variablen ST12Q01 und ST12Q13 des SchülerInnenfragebogens, erfasst wurde der internationale Schulcode	1 = bis ISCED2 2 = ISCED3C+ ISECD3B 3 = ISECD3A	19,4 (16,0) 49,4 (52,7) <u>31,2 (31,3)</u> 100 n = 4.439
berufliche Position der Eltern (STATUS) (f)	Ein-Eltern-Familie: berufliche Position des Vaters oder der Mutter/ Zwei- Eltern-Familie: berufliche Position des Vaters; falls nicht bekannt, berufliche Position der Mutter, gebildet aus der Systemvariablen HISEI des SchülerInnenfragebogens	HISEI-Code <sup>(e)</sup> 1 = 16-39 2 = 40-49 3 = 50-59 4 = 60-69 5 = 70-90	23,1 (24,7) 27,9 (22,3) 29,1 (30,1) 11,4 (11,3) <u>8,5 (11,5)</u> 100 n = 4.635
<b>neue Dimensionen der sozialen Ungleichheit</b>			
Geschlecht des Kindes (GESCHL_K)	direkt befragt, Variable ST03Q01 des SchülerInnenfragebogens	0 = männlich 1 = weiblich	49,9 (48,1) n = 4.683
MigrantInnen- status der Eltern (MIGRA)	Ein-Eltern-Familie: Elternteil ist nicht in Österreich geboren. Zwei-Eltern- Familie: beide Elternteile sind nicht in Österreich geboren, gebildet aus den Variablen ST16Q02 und ST16Q03 des SchülerInnenfragebogens	0 = nein 1 = ja	10,9 (4,1) n = 4.671
Erwerbs- tätigkeit der Mutter (MERW)	Mutter ist Voll- oder Teilzeit erwerbstätig, gebildet aus der Variablen ST06Q01	0 = nein 1 = ja	67,2 (66,9) n = 4.569
Kernfamilie (KFAM)	Kind lebt mit beiden Elternteilen zusammen, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des SchülerInnenfragebogens	0 = nein 1 = ja	77,9 (84,9) n = 4.708

Tabelle 2 ff: Unabhängige Variablen der Analyse (Ungleichheitsvariablen)

Variablen (a)	Definition/ Operationalisierung	Skalen- kennwerte	Anteile in Prozent bzw. Mittelwerte <sup>(b), (c)</sup>
Allein- erzieherInnen- haushalt (ALLEIN)	Kind lebt mit einem Elternteil zusammen, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des SchülerInnenfragebogens	0 = nein 1 = ja	12,7 (15,1) n = 4.708
andere Familienformen (AFAM)	Kind lebt in einer Stieffamilie oder einer anderen Familienform, gebildet aus der Systemvariablen FAMSTRUC des SchülerInnenfragebogens	0 = nein 1 = ja	9,3 (k. A.) n = 4.708
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 = 4.679
Einwohne- rInnenzahl (EINW)	gebildet aus der Variablen SC01Q01 des SchülerInnenfragebogens	Anzahl bis 15.000 15.000– 100.000 100.000 und mehr	43,4 25,6 <u>30,9</u> 100 n = 4.714

## Anmerkungen:

- (a) Die Bezeichnungen in Klammern beziehen sich auf die Variablenbezeichnungen der Abbildungen 2 bis 4.
- (b) Bei dichotomen Variablen (0/1) wird der Anteilswert der 1-Ausprägung in Prozent angeführt.
- (c) Werte in Klammern = Ergebnisse aus Bacher (2003) auf Basis des ECHP.
- (d) Im ECHP wurden folgende Ausprägungen gebildet:  
Pflichtschule (= 1),  
Lehre/ BMS (= 2),  
Matura/ höher (= 3).
- (e) HISEI = highest international socio-economic index of occupational status.
- (f) Im ECHP wurden folgende Ausprägungen untersucht:  
Hilfstätigkeit (= 1),  
FacharbeiterInnen/ einfache Angestellte (= 2),  
mittlere Tätigkeit/ Meister einschließlich Selbständige und LandwirtInnen (= 3),  
höhere Tätigkeit (= 4),  
hochqualifizierte Tätigkeit (= 5).

### 3.4 Intervenierende Variablen

Als intervenierende Variablen stehen zunächst Systemvariablen zum kulturellen Besitz der Familie (CULTPOSS), zur kulturellen Kommunikation in der Familie (CULTCOM) und zu kulturellen (Freizeit-) Aktivitäten allgemein (CULTACTV) zur Verfügung. Diese Systemvariablen wurden von der OECD aus Einzelitems gebildet und dem internationalen Datensatz hinzugefügt. Die Nachberechnung der Skalenbildung für Österreich ergab, dass alle von der OECD gebildeten Skalen auch für Österreich geeignet waren.

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

**Tabelle 3: Intervenierende Variablen der Analyse**

Variablen	Definition/ Operationalisierung	Skalenkennwerte	
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 ...« i) klassische Literatur (z. B. von Goethe) j) Bücher mit Gedichten k) Kunstwerke (z. B. Bilder)	Mittelwert	-0,02 <sup>(a)</sup>
		Standardabw.	0,97
		Minimum	-1,65
		Maximum	1,15
		n =	4.083
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...« a) mit dir über politische oder soziale Fragen diskutieren? b) mit dir über Bücher, Filme oder Fernsehsendungen diskutieren? c) mit dir klassische Musik hören?	Mittelwert	-0,16 <sup>(a)</sup>
		Standardabw.	0,97
		Minimum	-2,20
		Maximum	2,72
		n =	4.072
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...« b) ein Museum oder eine Kunstaussstellung besucht? d) eine Oper, ein Ballett oder ein klassisches Konzert besucht? e) ein Theater besucht?	Mittelwert	0,13 <sup>(a)</sup>
		Standardabw.	1,03
		Minimum	-1,28
		Maximum	2,93
		n =	4.057
Lesekompetenz allgemein (WLEREAD)	Systemvariable, berechnet aus den Testaufgaben zur Erfassung der Lesekompetenzen, zur Berechnung siehe Köller/ Watermann/ Baumert (2001) und OECD (2001, 2002)	Mittelwert	498 <sup>(b)</sup>
		Standardabw.	95
		Minimum	89
		Maximum	887
		n =	4.745
Mathematikkompetenz (WLEMATH)	Systemvariable, berechnet aus den mathematischen Testaufgaben, zur Berechnung siehe Köller/ Watermann/ Baumert (2001) und OECD (2001, 2002)	Mittelwert	506 <sup>(b)</sup>
		Standardabw.	95
		Minimum	202
		Maximum	816
		n =	2.640

