

Was bestimmt den Einfluss des Familienhintergrunds auf den Bildungserfolg

Wissenschaftliche Arbeit zur Erlangung des
Grades einer Diplom-Volkswirtin im
Fachbereich Wirtschaftswissenschaften der
Universität Konstanz

Verfasser: Gabriela Schütz
Grießeggstr. 17
78462 Konstanz

Bearbeitungszeit: 2. Dezember 2003 bis 17. Februar 2004

1. Gutachter: Prof. Dr. Heinrich W. Ursprung
2. Gutachter: Prof. Dr. Winfried Pohlmeier

Konstanz, den 17.02.2004

Inhaltsverzeichnis

1	Motivation und Einleitung	5
2	Bestimmungsfaktoren des Bildungserfolgs	7
2.1	Bildungsproduktionsfunktionen	7
2.2	Familie	8
2.3	Peer Group	9
2.4	Schule, Schulumgebung und Lehrer	10
2.5	Motivation und Fähigkeit	13
3	Wege des Familieneinflusses	13
3.1	Kulturelles Kapital	14
3.2	Soziales Kapital	15
3.3	Ökonomisches Kapital	15
3.4	Strukturmerkmale versus Prozessmerkmale	16
3.5	Entscheidungen	18
3.6	Startbedingungen	19
4	Familienhintergrund und Bildungserfolg	19
4.1	Messung des familiären Hintergrundes	19
4.2	Bildungsungleichheiten	21
4.3	Die soziale Selektivität in Deutschland	22
4.4	Ergebnisse verschiedener Studien	23
4.4.1	International Adult Literacy Survey	23
4.4.2	TIMSS	25
4.4.3	PISA	25
4.5	Tradeoff zwischen Effizienz und Gleichheit?	26
5	Ursachen der sozialen Selektivität	28
5.1	Gesellschaft	29
5.2	Politik	31
5.3	Schulsystem	32
6	Empirische Untersuchung	35
6.1	Methode	35
6.2	Schätzungen der ersten Ebene	36
6.2.1	TIMSS-Datensatz	36
6.2.2	PISA-Datensatz	39
6.3	Vergleich der Ergebnisse der beiden Schätzungen	41
6.4	Schätzungen der zweiten Ebene	44

6.4.1	Einfluss der Gesellschaft	46
6.4.2	Einfluss des Schulsystems	53
6.5	Zusammenfassung	65
7	Ausblick und Schlussbetrachtung	66
A	Tabellen	II
B	Regressionen FBE und Gesellschaftsmerkmale	VIII
B.1	Korrelation der Var. 'bild' und 'low'	XIII
B.2	Suche einer Instrumenten Variablen	XIII
C	Regressionen SOGR und Gesellschaftsmerkmale	XV
D	Regressionen FBE und Schulmerkmale	XX
E	Regressionen SOGR und Schulmerkmale	XXXIII
E.1	Tabellen (SOGR)	XLV

Abkürzungsverzeichnis

EPG	Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Modell
HISEI	Highest International Socio-Economic Index
IALS	International Adult Literacy Survey
ISCO-88	International Standard Classification of Occupations
ISEI	International Socio-Economic Index
LAU	Lernausgangslagen
LSAY	Longitudinal Study of American Youth
NCDS	National Child Development Study
PASEC	Programme d' Analyse des Systèmes Educatifs des Pays de la CONFEMEN
PISA	Programme for International Student Assessment
SOEP	Sozioökonomisches Panel
SOG	Steigung des sozialen Gradienten
STAR	Student/Teacher Achievement Ratio
TIMSS	Third International Mathematics and Science Study

1 Motivation und Einleitung

Es ist unbestritten, dass der familiäre Hintergrund eines Kindes einen großen Einfluss auf seinen Bildungserfolg hat. Die Familie ist der engste Bezugspunkt eines jeden Menschen und der Rahmen innerhalb dessen die ersten sozialen Interaktionen stattfinden. Die Eltern und Geschwister sind dabei, wenn das Kind zum ersten Mal lächelt, spricht oder seine ersten Schritte macht. Da die Familie das Umfeld ist, innerhalb dessen sich junge Menschen entwickeln und heranwachsen, ist es nur natürlich, dass sie diese Entwicklung beeinflusst.

Familien unterscheiden sich jedoch nach den Entwicklungsmöglichkeiten, die sie ihren Kindern bieten können. Unterschiedliche wirtschaftliche bzw. finanzielle Ressourcen von Familien sind dabei nur ein Aspekt. Vielmehr geht es auch um den Bildungsstand der Eltern und die Lebensgewohnheiten der Familie, die entscheidend auf die Lernfähigkeiten von Kindern wirken. Eltern, die mit ihren Kindern in der Freizeit häufig Museen und kulturelle Veranstaltungen besuchen und ihnen zeigen, wie man eine Bibliothek nutzt, wecken die Neugier und Lernbereitschaft ihrer Kinder eher als Eltern, die mit ihren Kindern ins Kino gehen. Der Bildungserfolg von Kindern ist deshalb nicht nur abhängig von der Qualität der schulischen Einrichtungen, die sie besuchen, sondern auch von ihrem familiärem Hintergrund.

Die Chancengleichheit einer Gesellschaft wird zu einem großen Teil dadurch bestimmt, in welchem Ausmaß sozioökonomischer Status von einer Generation an die nächste weitergegeben wird. Da in modernen Gesellschaften die Bildung einer Person als der hauptsächliche Bestimmungsfaktor ihrer sozioökonomischen Stellung betrachtet werden muss, ist die Art und Weise, in der Eltern die Bildung ihrer Kinder beeinflussen, ein wesentliches Element der intergenerativen Mobilität.

Das Ziel eines jeden Bildungssystems sein muss es deshalb sein, allen Kindern weitestgehend unabhängig von ihrem sozioökonomischen Hintergrund die gleichen Möglichkeiten zur Entfaltung ihres Potentials zu bieten. Dass eine vollständige Entkoppelung von Merkmalen sozioökonomischer Herkunft und schulischem Erfolg nicht möglich ist, ist verständlich. Da dies außerdem implizieren würde, dass Eltern nicht mehr in den Bildungsprozess ihrer Kinder involviert sein dürften, wäre eine vollständige Entkoppelung auch nicht wünschenswert. Spätestens durch internationale Schülerleistungsvergleiche wurde allerdings nachgewiesen, dass sich die Schulsysteme verschiedener Länder hinsichtlich der Stärke des Zusammenhangs zwischen Familienhintergrund und Schülerleistung unterscheiden. Das Ausmaß der durch das Bildungssystem erreichten Chancengleichheit ist also von Land zu Land verschieden.

Offensichtlich existieren zwischen den Schulsystemen und Gesellschaften der Länder Unterschiede, die verschieden enge Zusammenhänge zwischen Merkmalen sozialer Herkunft und schulischen Erfolgen verursachen. Innerhalb dieser Arbeit soll der Frage nach-

gegangen werden, wodurch die Stärke des Familieneinflusses auf den Bildungserfolg bestimmt wird.

Da die Familie nur einer von mehreren Einflussfaktoren des Bildungserfolges ist, wird in Kapitel 2 zunächst ein Überblick über die in der Forschung untersuchten Bestimmungsfaktoren des Bildungserfolgs gegeben. Im dritten Kapitel wird dann die Art und Weise, in der die Familie auf den Bildungserfolg ihrer Kinder wirken, beschrieben. Insbesondere wird dabei der Unterschied zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse betont. Das vierte Kapitel stellt dar, welcher Zusammenhang zwischen Familienhintergrund und Bildungserfolg in bisherigen Studien gefunden wurde und beschreibt die dabei aufgezeigte unterschiedlich starke soziale Selektivität von Bildungssystemen. Außerdem wird die Existenz eines Tradeoff zwischen dem Erreichungsgrad von Chancengleichheit und der Effizienz von Bildungssystemen untersucht. Anschließend werden im fünften Kapitel Arbeitshypothesen formuliert, welche die Suche nach den Ursachen der zwischen den Ländern unterschiedlich starken familiären Einflüsse auf die Schülerleistungen leiten sollen. Im sechsten Kapitel werden diese Hypothesen empirisch überprüft und aus den Ergebnissen Empfehlungen für eine bessere Gestaltung von Schulsystemen entwickelt. Kapitel 7 schließt mit einem Ausblick auf weiterführende Untersuchungen.