Anmerkungen:

(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).

Lesebispiel: Der Mittelwert der Variablen »kultureller Besitz der Familie« beträgt -0,02. Der OECD-Durchschnitt liegt bei 0,00. Die Abweichung vom OECD-Durchschnitt ist daher sehr gering. Für die »kulturelle Kommunikation in der Familie« ergibt sich ein Wert von -0,16, der sich wiederum nur geringfügig vom OECD-Durchschnitt unterscheidet. (Eine größere Abweichung würde etwa bei 0,33 bzw. 0,50 vorliegen.)

Als weitere intervenierende Variablen wurden die Testwerte für die Lese- und Mathematikkompetenzen 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- bis 16-jährigen SchülerInnen in Österreich resultieren Werte von 507 für den Lesebereich und von 514 für den mathematischen Bereich. Damit nimmt Österreich unter den ursprünglich 32 teilnehmenden Ländern die Rangplätze 10<sup>13</sup> (Lesen) bzw. 11 (Mathematik) ein. Im Jahr 2003 (siehe hierzu OECD 2004) erreichte Österreich im Lesen nur mehr 491 Punkte und fiel auf den Rangplatz 19<sup>14</sup> zurück. In Mathematik wurden 506 Punkte erzielt. Der Rückgang ist hier weniger deutlicher, weil Rangplatz 15 erreicht wurde.

### 3.5 Befinden in der Schule

In die Analyse wurden zwei Befindensvariablen einbezogen (zur Begründung siehe Kapitel 3.6): Das von den SchülerInnen berichtete SchülerInnen-LehrerInnen-Verhältnis (STUDREL) und das Zugehörigkeitsgefühl zur Schule/Klasse (BELONG).

**Tabelle 4:** SchülerInnen-LehrerInnen-Verhältnis und Zugehörigkeitsgefühl zur Schule/ Klasse

Variablen	Definition/ Operationalisierung	Skalenkennwerte	
SchülerInnen-LehrerInnen-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?« a) Die SchülerInnen kommen mit den meisten LehrerInnen gut aus ... e) Die meisten LehrerInnen behandeln mich fair	Mittelwert	-0,05 <sup>(a)</sup>
		Standardabw.	1,08
		Minimum	-2,90
		Maximum	2,83
		n =	4.040
Zugehörigkeitsgefühl zur Schule/ Klasse (BELONG)	Systemvariable (OECD 2002, 33), gebildet aus den Items a) bis f) der Frage 31 »Meine Schule ist ein Ort, ...« a) an dem ich mich als Außenseiter fühle ..... f) an dem ich mich einsam fühle	Mittelwert	0,28 <sup>(a)</sup>
		Standardabw.	1,08
		Minimum	-3,40
		Maximum	2,33
		n =	4.038

Anmerkung:

(a) Normiert auf Mittelwert 0 und Standardabweichung 1 für alle OECD-Länder (OECD 2001, 262).

13 Im Jahr 2000 ohne die Niederlande, da hier die Beteiligungsquote zu gering war.

14 Mit den Niederlanden, aber ohne Großbritannien, da hier 2003 die Beteiligungsquote zu niedrig war (OECD 2004, 326–327).



Das SchülerInnen-LehrerInnen-Verhältnis entspricht wiederum fast dem OECD-Durchschnitt (Mittelwert  $-0,05$ ). Für das Zugehörigkeitsgefühl zur Schule bzw. Klasse ergibt sich ein über dem OECD-Durchschnitt liegender Wert (Mittelwert  $+0,28$ ).

### 3.6 Datenanalyse

Entsprechend den in Kapitel 1 formulierten drei Fragestellungen dieses Artikels erfolgte die Datenanalyse in drei Schritten:

1. In einem ersten Schritt wurde eine explorative Pfadanalyse<sup>15</sup> durchgeführt, in welche nur die sozialen Ungleichheitsvariablen der Abbildung 1 und der Besuch einer AHS-Oberstufe bzw. BHS (siehe Tabelle 1) einbezogen wurden. Dieser Schritt diente der Prüfung der Hypothesen 1, 2 und 3.
2. 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 4 und 5 zu prüfen. Dabei wurde schrittweise vorgegangen. Zunächst wurden nur die kulturellen Variablen berücksichtigt, in einem zweiten Schritt die Lesekompetenzen und in einem dritten die Mathematikkompetenzen. Durch dieses schrittweise Vorgehen sollte geprüft werden, ob die kulturellen Variablen allein zur Erklärung der Zusammenhänge zwischen sozialen Ungleichheitsvariablen und Bildungspartizipation ausreichen.
3. In einem letzten Schritt wurde untersucht, ob zwischen den sozialen Ungleichheitsvariablen und den Befindensvariablen (LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnis, Zugehörigkeitsgefühl) Zusammenhänge auftreten und ob diese auch dann 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 ergeben (siehe dazu unten).

Der letzte Schritt wurde durchgeführt, um der in Kapitel 1 formulierten methodologischen Forderung gerecht zu werden, dass von empirischen Hinweisen auf eine direkte schulische Benachteiligung nur dann gesprochen werden soll, wenn alle anderen Erklärungen ausgeschlossen sind. Der zweite Schritt garantiert dies noch nicht. Die Ergebnisse aus diesem Schritt können sein:

1. Das in Abbildung 1 formulierte Pfadmodell wird bestätigt. Nach Berücksichtigung 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: Demnach sind die Ursachen der schulischen Benachteiligung in außerschulischen Faktoren (der familiären Sozialisation) zu suchen.

---

15 Die explorative Pfadanalyse (Holm 1977) ist ein statistisches Verfahren zur Aufdeckung von kausalen Zusammenhängen. Im Unterschied zur Regressionsanalyse können die Variablen indirekt und direkt auf eine andere Variable einwirken. Mit ihr lässt sich beispielsweise das Pfadmodell der Abbildung 1 statistisch prüfen.

2. 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 andere außerschulische intervenierende Variablen erklärt werden, z. B. durch unterschiedliche Bildungsaspirationen (wie etwa geringere Bildungserwartungen in unteren sozialen Schichten) und schichtspezifisch unterschiedliche Bewertungen des Nutzens einer höheren Bildung (Boudon 1974).

Aus letzterem Grund wurde eine weitere Analyse durchgeführt. Diese ging von der Annahme aus, dass – unter bestimmten Bedingungen – direkte schulische Benachteiligungen von den SchülerInnen wahrgenommen werden. Diese äußern sich darin, dass die direkt benachteiligten SchülerInnen über ein schlechteres LehrerInnen-SchülerInnen-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 3 fasst die Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse zusammen. In die grafische Darstellung eingetragen sind nur signifikante Effekte mit einem Absolutbetrag größer/ gleich 0,08. Dieser Schwellenwert wurde als Kompromiss gewählt, um zum einen statistische Signifikanz und zum anderen inhaltliche Relevanz abzubilden. Eine ausschließliche Verwendung der statistischen Signifikanz hätte bei einer Fallzahl von ca. 4.000 Fällen dazu geführt, dass bereits sehr geringe Pfadkoeffizienten (z. B. Koeffizienten mit einem Absolutbetrag von 0,04) signifikant werden. Aus Relevanzgründen wäre es umgekehrt besser, Pfadkoeffizienten größer 0,10 oder 0,12 zu verwenden (siehe Kapitel 2, Fußnote 5, S. 41). Ein Schwellenwert von 0,08 erschien uns daher als ein brauchbarer Kompromiss.

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 der Eltern« (STATUS) gehen starke Effekte aus. Hypothese 1 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.

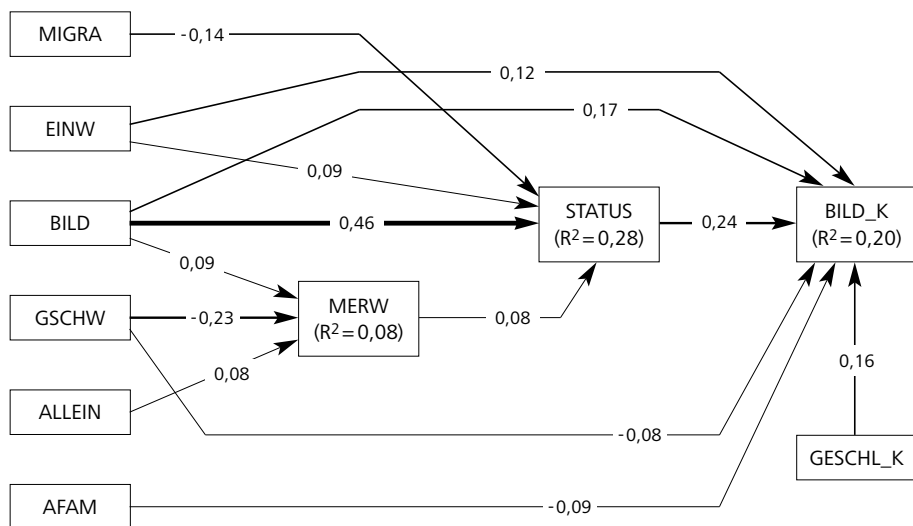
Wie in den ECHP-Daten liegt auch ein starker geschlechtsspezifischer Effekt vor (Hypothese 2): Mädchen besuchen signifikant häufiger eine AHS-Oberstufe bzw. eine BHS.

Abweichend von der Analyse mit den ECHP-Daten ergibt sich ein deutlich erkennbarer Effekt der EinwohnerInnenzahl (EINW). Zurückzuführen ist dies (siehe Kapitel 2) auf die fehlende Einkommensvariable, auf die feinere Messung der Bevölkerungszahl und auf die Tatsache, dass in den PISA-Daten nicht die Bevölkerungszahl des Wohnortes der SchülerInnen erhoben wurde, sondern jene des Schulstandorts.

Entsprechend der Hypothese 3 konnte ein schwacher Effekt für familienstrukturelle Variablen (AFAM, ALLEIN, MERW) gefunden werden. Die feinere Messung der Familienstruktur führt dazu, dass sich in diesem Zusammenhang andere Familienformen (darunter fallen primär Stieffamilien) signifikant von Kernfamilien unterscheiden. Zusätzlich tritt ein Effekt der Geschwisterzahl (GSCHW) auf. Dieser lässt sich vermutlich durch den nicht kontrollierten indirekten Effekt der Familienform über das Haushaltseinkommen erklären: Die ECHP-Daten zeigten, dass bei einer größeren Kinderzahl das Nettohaushaltseinkommen geringer ist und in der Folge die Bildungspartizipation abnimmt.