2 Bestimmungsfaktoren des Bildungserfolgs

2.1 Bildungsproduktionsfunktionen

Das theoretische Fundament für die Analyse der Bestimmungsfaktoren des Bildungserfolgs ist eine einfache Produktionsfunktion. Bildungsproduktionsfunktionen erklären das Bildungsergebnis als Funktion verschiedener Inputfaktoren:

$$T_{it} = f(F_i^{(t)}, P_i^{(t)}, S_i^{(t)}, A_i) + \eta_{it} \quad (1)$$

Dabei ist T_{it} der Bildungserfolg einer Person i zum Zeitpunkt t . Zu den Inputfaktoren zählen einerseits die bis zum Zeitpunkt t kumulierten Inputfaktoren der Familie, $F_i^{(t)}$, sowie die bis zum Zeitpunkt t kumulierten Einflüsse der Peer Group, $P_i^{(t)}$, und der Schule, $S_i^{(t)}$. Andererseits fließen in die Bildungsproduktion auch die einer Person innewohnenden Fähigkeiten A_i ein. η_{it} schließlich ist ein Zufallsterm, der nicht näher erklärt werden kann (Hanushek 2002, S. 23).

Die Messung des Bildungserfolgs, T_{it} , kann entlang zweier Linien erfolgen. Einerseits ist Bildung direkt als erworbenes Wissen messbar, andererseits indirekt als Erfolg, der mit Hilfe von Bildung erreicht wurde.

Bildungserfolg in der ersten Verständnisweise wird messbar als erworbenes Wissen oder Kompetenzen. Da Wissen mit der Anzahl der in der Schule oder Ausbildung verbrachten Jahre korreliert, kann man den Bildungserfolg einer Person auch über die mit dem Erwerb von Bildung verbrachten Jahre erfassen. Der dabei erreichte Abschluss oder die Note dieses Abschlusses kann ebenfalls als Indikator für den Bildungserfolg betrachtet werden.

Versteht man Bildung hingegen als Mittel, um anderweitig erfolgreich sein zu können, so kann man den Bildungserfolg einer Person anhand ihrer relativen Stellung in der Gesellschaft, ihres sozioökonomischen Status, ihres Einkommens oder Lohnes, d.h. also durch die Erträge, die diese Person aus ihrer Bildung erhält (die „Returns to Education“), beschreiben.

Bei einer Person, die sich noch in der Ausbildung befindet, ist die zweite Form der Messung von Bildungserfolg nicht möglich. Hier bieten sich Zeugnisnoten, im Rahmen von Leistungstests erzielte Testpunkte oder die Schulform an, die die Person besucht.

Aber auch wenn man etwas darüber aussagen will, wie erfolgreich eine Person im sozioökonomischen Sinne ist, kann man dazu das Ausmaß und die Qualität der Bildung dieser Person nutzen. Verschiedene Untersuchungen haben bestätigt, dass Erfolge der Schulzeit zur Erklärung von Unterschieden im Gehalt beitragen (Robertson and Symons 1996, S. 6 f.) (Dustmann 2001). Da sich der Erfolg in Leistungstests also später in höhere Löhne überträgt, können Testergebnisse als Prädiktoren für spätere Erfolge betrachtet werden.

In der oben beschriebenen Bildungsproduktionsfunktion werden die Produktionsfaktoren als Ströme gemessen. Die meisten ökonometrischen Schätzungen berücksichtigen wegen mangelnder Verfügbarkeit jedoch nicht die kumulativen Inputfaktoren, sondern nur die heute messbaren Inputfaktoren der Bildungsproduktion und vernachlässigen dadurch den kumulativen Charakter des Bildungsprozesses. Dieses Problem ist besonders schwerwiegend im Fall von Peer Group Effekten und Schulinputfaktoren. Da Kinder, auch wenn sie nicht umziehen, im Laufe ihrer Schullaufbahn mehrmals die Bildungseinrichtungen wechseln (vom Kindergarten in die Grundschule und von dort auf weiterführende Schulen), ändern sich im Zeitverlauf sowohl die Peer Group als auch die Schulinputfaktoren (Hanushek 1986, S. 1156).

Ein weiteres Problem besteht in der möglichen Endogenität der beobachtbaren Inputs, die dann ebenfalls zu verzerrten Schätzern führt. Dies wird deutlich, indem man sich veranschaulicht, wodurch die Inputs der Bildungsproduktion bestimmt werden. Die Eltern maximieren eine intertemporale Nutzenfunktion, die beispielsweise in einer einfachen Version definiert ist über den Bildungserfolg ihrer Kinder, ihren eigenen Konsum und ihre Freizeit. Diese Funktion wird maximiert unter Berücksichtigung von Zeit- und Ausgabenrestriktionen. Auch ohne genaue Spezifizierung der Restriktionen und möglicher weiterer Argumente der Nutzenfunktion wird das Problem sichtbar. Die Eltern wählen viele Inputfaktoren in die Bildungsproduktion ihrer Kinder. Eltern, die großen Wert auf die Bildung ihrer Kinder legen, also einen hohen Nutzen aus deren Bildungserfolg ziehen, werden Inputfaktoren von hohem Niveau wählen. Sie schicken ihre Kinder auf eine gute Schule mit einer „guten“ Peer Group und helfen ihnen bei den Hausaufgaben (Robertson and Symons 1996, S. 2).

2.2 Familie

Die Familie, in die ein Kind hineingeboren wird, ist seine primäre Erziehungs- und Sozialisierungsinstitution. Sie hat den weitaus größten Einfluss auf die Entwicklung eines Kindes, indem sie es ernährt und ihm Zuneigung zukommen lässt. Kinder brauchen Anregungen und entwickeln ihre Fähigkeiten spielerisch. Ein Kind, das in einer Familie aufwächst, die ihm nicht genügend Aufmerksamkeit, Liebe und Möglichkeiten für eigene Erfahrungen - auch Spracherfahrungen - bietet, wird zum Zeitpunkt der Einschulung gegenüber anderen Kindern im Nachteil sein. Dieser Nachteil kann sich während der Schullaufbahn weiter vergrößern, wenn es nicht durch geeignete Interventionen gelingt, die Entfaltungs- und Entwicklungsmöglichkeiten des Kindes zu verbessern (Berns 1997, S. 25).

Die Familie beeinflusst nicht nur innerhalb ihres häuslichen Umfeldes die Entwicklung ihrer Kinder, sondern bestimmt auch viele andere Inputfaktoren, die in die „Bildungspro-

duktion“ ihrer Kinder einfließen. Ehrgeizige Eltern werden sowohl Inputfaktoren hoher Qualität für ihre Kinder wählen, als auch ihren Kindern direkt helfen. Ein großes Problem bei der Analyse von Bestimmungsfaktoren des Bildungserfolgs ist deshalb die mögliche Endogenität der Variablen. Sowohl Schulinputfaktoren als auch die Peer Group sind potentiell endogen durch die Familie bestimmt (siehe auch Abschnitt 2.1 oben).

Eine Vielzahl von Untersuchungen belegen inzwischen den starken empirischen Zusammenhang zwischen Bildungserfolgen und familiärem Hintergrund (vgl. hierzu Entwisle, Alexander, and Steffel Olson (1997, Kapitel 5) und die dort zitierte Literatur sowie Kapitel 4 dieser Arbeit).

2.3 Peer Group

Als eine Peer Group bezeichnet man eine Gruppe von Personen, die ungefähr das gleiche Alter und den gleichen Sozialstatus haben und gemeinsame Interessen teilen (Berns 1997, S. 573). Sie ist das Umfeld, in dem Kinder von Erwachsenen unbeaufsichtigt und selbständig ihre Erfahrungen machen können. Innerhalb der Gruppe vergleichen sie sich selbst mit anderen Kindern und entwickeln ein Gefühl für ihre Fähigkeiten. Die Peer Group bietet Zusammenhalt und Unterstützung und Gelegenheit zum Entwickeln von Kooperationsfähigkeit (Berns 1997, S. 26).

Die Peer Group beeinflusst die Einstellung ihrer Mitglieder auch was das Lernen betrifft. Je nachdem, ob die Peer Group Leistung und schulisches Engagement schätzt oder fleißige Schüler abfällig als „Streber“ bezeichnet wird sich der Einzelne um gute Leistungen bemühen oder sein intellektuelles Potential nicht voll ausschöpfen (Berns 1997, S. 248) Bei der Analyse der Einflussfaktoren auf Schülerleistungen wird die Peer Group meist nur anhand des sozioökonomischen Status der Familien der Nachbarschaft oder des Klassenverbandes erfasst. Es geht dabei nicht so sehr um die Erfassung des unmittelbaren Freundeskreises eines Kindes, sondern vielmehr darum, wie die Umgebung des Kindes strukturiert ist und ob sie die schulischen Leistungen beispielsweise über die Existenz einer positiven Referenzgruppe beeinflusst. Wie bereits oben erwähnt (siehe Abschnitt 2.2) ist die Zugehörigkeit zu einer Peer Group nicht exogen, sondern wird vielmehr zu einem großen Teil von der Familie z.B. über die Wahl des Wohnortes oder der Schule gesteuert. Endogenitätsprobleme spielen deshalb bei der Analyse und Identifizierung von Peer Group Effekten eine große Rolle.

Robertson and Symons (1996) stellen in ihrer Untersuchung auf der Grundlage der britischen *National Child Development Study* (NCDS) fest, dass Peer Group Effekte einen großen Einfluss auf die Testleistung von 11-jährigen Schülern haben. Die Autoren analysieren zwei Peer Group Effekte: Den Einfluss von Klassenkameraden, deren Väter einen hohen sozioökonomischen Status haben, und Peer Group Effekte, die in Schulen mit ver-

schiedenen Leistungszügen entstehen. In Schulen mit verschiedenen Leistungszügen profitieren alle Schüler von der Zugehörigkeit zu der höchsten Leistungsgruppe, am meisten allerdings profitieren die schlechteren Schüler. In der niedrigsten Leistungsgruppe zu sein, hat dagegen für alle Schüler, unabhängig von ihren Testleistungen in früheren Jahren, große negative Auswirkungen. Dies spricht für einen Peer Group Effekt und deutet darauf hin, dass die durchschnittliche Qualität der Mitschüler in einer Schule ohne Leistungsgruppierung höher ist als die durchschnittliche Qualität der Mitschüler in der niedrigsten Leistungsgruppe einer Schule mit verschiedenen Leistungsgruppen (Robertson and Symons 1996, S. 7 f.).

2.4 Schule, Schulumgebung und Lehrer

Der Auftrag des öffentlichen Bildungswesens ist es, das kulturelle Erbe der Gesellschaft - angesammeltes Wissen und Werte - an die nachwachsende Generation weiterzugeben und sie so zur aktiven Teilnahme an der Gesellschaft zu befähigen. Dabei lautet der wesentliche Grundgedanke, dass es jedem Kind gleichermaßen möglich sein sollte, sich entsprechend der ihm innewohnenden Möglichkeiten und Fähigkeiten zu bilden. Die Wirklichkeit sieht jedoch in den meisten Fällen anders aus. Weil Schulen über unterschiedliche Ressourcen verfügen, unterschiedliche Erziehungsansätze und unterschiedlich gut ausgebildetes und engagiertes Lehrpersonal haben, wird der Erfolg eines Schülers auch durch die Schule bestimmt, die er oder sie besucht (Berns 1997, S. 244).

Zwischen der Zufriedenheit eines Lehrers mit seinem Beruf und der Leistung seiner Schüler besteht ein starker Zusammenhang (Michaelowa 2002, S. 20). Es ist jedoch anzunehmen, dass sich beide Merkmale wechselseitig bedingen. Ein Lehrer, dessen Schüler gute Fortschritte machen, wird eine größere Zufriedenheit mit seiner Arbeit äußern und außerdem den Unterricht motivierter gestalten, was sich wiederum auf die Leistung seiner Schüler auswirkt.

Andere Lehrermerkmale sind in der Richtung der Kausalität eindeutiger. Die Qualität der Ausbildung der Lehrer hat in den Teilnehmerstaaten der PASEC Studie (*Programme d'Analyse des Systèmes Educatifs des Pays de la CONFEMEN*), eine Gruppe frankophoner Länder des sub-saharischen Afrika, einen signifikant positiven Effekt auf die Schülerleistung (Michaelowa 2002, S. 23). Auch in Industrieländern sind große Unterschiede in der Qualität der Lehrer festzustellen. Die Ergebnisse der Untersuchung von Hanushek, Kain, and Rivkin (1998) legen nahe, dass die Heterogenität in unbeobachtbaren Merkmalen zwischen den Lehrern die wichtigste Komponente von Leistungsvariationen ist. Aus ihrer Analyse schlussfolgern Hanushek, Kain, and Rivkin (1998, S. 31 f.), dass die Unterschiede in der Qualität der Lehrer mindestens 7,5 Prozent der totalen Variation in den Leistungszuwächsen von Schülern von einer Jahrgangsstufe zur nächsten erklären. Die

unterschiedliche Ausbildung der Lehrer bzw. die Art der erworbenen Abschlüsse tragen dagegen in den USA nicht zur Erklärung von Unterschieden in der Schülerleistung bei (Hanushek, Kain, and Rivkin 1998, S. 33 ff.).

Die unterschiedlichen Beobachtungen bezüglich der Effekte des Ausbildungsniveaus von Lehrern in Entwicklungs- und Industrieländern legen nahe, dass ab einem gewissen Ausbildungsniveau, das in den Industrieländern in der Regel erreicht wird, ein höherer Abschluss sich nicht mehr in Form von besseren Schülerleistungen bezahlt macht.

Ein signifikantes Qualitätsmerkmal eines Lehrers scheint auch die Menge an Hausaufgaben zu sein, die er seinen Schülern aufgibt. In einer Untersuchung auf der Basis von Daten der *Longitudinal Study of American Youth* überprüft Betts (1996) ein verhaltenstheoretisches Modell zur Erklärung der Leistung von Schülern. Die Menge an aufgegebenen Hausaufgaben ist ein signifikanter Einflussfaktor bei der Bestimmung von Zuwächsen in den Leistungen der Schüler, selbst wenn gleichzeitig für andere Schulinputfaktoren kontrolliert wird (Betts 1996).

Bezüglich der Effekte der Klassengröße auf Schülerleistungen ergibt sich ein uneinheitliches Bild. Meist kann entgegen der Intuition kein signifikanter Einfluss auf die Leistungen der Schüler gefunden werden (Robertson and Symons 1996). Dies könnte daran liegen, dass in den meisten Ländern die Lehrmethoden auf die durchschnittliche Klassengröße des betreffenden Landes abgestimmt sind und bei kleineren Klassen nicht entsprechend angepasst werden, und deshalb kein Effekt beobachtet wird. Denkbar ist auch, dass ein negativer Einfluss erst ab einer sehr hohen Schülerzahl spürbar wird, solche Klassengrößen aber selten oder gar nicht zu beobachten sind. So findet beispielsweise Michaelowa (2002) in dem Datensatz der PASEC Studie Evidenz dahingehend, dass der Einfluss der Klassengröße einer quadratischen Funktion folgt. Erst ab einer Schülerzahl von ungefähr 65 Schülern pro Klasse wird ein negativer Effekt gemessen.

Hanushek et al. (Hanushek, Kain, and Rivkin 1998) finden hingegen auf der Basis von Paneldaten des *Harvard/UTD Texas School Projekt* für Kinder aus Familien mit niedrigem Einkommen in den Klassenstufen vier und fünf einen signifikanten Effekt der Klassengröße auf die Schülerleistungen. Andere Evidenz für einen Effekt der Klassengröße kommt von dem als Zufallsexperiment in den 1980-er Jahren in Tennessee, USA durchgeführten Projekt STAR (*Student/Teacher Achievement Ratio*). Teilnehmende Schüler wurden dort zufällig auf kleine (13 - 17 Schüler), reguläre (22 - 25 Schüler) und reguläre Klassen mit einer zusätzlichen Hilfskraft verteilt. Schüler in kleineren Klassen erzielten im Kindergarten und in der ersten Klassenstufe bessere Ergebnisse als Schüler der beiden anderen Gruppen. In den Tests nach Ende der Klassenstufen zwei und drei fanden sich nach Kontrolle der am Ende des Kindergartens festgestellten anfänglichen Leistungsunterschiede zwischen Schülern kleiner und Schülern großer Klassen keine signifikanten Unterschie-

de mehr. Leider wurden die Schüler nicht zu Beginn des Experiments getestet, so dass die am Ende des Kindergartens festgestellten Leistungsunterschiede auch aufgrund unterschiedlicher Fähigkeiten der Kinder zustande gekommen sein könnten. Dennoch ist es nicht unwahrscheinlich, dass die Leistungsunterschiede Leistungsgewinne durch die Nutzung kleinerer Klassen in den ersten Klassenstufen reflektieren (Hanushek, Benson, Freeman, Jamison, Levin, Maynard, Murnane, Rivkin, Sabot, Solmon, Summers, Welch, and Wolfe 1994, S. 144 f.).