Insgesamt bestätigt die Analyse somit die vermuteten Zusammenhänge (siehe Hypothesen 1 bis 3).

Abbildung 3: Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse ohne intervenierende Variablen



MIGRA = Migrationshintergrund  
 EINW = EinwohnerInnenzahl des Schulstandortes  
 BILD = höchste Bildung der Eltern  
 GSCHW = Zahl der Geschwister  
 ALLEIN = AlleinerzieherInnenhaushalt

AFAM = andere Familienformen (in der Regel Stieffamilie)  
 STATUS = berufliche Position der Eltern  
 MERW = mütterliche Erwerbstätigkeit  
 BILD\_K = Bildungspartizipation des Kindes  
 GESCHL\_K = Geschlecht des Kindes

#### Lesebeispiele:

Der Wert -0,14, der von der Variablen MIGRA auf die Variable STATUS wirkt, sagt aus, dass der berufliche Status im Fall eines Migrationshintergrundes ceteris paribus (gleiche EinwohnerInnenzahl, gleiche Bildung, gleiche Geschwisterzahl, gleiche Familienform) geringer ist.

Der Wert 0,12, der von der Variablen EINW auf die Variable BILD\_K wirkt, bedeutet, dass ceteris paribus (gleicher Migrationshintergrund, gleiche Bildung, gleiche Geschwisterzahl, gleiche Familienstruktur, gleiche Erwerbsbeteiligung der Mutter, gleicher beruflicher Status) die Bildungspartizipation des Kindes mit der Größe der Gemeinde des Schulstandortes zunimmt.

Ein deutlich stärkerer Effekt ergibt sich für die Wirkung der Variablen STATUS auf die Bildungspartizipation (BILD\_K). Der Pfadkoeffizient beträgt 0,24 und ist damit ungefähr doppelt so hoch wie der Pfadkoeffizient der EinwohnerInnenzahl auf die Bildungspartizipation. Zu beachten ist, dass sich allgemein keine Schwellenwerte für die Interpretation von Zusammenhangsmaßen und Effekten angeben lassen. Die Stärke hängt von der analysierten Stichprobe ab. In homogenen experimentellen Populationen, wie sie in der Psychologie verwendet werden, und in aggregierten Daten, wie sie in der Makroökonomie eingesetzt werden, ergeben sich höhere Koeffizienten als in einer heterogenen Repräsentativbefragung, wie sie für die Soziologie charakteristisch ist.

$R^2$  misst die durch die unabhängigen Variablen erklärte Varianz in einer abhängigen Variablen: 20 Prozent der Bildungspartizipation können somit durch die untersuchten unabhängigen Variablen erklärt werden – ein für soziologische Umfragedaten durchaus beachtlicher Wert.

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 Kapitel 3.6), so zeigt sich, dass die intervenierenden Variablen die Effekte der sozialen Ungleichheitsvariablen zwar reduzieren, diese aber nicht ganz verschwinden (Ergebnistabelle auf Anfrage beim Autor erhältlich).

Der Effekt der Bildung der Eltern reduziert sich zwar von 0,17 auf 0,12, ist damit aber deutlich höher als der angenommene Schwellenwert von 0,08. Gleiches gilt für den beruflichen Status der Eltern (Reduktion des Effekts von 0,24 auf 0,10) und für das Geschlecht des Kindes (von 0,16 auf 0,09).<sup>16</sup>

Interessant ist, dass sich der Einfluss des beruflichen Status stärker verringert als jener der Bildung. Das 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.

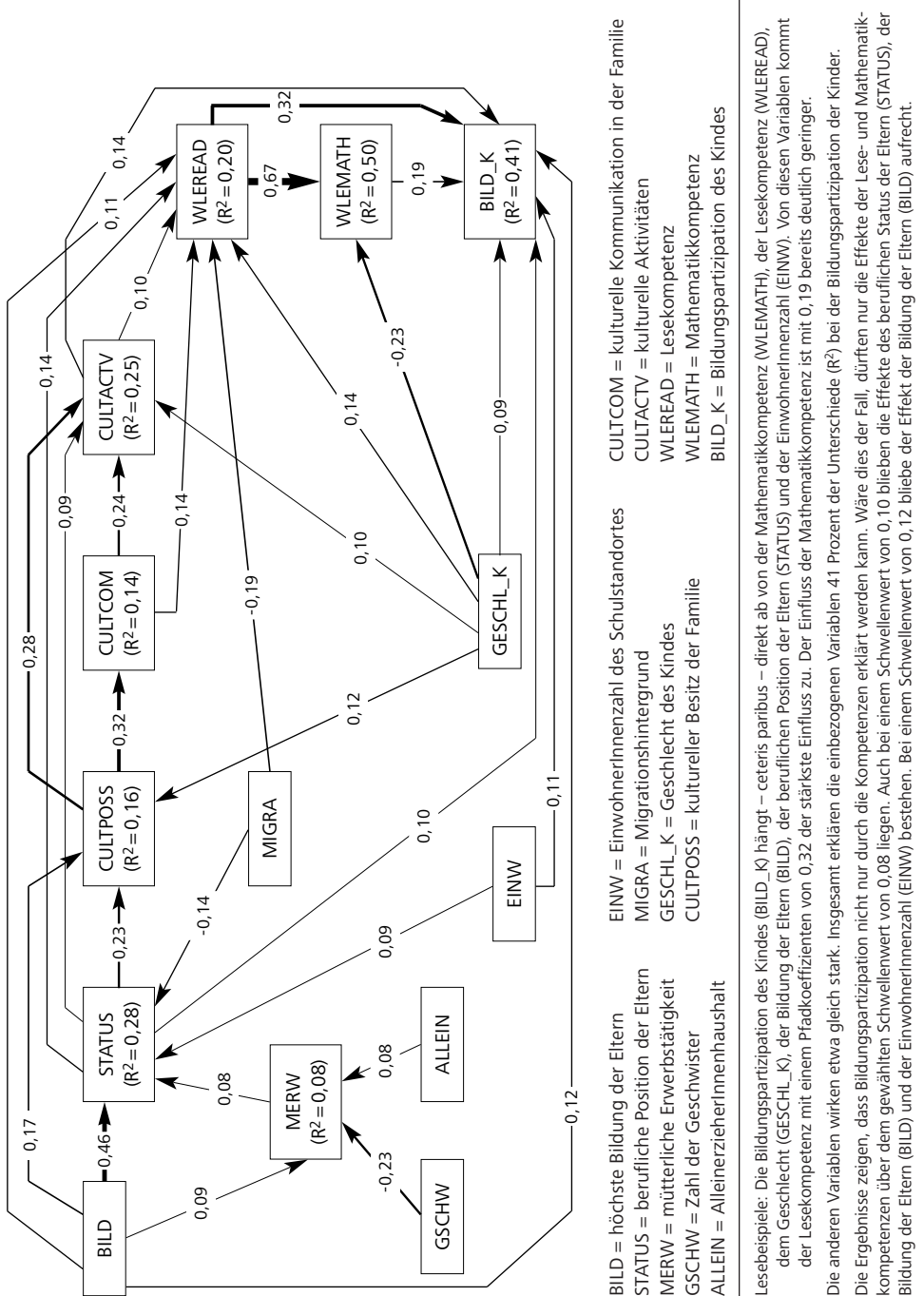
Die für die anderen Familienformen und die Geschwisterzahl festgestellten direkten Effekte verschwinden nach Kontrolle der intervenierenden Variablen, können also durch diese aufgeklärt werden.