Generell können Ressourceneffekte, wie z.B. Effekte der Klassengröße oder der Lehrerausbildung und -erfahrung auf die Leistungen von Schülern in der empirischen Literatur selten bestätigt werden (siehe bspw. Hanushek and Luque (2002) sowie Hanushek, Kain und Rivkin (Hanushek, Kain, and Rivkin 1998)). Dieses Bild zeigt sich allerdings nur bei der Betrachtung von Industrieländern. Die oben bereits zitierte PASEC Studie bestätigt den positiven Einfluss einer besseren Ressourcenausstattung in Entwicklungsländern (Michaelowa 2002).

In der Literatur finden sich außerdem Hinweise, dass eine kulturell und sozioökonomisch homogene Schulumgebung in den frühen Schuljahren die Entwicklung der Lesekompetenz fördert. Dies bezieht sich vor allem auf unterschiedliche Sprachcodes und Dialekte, die in Familien mit unterschiedlichem sozialen und kulturellen Hintergrund gesprochen werden (z.B. Afro-amerikanische Kinder vs. amerikanische Kinder weißer Hautfarbe). Wenn die gesprochene Sprache nicht der Sprache entspricht, die im Klassenzimmer benutzt wird, gestaltet sich das Lesen lernen schwieriger (Entwisle and Alexander 1994).

Wie bei Peer Group Effekten sieht man sich auch bei der Isolierung von Schuleffekten mit Endogenitätsproblemen konfrontiert. Es ist schwierig, die Effekte der Schule und die Effekte der Peer Group voneinander und von den Effekten der Entscheidung der Eltern zu trennen. Wenn Eltern die Schulen für ihre Kinder aktiv auswählen, dann werden sie gute Schulen suchen und ihren Kindern auch anderweitig helfen.

In dem oben bereits genannten Beitrag von Robertson and Symons (1996) stellen die Autoren beispielsweise fest, dass konventionelle Maße für die Qualität der Schulen keine guten Prädiktoren für die Schülerleistung mehr sind, sobald man gleichzeitig für Peer Group Effekte kontrolliert. Als Qualitätsmaße für die Schulinputfaktoren berücksichtigen die Autoren die Klassengröße und den Prozentsatz der Lehrer mit mehr als drei Jahren Berufserfahrung. Beide Maße können allerdings nicht als gute Indikatoren der Schulqualität gelten. Für die Klassengröße wurde schon in anderen Untersuchungen (siehe oben) festgestellt, dass sie keinen signifikanten Einfluss hat. Die Prozentzahl der Lehrer mit mehr als drei Jahren Erfahrung als Indikator für die Schulqualität zu nutzen, ist ebenfalls ein zweifelhaftes Verfahren. Die Motivation der Lehrer kann über die Jahre hinweg nach-

lassen und ein veraltetes Lehrerkollegium ist für die Lernfortschritte von Schülern wahrscheinlich nicht förderlich. Michaelowa (2002) hat anhand der Daten der PASEC Studie für die frankophonen Länder des sub-saharischen Afrika nachgewiesen, dass eine höhere Berufserfahrung zwar zunächst die Leistung der Schüler erhöht, aber dieser Effekt allmählich nachlässt und schließlich negativ wird. Ein ähnlicher Effekt der Berufserfahrung von Lehrern könnte wahrscheinlich auch in anderen Ländern und Kulturkreisen gefunden werden. Ein besseres Qualitätsmaß wäre die Motivation der Lehrer und ihre Begeisterung für ihren Beruf gewesen sowie die Anzahl außerlehrplanmäßiger Veranstaltungen der Schule. Obwohl diese Informationen zugegebenermaßen schwer zugänglich sind, ist fraglich, ob bei Verwendung der oben genannten Indikatoren die Schlussfolgerung, dass Schulqualität bei gleichzeitiger Kontrolle für Peer Group Effekte keine Rolle spielt, zulässig ist. Vor allem auch, da in diesem Beitrag nicht zum Ausdruck kommt oder gezeigt wird, wie groß die Effekte der Schulinputfaktoren ohne gleichzeitige Kontrolle der Peer Group Effekte sind. Insofern darf bezweifelt werden, dass sich mit diesem Ansatz das Endogenitätsproblem von Schul- und Peer Group Effekten überhaupt lösen lässt.

2.5 Motivation und Fähigkeit

Der Bildungserfolg einer Person hängt vor allem von ihrer Motivation und der ihr innewohnenden Fähigkeiten wie z.B. ihrer Intelligenz ab. Diese individuelle Merkmale der Leistungsbereitschaft und Leistungsfähigkeit (der Term A_i in Gleichung 1) sind allerdings von außen nicht beobachtbar und können in Schätzungen von Bildungsproduktionsfunktionen deshalb meist nicht berücksichtigt werden. Es kann jedoch angenommen werden, dass diese Fähigkeiten über Vererbung und Umfeld positiv mit dem familiären Hintergrund korreliert sind (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 58), (Hanushek 1986). Die Auslassung dieser erklärenden Variable A_i führt deshalb wahrscheinlich zu einer Aufwärts-Verzerrungen des Schätzers für die Stärke des Familieneinflusses. Der Schätzer für den Einfluss der familiären Inputfaktoren wird also größer sein als er tatsächlich ist.

Sofern es allerdings gelingt, in Schülerleistungstests gleichzeitig den sozioökonomischen Hintergrund und Merkmale der individuellen Leistungsfähigkeit und der Motivation zu erfassen, zeigen darauf basierende Regressionsmodelle, dass die individuellen leistungsrelevanten Merkmale tatsächlich stärkere Prädiktoren des Testserfolgs sind als die Merkmale der sozialen Herkunft (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 65).

3 Wege des Familieneinflusses

Die Familie beeinflusst den Bildungserfolg der Kinder, indem sie ihr Kind emotional und mit den ihr zur Verfügung stehenden Ressourcen unterstützt. Dabei sollten unter

Ressourcen nicht nur solche finanzieller bzw. ökonomischer Natur verstanden werden. Nach Bourdieu (Bourdieu 1983) kann man vielmehr drei grundlegende Formen von Kapital unterscheiden: ökonomisches, kulturelles und soziales Kapital. Kulturelles Kapital, auch Bildungskapital genannt, und soziales Kapital, das Kapital der sozialen Beziehungen, können unter bestimmten Bedingungen in ökonomisches Kapital umgewandelt werden. Als kulturelles oder soziales Kapital gelten alle kulturellen und sozialen Ressourcen, welche die Handlungsmöglichkeiten von Personen erweitern und sich dadurch positiv auf deren sozioökonomischen Status auswirken können.

Die familiären Ressourcen in diesen drei Dimensionen wirken sich ebenfalls positiv auf den Bildungserfolg eines Kindes aus. Dies geschieht beispielsweise über die Prozessmerkmale des familiären Zusammenlebens, die bildungsrelevanten Entscheidungen, welche die Eltern für ihre Kinder treffen und die Fähigkeiten des Kindes zu Beginn der Schullaufbahn.

3.1 Kulturelles Kapital

Kulturelles Kapital existiert in verschiedenen Formen. Als objektiviertes kulturelles Kapital versteht man kulturelle Gegenstände wie Bücher, Lexika oder Gemälde. In institutionalisierter Form findet man es in Gestalt von Bildungstiteln, Zeugnissen oder Diplomen. Inkorporiertes Kulturkapital ist wiederum im Individuum selbst verinnerlicht. Bourdieu (1983) entwickelte den Begriff des kulturellen Kapitals als theoretische Hypothese, um die Ungleichheit der schulischen Leistungen von Schülern aus unterschiedlichen sozialen Milieus zu erklären. Er interpretiert die Schule als eine Institution der herrschenden Kultur, die solche Regeln und Handlungsmuster honoriert, wie sie in der Mittelschicht gelten und vermittelt werden. Bildung wird dabei als ein Vermittlungsprozess verstanden, durch den die herrschende Kultur erhalten und tradiert wird. Da kulturelles Kapital schon früh in Form von Werten, Wahrnehmungs-, Denk- und Handlungsmustern innerhalb von Familien weitergegeben und von den Heranwachsenden verinnerlicht wird, kann das jeweilige Kind durch seine Primärerziehung gegenüber seinen Klassenkameraden im Nachteil sein, wenn das ererbte kulturelle Kapital ein anderes ist als jenes, welches es sich aneignen soll. Der Bildungserfolg von Schülern hängt deshalb mit deren Teilhabe an der herrschenden Kultur zusammen. In dieser Lesart ist der schulische Erfolg oder Misserfolg eher ein Ergebnis kultureller Passung als durch die individuellen Fähigkeiten des Einzelnen bedingt. Indem das Bildungssystem die Vererbung von kulturellem Kapital sanktioniert, leistet es nach Bourdieu and Passeron (1971) einen erheblichen Beitrag zur Reproduktion der Sozialstruktur.

3.2 Soziales Kapital

Neben Bourdieu nutzte auch Coleman (1988) den Begriff des sozialen Kapitals, um die Entstehung von Humankapital und ökonomischem Kapital zu erklären. Demnach sind soziale Beziehungen als Kapital zu begreifen, weil sie unter Umständen Handlungen ermöglichen oder erleichtern, die im unmittelbaren Interesse der betreffenden Person liegen und zur Akkumulation von ökonomischem Kapital beitragen können. In einer Analyse der US-amerikanischen Längsschnittstudie „Highschool and Beyond“ konnten Coleman und seine Mitarbeiter zeigen, dass Schüler, die katholische Privatschulen besuchen, vergleichbaren Schülern in öffentlichen Schulen überlegen sind (Coleman, Hoffer, and Kilgore 1982). Die bessere Leistung der Schüler nicht-öffentlicher Schulen führen die Autoren darauf zurück, dass diese mit ihren Mitschülern, Eltern und Lehrkräften in besseren sozialen Beziehungen stehen. Auch die Eltern untereinander sowie Eltern und Lehrer stünden in einem besseren Verhältnis zueinander, weil sie das gleiche System von Werten und Normen teilen.

Daraus lässt sich schließen, dass Bildungseinrichtungen dann besonders erfolgreich arbeiten, wenn die Schüler und Schülerinnen in einem Netzwerk sozialer Beziehungen, das heißt in einer Familie, aufwachsen, welche die Übernahme des kulturellen Kapitals, d.h. der Werte und Einstellungen, unterstützt, die die Schule vermitteln will.

3.3 Ökonomisches Kapital

Auch finanzielle Ressourcen können einen nicht unerheblichen Beitrag zum schulischen Erfolg eines Kindes leisten. So können sich reichere Familien zum Beispiel bessere Schulen leisten. Einerseits können sie ihre Kinder auf Privatschulen unterbringen, die sich durch bessere Ausstattung mit Lehrmitteln und Lehrpersonal auszeichnen. Andererseits sind wohlhabende Familien mobiler und können leichter in Gegenden mit guten Schulen niederlassen. In den USA lässt sich dies besonders gut beobachten. Dort ist die Qualität der Schulen in den Immobilienpreisen inkorporiert, so dass Familien mit dem Kauf- oder Mietpreis gleichzeitig auch die Qualität der Schulen bezahlen, in dessen Einzugsgebiet sie liegen (Hoxby 2001).

Der Ort, an dem Menschen leben, wirkt sich auf die Bildung aus, die sie erhalten. Diese Aussage gilt vor allem für jene Staaten, in denen Bildung die Aufgabe der föderalistischen Einzelstaaten ist. Die Einzelstaaten bestimmen mehr oder weniger autonom über die Ausgaben für Bildung und die Lehrpläne. In den USA hat dies in zu großen Ungleichheiten in den durchschnittlichen Ausgaben pro Schüler geführt (Berns 1997, S. 244 ff.). Aber auch in zentralistischen Staaten werden Ressourcen ungleich zwischen Zentrum und Peripherie oder zwischen städtischen und ländlichen Gebieten verteilt. Im Allgemeinen kann man allerdings davon ausgehen, dass das Bildungs- und Schulwesen in diesen Staaten standardisierter ist und alle Schulen den gleichen Lehrplänen folgen.

3.4 Strukturmerkmale versus Prozessmerkmale

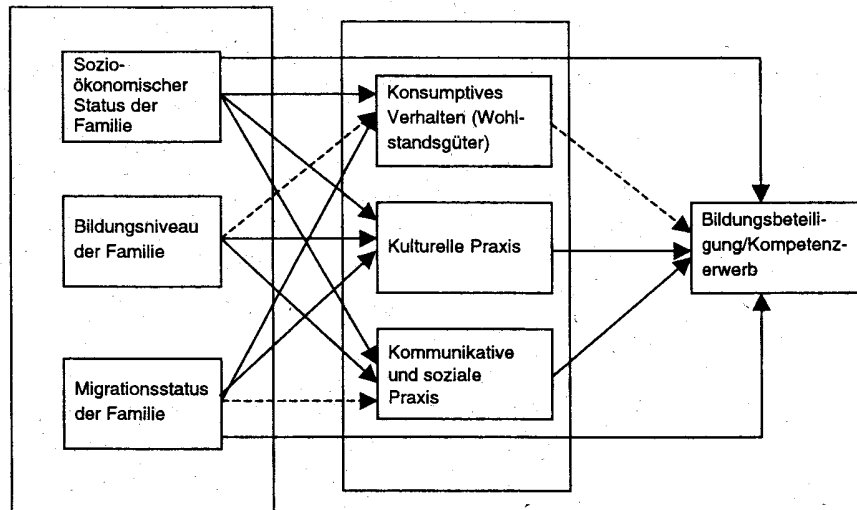
Vielen Studien zeigen disparitätserzeugende Effekte aufgrund von unterschiedlichem sozioökonomischen Status der Familien der Schüler auf. Als Beispiele für solche Studien sollen hier nur kurz die Untersuchungen von Feinstein and Symons (1999), Ermisch and Francesconi (2001) sowie Robertson and Symons (1996) genannt werden. Meist können in der empirischen Literatur bereits sehr wenige Variablen, die den familiären Hintergrund z.B. anhand der Bildung der Eltern, des Familieneinkommens oder der Verfügbarkeit von Lernmaterialien beschreiben, weit mehr Variation in den Lernerfolgen der Schüler erklären als Schulinputfaktoren (Hoxby 2001, 95).

Neben sozioökonomischen Merkmalen unterscheiden sich Familien aber auch nach der Art des Zusammenlebens. Zu den Prozessmerkmalen der familiären Lebensverhältnisse zählen z.B. die Zeit, die für gemeinsame Aktivitäten und Gespräche verwendet wird und die Häufigkeit der Besuche von kulturellen Veranstaltungen. Etwas detaillierter können familiäre Effekte auf die Schülerleistung deshalb gleichzeitig sowohl anhand von Struktur- als auch anhand von Prozessmerkmalen des familiären Hintergrundes analysiert werden. Die PISA Studie bietet hierzu einen geeigneten Datensatz, da durch den Schülerfragebogen nicht nur die Merkmale der sozioökonomischen Herkunft der Schüler sondern auch die ihres familiären Zusammenlebens erfasst wurden.

Die soziokulturellen Struktur- und Prozessmerkmale beeinflussen über Motivation, sowie über innerhalb der Familie erworbene Grundfähigkeiten und Vorwissen die schulischen Leistungen der Schülerinnen und Schüler. Anhand der folgenden beiden Abbildungen 1 und 2 können der Einfluss von Prozess- und Strukturmerkmalen auf den Kompetenzerwerb illustriert werden.