In Bezug auf die Hypothesen 4 und 5 ist festzuhalten:

1. 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.

<sup>16</sup> Bzw. von 0,19 auf 0,12, von 0,22 auf 0,10 und von 0,14 auf 0,09, wenn nur jene SchülerInnen in die Analyse einbezogen werden, die den Mathematik-Testteil ausgefüllt haben (Ergebnistabelle auf Anfrage beim Autor erhältlich).

Abbildung 4: Ergebnisse der explorativen Pfadanalyse mit intervenierenden Variablen



2. Hypothese 5 muss ebenfalls modifiziert werden. Die Geschlechterunterschiede verschwinden nicht, werden aber deutlich abgeschwächt (Reduktion von 0,16 auf 0,09). Es bestätigt sich die Vermutung, dass die Bildungspartizipation stärker von den Lesekompetenzen abhängt als von den mathematischen Fähigkeiten.

Im Detail ergibt sich das in der Abbildung 4 wiedergegebene Bild.

Aus der Tatsache, dass auch bei Kontrolle der intervenierenden Variablen Zusammenhänge der sozialen Ungleichheitsvariablen mit der Bildungspartizipation bestehen bleiben, kann nicht zwingend abgeleitet werden, dass dies ein empirischer Hinweis auf direkte Benachteiligungen in der Schule ist (siehe Kapitel 3.6). Möglicherweise sind weitere, nicht der Schule zuordenbare Variablen wirksam, wie Bildungsaspirationen der Eltern und Kinder, 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 LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnis berichten.

Die Ergebnisse (Ergebnistabelle auf Anfrage beim Autor erhältlich) zeigen, dass bereits ohne Kontrolle der intervenierenden Variablen – mit zwei Ausnahmen – keine signifikanten Effekte bestehen. 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 LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnis weit gehend von sozialstrukturellen Merkmalen unabhängig sind. Direkte schulische Benachteiligungen, die dazu führen, dass sich sozial benachteiligte SchülerInnen weniger wohl fühlen und über eine Beeinträchtigung des LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnisses berichten, sind somit empirisch nicht nachweisbar. Dies könnte ein Hinweis darauf sein, dass schulische Benachteiligungen nicht nur unbewusst erfolgen können, wie Bourdieu annimmt (siehe Kapitel 2), sondern auch den Betroffenen nicht bewusst sein müssen.

## 5. Zusammenfassung, Schlussfolgerungen und Empfehlungen

Die Ergebnisse der Analyse lassen sich wie folgt zusammenfassen.

1. Auch für die PISA 2000-Daten ergibt sich eine Bildungsungleichheit nach Geschlecht und sozialer Herkunft (Bildung und Beruf der Eltern): 15- bis 16-jährige Burschen und 15- bis 16-Jährige aus unteren Bildungs- oder Berufsschichten haben geringere Bildungschancen.
2. Zusätzlich zeigen sich regionale Ungleichheiten: Weiterführende Schulen befinden sich durchwegs in größeren Städten. Für Jugendliche aus ländlichen Gebieten ergeben sich dadurch längere Anfahrtswege, die jedoch im Alter von 14 oder 15 Jahren keine Barrieren mehr für einen Schulbesuch darstellen dürften (Bacher 2003).
3. 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. Im österreichischen Schulsystem gibt es somit ähnlich wie in Deutschland (Geißler 2004) einen leistungsunabhängigen Filter. Der weiterführende Schulbesuch hängt von nicht-leistungsbezogenen (askriptiven) Merkmalen ab.

4. Daraus kann entsprechend den entwickelten methodologischen Grundregeln nicht eindeutig abgeleitet werden, dass Jugendliche aus unteren Bildungs- und Berufsschichten sowie Burschen direkt durch die bzw. in der Schule benachteiligt werden, da andere außerschulische Erklärungen nicht ausgeschlossen sind.
5. Eine weiterführende Analyse erbrachte keinen Hinweis darauf, dass sozial benachteiligte Jugendliche über ein schlechteres LehrerInnen-SchülerInnen-Verhältnis berichten oder sich der Schule nicht zugehörig fühlen. Eine von den Betroffenen als solche wahrgenommene direkte schulische Benachteiligung lässt sich somit nicht erkennen.