Auf der Grundlage der Daten der nationalen Erweiterung für PISA zeigen Baumert, Watermann, and Schümer (2003) für Deutschland, dass die Effekte familiärer Strukturmerkmale überwiegend über familiäre Prozessmerkmale vermittelt werden. Die Auswirkung des sozioökonomischen Status auf die Schülerleistung erfolgt über die kulturelle und kommunikative Praxis der Familien, die allerdings mit der Schichtzugehörigkeit kovariert. Auf der Basis einer sequentiellen Berechnung von Regressionsmodellen finden Baumert et al. Hinweise darauf, dass familiäre Struktur- und Prozessmerkmale ihrerseits wiederum über die unterschiedlichen individuellen Fähigkeiten und die Motivation der Schüler wirken. Das erste Regressionsmodell berücksichtigt nur Struktur- und Prozessmerkmale der familiären Lebensverhältnisse der Schüler. Durch die Variablen dieses Modells können in den alten Bundesländern 32 Prozent der Varianz in der Lesekompe-

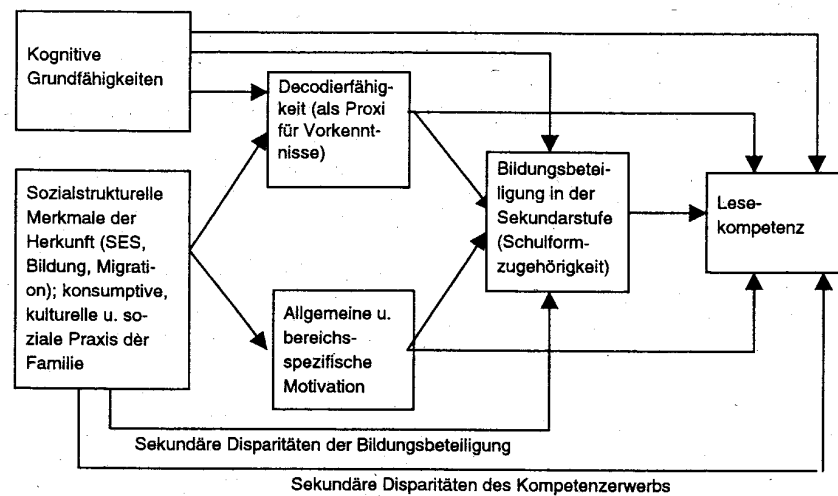
Abbildung 1: Wirkungsweise von Struktur- und Prozessmerkmalen



Quelle: (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 56)

tenz der Schüler erklärt werden (24 Prozent in den neuen Bundesländern). Im zweiten Modell werden zusätzlich individuell-psychologische Merkmale wie Grundfähigkeiten, Dekodierfähigkeit, Leseinteresse und Informationen über Lernstrategien berücksichtigt. Die erklärte Varianz steigt dadurch auf 70 Prozent (64 Prozent in den neuen Bundesländern). Die Koeffizienten der Struktur- und Prozessmerkmale sinken gegenüber dem ersten Modell, was dafür spricht, dass ein Teil des Effektes des familiären Hintergrundes über psychologische Merkmale transportiert wird. Dabei scheinen die kognitiven Grundfähigkeiten und die Dekodierfähigkeit den größten Einfluss zu haben. Hierbei darf allerdings nicht übersehen werden, dass speziell mit der Einbeziehung dieser beiden Variablen das bislang rein familiäre Umfeld verlassen wird. Kognitive Grundfähigkeiten und Dekodierfähigkeit werden in großem Ausmaß während der Schullaufbahn erworben. Das dritte Modell kontrolliert anstelle der psychologischen Merkmale für die Schulformzugehörigkeit. Die Regressionsgewichte der familiären Struktur- und Prozessmerkmale sinken dadurch wiederum im Vergleich zum ersten Modell. Allerdings sinken die Koeffizienten der Strukturmerkmale stärker als die der Prozessmerkmale, was darauf hindeutet, dass ihr Einfluss auf die Lesekompetenz zu einem großen Teil durch die Wahl der Sekundarschulform zustande kommt. Hier findet sich ein weiterer Beweis für den in Deutschland besonders engen Zusammenhang zwischen sozioökonomischen Status der Familie und der Schulform. Das vierte Modell berücksichtigt alle Merkmalsgruppen zusammen und weist die beste Anpassungsgüte auf, 73 Prozent erklärte Varianz in den alten und 68 Prozent erklärte Varianz in den neuen Bundesländern. Die stärksten Einzelprädiktoren sind diejenigen, die das Vorwissen approximieren. Die direkten Effekte der Prozess- und Strukturmerkmale sind in dieser Modellformulierung eher klein. Diese Beobachtung lässt darauf schließen, dass die Auswirkungen dieser Merkmale über psychologische Me-

Abbildung 2: Mediationsmodell



Quelle: (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 58)

chanismen und die Wahl der Schulform vermittelt werden (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 65 ff.).

In einer Weiterführung dieser Untersuchung wäre es interessant, die obige Analyse der Einflusswege des sozioökonomischen Hintergrundes auch für die anderen Teilnehmerstaaten der PISA Studie durchzuführen. Man könnte daraus ersehen, ob die Einflussnahme des sozioökonomischen familiären Hintergrundes (Strukturmerkmale) auf die Schülerleistung in den Ländern auf unterschiedliche Art und Weise stattfindet und vielleicht auch einen Hinweis darauf erhalten, warum der familiäre Hintergrund in manchen Ländern eine größere Rolle spielt als in anderen. Denkbar wäre zum Beispiel, dass Struktur- und Prozessmerkmale des familiären Hintergrundes in anderen Kulturen nicht so stark miteinander verknüpft sind, wie es in Deutschland der Fall ist. Wenn in anderen Staaten Struktur- und Prozessmerkmale familiärer Lebensverhältnisse weitgehend voneinander unabhängig wären, würde das den unterschiedlich starken Einfluss des sozioökonomischen Hintergrundes auf den Bildungserfolg erklären.

3.5 Entscheidungen

Bis zur Volljährigkeit treffen die Eltern viele Entscheidungen stellvertretend für ihre Kinder. An den Schnittstellen des Bildungssystems, an denen Übergangentscheidungen getroffen werden müssen, beeinflussen Eltern die zukünftig möglichen Bildungserfolge ihrer Kinder. Dies gilt besonders in mehrgliedrigen Schulsystemen am Übergang von der Grundschule auf die Sekundarschule. So ist in Deutschland die Sekundarschulform, wel-

che die Kinder besuchen, stark mit den Merkmalen der sozialen Herkunft verknüpft. Dustmann (2001) weist auf noch eine andere denkbare Auswirkung der Bildung der Eltern hin. Bildung und Beruf der Eltern prägen möglicherweise den Geschmack und die Vorstellung der Eltern darüber, was sie für eine angemessene Bildungs- und Berufskarriere ihres Kindes halten. In Gesellschaften mit starken beruflichen Traditionen sind die Präferenzen der Eltern für eine Karriere ihres Kindes, die der eigenen ähnelt, potentiell besonders hoch. Dazu kommt, dass Eltern, die selbst aus der Arbeiterklasse kommen, den Wert einer guten und umfassenden Bildung gegenüber den ihnen durch eine längere Schulzeit entstehenden Kosten, zu gering einschätzen (Dustmann 2001). Es kann außerdem angenommen werden, dass Eltern mit höherem sozioökonomischen Status auch deshalb eine bessere Schule für ihr Kind wählen können, weil sie informierter sind als andere Eltern bzw. sich Informationen über die Qualität von Schulen leichter beschaffen können (Hoxby 2001)).

3.6 Startbedingungen

Familien beeinflussen aber nicht erst mit der Wahl des Kindergartens oder der Schule den Bildungserfolg ihrer Kinder. Das Konzept des kulturellen Kapitals legt nahe, dass Familien ihren Kindern unterschiedlich gute Startbedingungen für das Schulleben mitgeben. Durch ein anregendes Umfeld, eine altersgemäße Förderung, die Vermittlung von Werten wie Ehrgeiz und Disziplin und über ihre Erwartungen und Wünsche für die Entwicklung ihres Kindes üben Eltern einen großen Einfluss aus. Der sozioökonomische Status der Familie hat über diese Mechanismen einen starken Einfluss auf die Lernfähigkeit und den Wissensstand ihrer Kinder auch zum Zeitpunkt der Einschulung (Feinstein 1998), (Stipek 1996).