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

1. Es gibt soziale Benachteiligungen im Sinne von sozial bedingten Bildungsungleichheiten. Kinder aus unteren sozialen Schichten und Burschen haben geringere Bildungschancen. Hinzu kommen regionale Ungleichheiten.
2. Direkte schulische Benachteiligung definiert als schulisch verursachte Bildungsungleichheit kann mit den vorliegenden Daten zwar nicht nachgewiesen, aber auch nicht ausgeschlossen werden. Dafür sind weiterführende Studien erforderlich.
3. Die durchgeführten Analysen zeigen, dass Bildungsungleichheit von außerschulischen Faktoren abhängt. Dies ist für ein Schulsystem wie das österreichische, das viele Aufgaben an die Eltern delegiert, nicht überraschend.

Was kann getan werden, um Bildungsungleichheiten abzubauen? Aus den Ergebnissen können – trotz der noch offenen Fragen – folgende Empfehlungen bzw. Forderungen abgeleitet werden:

1. Bildungsungleichheit entsteht durch unterschiedliche Teilhabe der sozialen Schichten an kulturellen Aktivitäten. Daraus lässt sich zunächst ableiten, dass kulturelle Aktivitäten gefördert werden sollen. Dies kann durch die Schule erfolgen, z. B. durch entsprechende Nachmittags- und Wochenendangebote.<sup>17</sup> Gefordert sind aber auch alle Gebietskörperschaften (Gemeinden, Länder, Bund) und Interessenvertretungen, wie Gewerkschaften und Arbeiterkammern. Die bereits vorhandenen Angebote sind hinsichtlich der Chancengleichheit zu überdenken. Aufgabe der Politik ist es, entsprechende rechtliche und finanzielle Rahmenbedingungen bereitzustellen.
2. Des Weiteren sollte darauf geachtet werden, dass nicht nur »Hochkultur« gefördert, sondern kulturelle Vielfalt gewahrt wird und jede Kultur gleichberechtigt ist. Auch dies könnte den Einfluss kultureller Aktivitäten abschwächen, da zu vermuten ist,

---

17 Zur durch die PISA 2003-Studie entfachten Diskussion um die Ganztags- und Gesamtschule siehe die sehr sachlichen Erörterungen in Bucher/Schneider (2004). Beide Organisationsformen könnten insgesamt bei entsprechender Umsetzung dazu beitragen, den Einfluss des familiären Hintergrunds zu verringern.



dass die soziale Selektivität des Bildungssystems zunimmt, wenn ein Bildungssystem hochkulturell ausgerichtet ist und die Teilhabe an der Hochkultur sehr selektiv erfolgt (DeGraaf et al. zit. in: Jungbauer-Gans 2004, 378).

3. Bei der Förderung von kulturellen Aktivitäten ist darauf zu achten, dass sich daran auch Buben beteiligen. Ein Teil der geringeren Bildungsbeteiligung der Buben im weiterführenden Schulsystem erklärt sich nämlich durch deren geringere kulturelle Aktivitäten.
4. Die soziale Herkunft wirkt direkt auf die Bildungspartizipation ein. Auch bei gleicher kultureller Teilhabe und gleichen Testleistungen besuchen Kinder aus unteren sozialen Schichten mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit eine weiterführende Schule. Dieses Phänomen wurde von Boudon (1974) als sekundärer Schichtungseffekt bezeichnet. Der sekundäre Schichtungseffekt kommt dadurch zustande, dass die mit der weiterführenden Bildung verbundenen Kosten (einschließlich entgangener Verdienstmöglichkeiten) in unteren sozialen Schichten entscheidungsrelevant sind, während diese Kosten in höheren sozialen Schichten keine Rolle mehr spielen. Umgekehrt wird nach Boudon die Wahrscheinlichkeit, dass das Kind die Schule erfolgreich abschließt, in höheren sozialen Schichten von Eltern und Kindern positiver eingeschätzt. Beide Bewertungen führen dazu, dass Kinder und Eltern aus unteren sozialen Schichten auch bei gleich guten Leistungen vorsichtiger entscheiden und sich gegen den Besuch einer weiterführenden Schule aussprechen. Zur Reduktion dieses Effektes sind eine Reihe von Maßnahmen denkbar, wie Vermeidung von frühen Bildungsentscheidungen, da der sekundäre Schichtungseffekt insbesondere bei Übergangsentscheidungen relevant ist. Auf politischer, schulischer und wissenschaftlicher Ebene sollten folgende Maßnahmen diskutiert werden: Einführung eines allgemeinen SchülerInnengehalts (ab 15 Jahren) zur Reduktion der Bildungskosten, mehr Elterninformation und Elternarbeit zur realistischen Einschätzung der Bildungsleistungen sowie eine (diagnostische) Unterstützung der Lehrkräfte bei der Diagnose von Kompetenzen, Fähigkeiten und Fertigkeiten der Kinder.
5. Bildungsungleichheit besteht auch hinsichtlich des Geschlechts. Es sollten daher allgemeine schulische Programme gefördert werden, die sowohl Buben als auch Mädchen ansprechen und in denen Vorstellungen von traditionellen und modernen Geschlechterrollen thematisiert werden. Gleichzeitig ist auch in den anderen gesellschaftlichen Teilbereichen die Gleichstellung der Geschlechter weiterhin zu fördern. Solange Männer trotz gleicher Qualifikation nach wie vor bessere Berufschancen vorfinden als Frauen, sind auch ihre Söhne bildungsmäßig weniger motiviert.
6. Der Migrationshintergrund wirkt indirekt über die berufliche Position der Eltern und über die Lesefertigkeiten auf die Bildungspartizipation der MigrantInnenkinder ein.<sup>18</sup> Daraus folgt, dass deren Sprachkenntnisse und Lesefertigkeiten gefördert werden sollten. Allerdings ist es nicht empfehlenswert, spezielle Maßnahmen für