4 Familienhintergrund und Bildungserfolg

4.1 Messung des familiären Hintergrundes

Wie bereits in Abschnitt 3.4 dargestellt wurde, kann man zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen der sozialen Herkunft unterscheiden. Üblicherweise wird bei der Messung des familiären Hintergrundes auf die Strukturmerkmale zurückgegriffen, da diese leichter erfasst werden können. Unter der Annahme einer starken Korrelation zwischen Struktur- und Prozessmerkmalen, die überdies in allen Ländern gleich stark ist, stellt dies auch in internationalen Vergleichen kein Problem dar, auch wenn der familiäre Einfluss dadurch vermutlich unterschätzt wird. Schwieriger wird es, wenn Struktur- und Prozessmerkmale in verschiedenen Ländern unterschiedlich stark korreliert sind.

Im Rahmen der Analyse sozialer Ungleichheiten interessieren wohl vor allem solche Ungleichheiten, die auf den sozioökonomischen Status der Familien zurückzuführen sind, und die zumeist als ungerecht empfunden werden.

Die soziale Herkunft von Kindern wird üblicherweise über die sozioökonomische Stellung ihrer Familien definiert. Dazu bestimmt man die relative Position der Eltern in der sozialen Hierarchie nach finanziellen Mitteln, Macht und Prestige. Aus den verfügbaren Informationen über Einkommen, berufliche Stellung, Beruf und Bildungsabschluss der Eltern oder des Familienvorstandes werden Rückschlüsse über die relative soziale Position der Eltern in der Gesellschaft gezogen und z.B. als Index zusammengefasst. Da detaillierte Informationen in der Regel nicht leicht zu erhalten sind, wird meist die Berufstätigkeit der Eltern erfasst, um dadurch Rückschlüsse auf Einkommen, Macht und gesellschaftliches Ansehen zu ziehen. Die Messung des familiären Hintergrundes in internationalen Vergleichsstudien mit nur einem dieser Maße führt neben dem Problem einer eher groben Erfassung auch zu einem Problem mit der internationalen Vergleichbarkeit. So kann ein akademischer Grad in einem Land mehr wert sein als in einem anderen, in dem vielleicht ein größerer Prozentsatz der Bevölkerung einen akademischen Bildungsabschluss besitzt. Der Beruf der Eltern oder des Familienvorstandes ist ebenfalls nicht pauschal über verschiedene Länder hinweg vergleichbar.

In der Regel wird deshalb die vom internationalen Arbeitsamt in Genf 1968 entwickelte und 1988 neu angepasste Klassifikation der Berufe, die International Standard Classification of Occupations (ISCO-88), verwendet, welche ein gewisses Mindestmaß an Vergleichbarkeit gewährleistet. Mit Hilfe des ISCO-Codes lässt sich die Stellung von Personen in der sozialen Hierarchie einer Gesellschaft in international vergleichbarer Weise bestimmen (Office 1990), (Baumert, Watermann, and Schümer 2003).

Die längste Tradition in der Forschung haben Berufsprestigemaße, die auf der Einschätzung des gesellschaftlichen Ansehens von Berufen basieren. Der Standard Index of Occupational Prestige Scores, oder auch Treiman Index, ist einer der bekanntesten Prestigemaße. Er wurde von Treiman (1977) entwickelt, der aufgrund von Umfragen in über 50 verschiedenen Ländern zeigen konnte, dass der Prestigerang eines Berufes weitgehend unabhängig vom untersuchten Land ist.

Der *International Socio-Economic Index* (ISEI) ist dagegen ein sozioökonomischer Index, welcher die Reputation von Berufen anhand der zur Ausübung benötigten Bildung und des Einkommens der Berufstätigen schätzt. Er wird inzwischen in internationalen Studien am häufigsten benutzt.

Andere Ansätze basieren auf Gesellschaftstheorien, welche die zwischen verschiedenen sozialen Schichten und Klassen bestehenden Differenzen in der Ausstattung mit finanziellen Mitteln oder mit Bildung hervorheben. Unterschiedliche Schichten verfügen über unterschiedliche Zugänge zu Einkommen, Bildung, Macht und gesellschaftlicher Aner-

kennung, weshalb sie Heranwachsenden unterschiedliche Entwicklungschancen bieten. Das Erikson-Goldthorpe-Portocarero-Modell (EGP) ist ein solches Kategoriensystem, das Berufe nach verschiedenen Kriterien ordnet. Obwohl die EGP-Klassifikation theoretisch besser fundiert ist als Berufsprestigemaße oder sozioökonomische Indizes, kann sie in Schülerbefragungen nicht immer verwendet werden, da zusätzlich zum ausgeübten Beruf der Eltern Informationen zur beruflichen Stellung und zu Weisungsbefugnissen benötigt werden - Informationen, über die Kinder selten Auskunft geben können (Baumert and Schümer 2001).

Die obigen Definitionen und Maße erfassen jedoch lediglich die Strukturmerkmale des familiären Hintergrundes und greifen deshalb möglicherweise zu kurz. Für die Transmission von sozioökonomischem Status bzw. die Leistungsfähigkeit und den Bildungserfolg von Schülern sind Merkmale der Prozessebene des familiären Zusammenlebens ebenfalls wichtig. Auf der anderen Seite sind die kulturellen Ressourcen einer Familie und deren Nutzung ebenfalls ein relevanter Aspekt des familiären Hintergrundes. Solche Aspekte der sozialen Herkunft, das soziale und kulturelle Kapital der Familien, werden jedoch erst seit kurzem erfasst und spielen in der Analyse sozialer Bildungsungleichheiten bislang keine große Rolle (Baumert and Schümer 2001, S. 326).

4.2 Bildungsungleichheiten

In modernen Gesellschaften dienen formalisierte Bildungsprozesse nicht nur dem Kompetenzsondern auch dem Statuswerb. Sie bereiten die soziale Platzierung der Individuen vor und befähigen zur gesellschaftlichen Teilhabe.

Über die Zertifizierung von Abschlüssen erzeugen die Bildungssysteme eine Differenz, die nicht unabhängig von dem individuellen Ausmaß des Kompetenzerwerbs erfolgt. Solche auf Leistungs- und Fähigkeitsprinzipien beruhende Differenzen sind durchaus gewollt und werden als gerecht empfunden.

In nahezu allen Gesellschaften wird an das Bildungssystem außerdem die Anforderung gestellt, jeden nach seinen Fähigkeiten zu fördern. Das Bildungswesen soll helfen, die durch die Geburt in unterschiedliche soziale Schichten entstandene Ungleichheit zu verringern, indem jeder nur nach seinen individuellen Fähigkeiten und Leistungen bewertet wird. Wie verschieden Untersuchungen jedoch belegen, werden die Schulsysteme diesem Auftrag jedoch nur unzureichend gerecht (vgl. beispielsweise die von Shavit and Blossfeld (1993) herausgegebene Studie *Persistent Inequality*).

Der ungleiche Bildungszugang von Kindern aus sozial und ökonomisch benachteiligten Familien ist kein neues Phänomen. Bildung gilt deshalb auch als ein Mechanismus über die der sozioökonomischer Status (Einkommen etc.) von einer Generation auf die nächste übertragen wird. Disparitäten des Bildungserfolgs, der Bildungsbeteiligung und des

Kompetenzerwerbs sind also auch und vor allem im Hinblick auf die Verteilung von Lebenschancen relevant (Baumert and Schümer 2001, S. 325).

4.3 Die soziale Selektivität in Deutschland

Für Deutschland werden schon lange große soziale Disparitäten der Bildungsbeteiligung berichtet. Die Bildungsexpansion, die in nahezu allen europäischen Ländern nach dem Zweiten Weltkrieg einsetzte, war für viele mit der Hoffnung verknüpft, dass sich dadurch ein sozialer Ausgleich einstellen würde. Jedoch zeigten Analysen, die Mitte der 1980er Jahre vorgelegt wurden, ein außerordentliches Beharrungsvermögen der sozialen Disparitäten. Zwar stiegen in allen Bevölkerungsschichten die Chancen, einen höheren Bildungsabschluss zu erreichen, doch das Verhältnis der schichtspezifischen Bildungschancen blieb weitgehend stabil (Ditton 1992, S. 88 ff.).