<sup>18</sup> Eine fehlende direkte Wirkung könnte z. T. durch Stichprobenverzerrungen bedingt sein (siehe Kapitel 3).

eine bestimmte Gruppe von Kindern zu treffen. Zielgruppenprogramme können nämlich dazu führen, dass einerseits bestimmte Personen von der Teilnahme ausgeschlossen und andererseits die TeilnehmerInnen stigmatisiert werden. Zudem stehen zielgruppenorientierte Programme unter besonderem Legitimationsdruck und fallen daher häufig zuerst Sparmaßnahmen zum Opfer. Sinnvoll wäre daher ein allgemeines Recht auf Sprachförderung. Sprachförderung sollte allen Kindern zugute kommen, also etwa auch Buben, die deutlich geringere Lesekompetenzen haben.

7. Die Ergebnisse zur Wirkung des Migrationshintergrundes zeigen ferner, dass bei einer entsprechenden Förderung der Arbeitsmarktintegration von MigrantInnen auch ihre Kinder gefördert werden. MigrantInnen sollten daher bei gleicher Qualifikation zu denselben beruflichen Positionen Zugang haben wie inländische Arbeitskräfte. Gefordert sind hier vor allem Parlament und Regierung (Verabschiedung entsprechender rechtlicher Rahmenbedingungen wie Anti-Diskriminierungsgesetz, Zuwanderungsgesetz u. a.) sowie das Engagement von ArbeitnehmerInnen-Interessenvertretungen.
8. Bildungspolitisch diskutiert werden sollte auch der Befund, dass der Besuch einer weiterführenden Schule stärker von den Lesekompetenzen und weniger von den Mathematikkompetenzen abhängt.
9. Re-Thematisierung der Bildungsungleichheit in Wissenschaft, Politik und Gesellschaft.<sup>19</sup> Bildungsungleichheit und schulische Benachteiligung sind Randthemen geworden. Dies ist damit zu erklären, dass in den letzten dreißig Jahren Bildungsungleichheiten nicht verringert wurden. Dennoch ist Bildungsungleichheit ein zentrales gesellschaftspolitisches Thema. Es betrifft die Frage nach einer gerechten Verteilung von (Bildungs-) Chancen und die Frage nach ökonomischer und gesellschaftlicher Effizienz: Darunter ist eine beeinträchtigte Leistungsfähigkeit der österreichischen Wirtschaft durch Bildungsungleichheit zu verstehen. Diese Beeinträchtigung resultiert daraus, dass berufliche Positionen ineffizient vergeben und Bildungsreserven nicht ausgeschöpft werden.

Die genannten Forderungen könnten zur Reduktion von Bildungsungleichheiten beitragen. Sie erfordern die Mitwirkung von unterschiedlichen Akteuren auf unterschiedlichen (nationalen, regionalen und lokalen) Ebenen. Der Abbau von Bildungsungleichheiten ist eine Querschnittsaufgabe. Gefordert sind Schule, Politik, Gesellschaft, Wirtschaft und Wissenschaft. Bei der Entwicklung von konkreten Maßnahmen sollten selbstverständlich alle Beteiligten (Eltern, Kinder, LehrerInnen u. a.) einbezogen werden.

---

19 In Folge der PISA 2003-Studie wurde im Dezember 2004 dank engagierter JournalistInnen Chancengleichheit zumindest vorübergehend wieder zum Thema einer bildungspolitischen Diskussion.

## Literatur

- Allport, Gordon (1958) *The Nature of Prejudice*. New York.
- Bacher, Johann (2003) *Soziale Ungleichheit und Bildungspartizipation im weiterführenden Schulsystem Österreichs*. In: Österreichische Zeitschrift für Soziologie, Nr. 3, 3–33.
- Binder, Susanne (2002) *Schule und Migration – Einblicke in die Praxis des interkulturellen Lernens*. In: SWS-Rundschau, Nr. 4, 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, Reinhard (Hg.) *Soziale Ungleichheiten*. Soziale Welt, Sonderband Nr. 2, 183–198.
- Bucher, Anton A./ Schnider, Andreas (2004) *Eine Schule des Miteinander. Gesamt- und Tagesschule zwischen Ideologie und Wirklichkeit*. Wien.
- Fassmann, Heinz (2002) *Räumliche Disparitäten im österreichischen Schulsystem*. Wien.
- Fersterer, Josef/ Winter-Ebmer, Rudolf (2003) *Are Austrian Returns to Education Falling Over Time?* In: Labour Economics, Nr. 1, 73–89.
- Gehmacher, Ernst (2000) *Lohnt sich höhere Bildung? Daten und neue Argumente zur Diskussion um den individuellen Bildungsertrag*. In: SWS-Rundschau, Nr. 4, 397–406.
- Gehmacher, Ernst/ Svoma, Erika (2003) *Das Experiment Pötsching. Evaluierung von Gemeinschaftserziehung im Kinderdorf – 30 Jahre danach*. In: SWS-Rundschau, Nr. 1, 7–25.
- Geißler, Rainer (1990) *Schichten in der post-industriellen Gesellschaft*. In: Berger, Peter A./ Hradil, Stefan (Hg.) *Lebenslagen – Lebensläufe – Lebensstile*. Soziale Welt, Sonderband Nr. 7, 81–102.
- Geißler, Rainer (2002) *Die Sozialstruktur Deutschlands*. Wiesbaden.
- Geißler, Rainer (2004) *Die Illusion der Chancengleichheit im Bildungssystem – von PISA gestört*. In: Zeitschrift für Soziologie der Erziehung und Sozialisation, Nr. 4, 362–380.
- Haider, Günter (Hg.) (2001) *PISA 2000. Technischer Report*. Innsbruck.
- Holm, Kurt (1977) *Lineare und multiple Regression und Pfadanalyse*. In: Holm, Kurt (Hg.) *Die Befragung* 5. München, 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.
- Jungbauer-Gans, Monika (2004) *Einfluss des sozialen und kulturellen Kapitals auf die Lesekompetenzen. Ein Vergleich der PISA 2000-Daten aus Deutschland, Frankreich und der Schweiz*. In: Zeitschrift für Soziologie, Nr. 5, 375–397.
- Köller, Olaf/ Watermann, Rainer/ Baumert, Jürgen (2001) *Skalierung der Leistungstests in PISA*. In: Deutsches PISA-Konsortium (Hg.) *PISA 2000. Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*. Opladen, 517–524.
- OECD (2001) *Lernen für das Leben. Erste Ergebnisse der internationalen Schulleistungstudie PISA 2000*. Paris, auch verfügbar unter: <http://www.pisa.oecd.org/>.
- OECD (2002) *Manual for the PISA 2000 Database*. Paris.
- OECD (2004) *Learning for Tomorrow's World. First Results from PISA 2003*. Paris, auch verfügbar unter: <http://www.pisa.oecd.org/>.
- Reiter, Claudia (2004a) *PISA 2003 Austria. Technischer Bericht. V. Sampling*, verfügbar unter: [http://www.pisa-austria.at/pisa2003/sampling/lang/lang\\_top.htm](http://www.pisa-austria.at/pisa2003/sampling/lang/lang_top.htm), 6. 12. 2004.
- Reiter, Claudia (2004b) *PISA 2003 Austria. Technischer Bericht. VII. Rücklauf, Stichprobenausfälle und Stichprobengröße*, verfügbar unter: [http://www.pisa-austria.at/pisa2003/ruecklauf/lang/lang\\_top.htm](http://www.pisa-austria.at/pisa2003/ruecklauf/lang/lang_top.htm), 6. 12. 2004.
- Schlögl, Peter/ Wieser, Regine (2002) *Berufliche Erstausbildung in Wien – Geschlechtsspezifische Segregation, Ausbildungswünsche und Berufsorientierung von Jugendlichen*. In: SWS-Rundschau, Nr. 4, 489–501.
- Schneider, Claudia (2002) *Die Schule ist männlich?! – Wiener Schulen auf dem Weg von der geschlechtssensiblen Pädagogik zur geschlechtssensiblen Schulentwicklung*. In: SWS-Rundschau, Nr. 4, 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 Nr. 23, Österreichisches Institut für Familienforschung, Wien.

- 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 Nr. 19, Österreichisches Institut für Familienforschung. Wien.
- Statistik Austria (Hgin) (2001) *Schulwesen in Österreich 2000/01*. Wien.
- Statistik Austria (Hgin) (2002) *Schulwesen in Österreich 2000/02*. 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, 468–506.
- UNESCO (1997) *International Standard Classification of Education I S C E D 1997*. Paris, verfügbar unter: [http://www.unesco.org/education/information/nfsunesco/doc/isced\\_1997.htm](http://www.unesco.org/education/information/nfsunesco/doc/isced_1997.htm), 29.12.2004.
- Weiß, Susanne (2001) *Konzept und Design im Überblick*. In: Haider, Günter (Hg.) PISA 2000. Technischer Report. Innsbruck, 53–66.

Kontakt: [jbacher@A1.net](mailto:jbacher@A1.net)

## Anhang: Ergänzungstabellen

**Tabelle A1: Leistungsunterschiede von Burschen und Mädchen im Lesen, in Mathematik und in den Naturwissenschaften (PISA 2000-Studie, Mittelwerte)**

	Burschen	Mädchen
Lesen	484	516
Mathematik	516	498
Naturwissenschaften	511	507

Anmerkung: Ein Wert von 500 entspricht dem OECD-Durchschnitt.

**Tabelle A2: Schulbesuch in Abhängigkeit vom Geschlecht (bivariat, PISA-ECHP-Vergleich) (Anteile in Prozent und absolute Häufigkeiten)**

Geschlecht	AHS-Oberstufe oder BHS			
	PISA	Differenz in Prozentpunkten	ECHP	Differenz in Prozentpunkten
männlich	43,9 (n = 2.335)	< 13,8	35,6 (n = 753)	< 20,0
weiblich	57,7 (n = 2.334)		55,6 (n = 701)	
Gesamt	50,8 (n = 4.669)		44,8 (n = 1.454)	

**Tabelle A3: Schulbesuch in Abhängigkeit von der Bildung der Eltern (bivariat, PISA-ECHP-Vergleich) (Anteile in Prozent und absolute Häufigkeiten)**

Besuch einer AHS oder BHS					
Bildung der Eltern	PISA		Differenz in Prozentpunkten	ECHP	
					Differenz in Prozentpunkten
geringe Bildung	33,3	(n = 774)	> 13,6	26,4	(n = 233)
mittlere Bildung	46,9	(n = 2.098)	> 27,8	36,0	(n = 769)
hohe Bildung	74,7	(n = 1.341)		69,2	(n = 452)
Gesamt	53,3	(n = 4.213)		44,8	(n = 1.191)

Lesebeispiel: 33,3 Prozent der Kinder von jenen Eltern, die über eine geringe Bildung verfügen, besuchen eine AHS oder BHS. Insgesamt besuchen 53,3 Prozent eine AHS oder BHS.