In Deutschland ist die Art der Sekundarschule, welche die Kinder besuchen, eng verbunden mit dem Bildungshintergrund der Eltern und der beruflichen Schicht, der die Eltern angehören. Der Zusammenhang zwischen sozioökonomischem Hintergrund und Bildung der Kinder überträgt sich später auch in Form von Lohnunterschieden.

Diesen Zusammenhang stellt Dustmann (2001) anhand einer Analyse mit Hilfe des Sozioökonomischen Panels (SOEP) dar. Die Stichprobe besteht aus Personen, die älter als 21 Jahre alt sind und die ihre Wahl der Sekundarschule spätestens 1975 treffen mussten. Für die Wahl der Sekundarschulform modelliert Dustmann ein ordered probit Modell und unterscheidet dabei zwischen den drei Kategorien Hauptschule, Realschule und Gymnasium. Die gewählte Sekundarschulform wird regressiert auf erklärende Variablen, welche die Schulbildung und die weitere Ausbildung der Eltern nach dem Schulbesuch sowie die berufliche Klasse des Vaters widerspiegeln. Die Schätzungen deuten auf einen substantiellen Zusammenhang zwischen der Bildung und dem Beruf der Eltern und der Art der Sekundarschule die das Kind besucht. Zwischen männlichen und weiblichen Personen zeigen sich jedoch interessante Unterschiede. Merkmale der Eltern, welche für Männer stark mit dem Besuch eines Gymnasiums verknüpft sind, sind für Frauen hingegen stark mit dem Besuch einer Realschule verbunden. Anscheinend wurde ein Realschulabschluss für Mädchen als ein ausreichender Schulabschluss angesehen (Dustmann 2001, S. 16 ff.). Es ist kaum vorstellbar, dass dieses Ergebnis heute immer noch so gilt. Schließlich wurden in der Analyse nur Personen berücksichtigt, die zwischen 1920 und 1966 geboren worden waren.

In einem weiteren Schritt simuliert Dustmann wie sich die Wahrscheinlichkeiten für den Besuch der verschiedenen Schultypen für Personen mit Eltern von unterschiedlichem Bildungsstand und Beruf über die Zeit verändern. Dabei zeigt sich für Personen von verschiedenem familiären Hintergrund ein erheblicher Unterschied in der Wahrscheinlichkeit, ein

Gymnasium zu besuchen. Für männliche Personen, deren Eltern der Arbeiterschicht angehören, liegt die Wahrscheinlichkeit, ein Gymnasium zu besuchen im Untersuchungszeitraum immer unterhalb von 20 Prozent, während sie für männliche Personen mit akademischen Familienhintergrund immer oberhalb von 70 Prozent liegt. Allerdings zeigt sich im Zeitverlauf auch eine Konvergenz. Die Wahrscheinlichkeit für den Besuch einer Hauptschule sinkt für alle Personen, während die Wahrscheinlichkeit für den Besuch eines Gymnasiums steigt. Trotzdem bleiben die Unterschiede weiterhin beachtlich, so dass man immer noch von einer niedrigen intergenerativen Bildungsmobilität sprechen muss. Über die Wahl der Sekundarschulform hat der Hintergrund der Eltern außerdem einen bedeutenden Einfluss auf die späteren Löhne. Durchschnittlich erreichen männliche Personen mit einem Arbeiterhintergrund, die 1961 geboren wurden, um etwa 35 Prozent niedrigere Löhne als solche Personen mit einem akademischen Hintergrund.

Auch wenn diese Ergebnisse einer hohen sozialen Selektivität des deutschen Schulsystems schon länger bekannt sind und auf den ersten Blick deshalb nicht mehr für Verwunderung sorgen, ist es nützlich, sich die Merkmale des deutschen Bildungssystems vor Augen zu führen. Einige Elemente sprechen sehr wohl für eine Chancengleichheit im Bildungserwerb. So gibt es in Deutschland z.B. keine große Variation in der Schulqualität zwischen privaten und staatlichen Schulen. Außerdem müssen keine Schulgelder oder Schulgebühren bezahlt werden und es gibt auch keine Leistungstest wie zum Beispiel in den USA oder in GB, auf deren Grundlage die Kinder verschiedenen Schulen bzw. Schultypen zugewiesen werden. Auf der anderen Seite aber werden die Schülerinnen und Schüler in Deutschland sehr früh einer bestimmten Sekundarschulform zugeführt. Wie die oben bereits genannte Untersuchung (Dustmann 2001) belegt, wird diese Wahl sehr stark von dem familiären Hintergrund bestimmt.

4.4 Ergebnisse verschiedener Studien

4.4.1 International Adult Literacy Survey

Die *International Adult Literacy Survey* (IALS) wurde zwischen 1994 und 1996 in 12 Ländern durchgeführt. Auf der Grundlage der Mikrodaten dieser Studie untersuchten Noël and de Broucker (2001) den Einfluss des Bildungsniveaus der Eltern auf die Anzahl der Schuljahre, welche die Teilnehmer absolviert hatten, und auf die im Test erreichte Lesekompetenz. Die Lesekompetenz wurde auf einer Skala von 0 bis 500 Punkten gemessen. Die Befragten waren zwischen 26 und 55 Jahre alt, so dass gleichzeitig auch eine zeitliche Entwicklung berücksichtigt werden konnte. Von den 12 Ländern, die an der IALS teilnahmen, konnten die Autoren wegen Datenproblemen nur 11 Länder tatsächlich in ihrer Untersuchung berücksichtigen.

Es zeigte sich, dass zwischen der im Erwachsenenalter erreichten Lesekompetenz und der Bildung der Eltern ein signifikanter Zusammenhang besteht. In der Gruppe der 36 bis 45 Jährigen erreichten diejenigen, deren Eltern einen Bildungsabschluss oberhalb der Sekundarstufe aufweisen, je nach Land einen um bis zu 89 Punkte höheren Testscore als die, deren Eltern die Sekundarstufe nicht abgeschlossen haben. Jedoch sind die Ungleichheiten in den verschiedenen Ländern unterschiedlich stark ausgeprägt. Ebenfalls unterscheidet sich das Muster der Ungleichheit je nach Geschlecht der Befragten.

Tabelle 1: Testunterschied zwischen Personen mit unterschiedlichem Bildungshintergrund der Eltern

Land	Männer	Frauen	Durchschnitt
Niederlande	28,57	32,14	30,36
Australien	32,14	25,00	28,57
Neuseeland	37,50	35,71	36,61
Schweiz	35,71	42,86	39,29
Schweden	35,71	35,71	35,71
Irland	42,86	42,86	42,86
Belgien (Flamen) ¹	48,21	50,00	49,11
Vereinigtes Königreich	50,00	46,43	48,22
Canada	55,36	50,00	52,68
Polen	55,36	46,43	50,90
USA	89,29	71,43	80,36

(Quelle: Noël and de Broucker (2001, S. 287), eigene Berechnungen)

Tabelle 1 zeigt für das jeweilige Land die Unterschiede in der Testleistung zwischen Kindern von Eltern der obersten Bildungsklasse (Abschluss oberhalb der Sekundarbildung) und Kindern von Eltern der unteren Bildungsklasse (Abschluss unterhalb der Sekundarbildung). Um die Unterschiede zwischen den Ländern besser darstellen zu können, wurden die für Männer und Frauen getrennt ausgewiesene Punktdifferenz in der dritten Spalte der Tabelle gemittelt. Da die Werte aus einer graphischen Abbildung abgelesen werden mussten, können sich kleine Fehler eingeschlichen haben.

Im Hinblick auf die zeitliche Dimension stellen Noël und de Broucker einen Trend zur globalen Konvergenz fest. In Ländern mit großen Bildungsungleichheiten ist der Einfluss der elterlichen Bildung auf die Lesekompetenz über die Zeit gesunken während sich in Ländern mit relativ wenig sozialer Selektivität die Ungleichheit vergrößerte. Bei der Suche nach erfolgreichen Politikmaßnahmen, die gleichzeitig die Erreichung von Qualitäts-

und Gleichheitszielen fördern können, fällt der Blick auf Belgien und die Niederlande. Dort hat die Gruppe der hinsichtlich des Bildungshintergrundes ihrer Eltern am stärksten Benachteiligten am stärksten von der Verlängerung der Schulpflicht bis zum Alter von 18 Jahren profitiert (Noël and de Broucker 2001, S. 292).

4.4.2 TIMSS

Die Third International Mathematics and Science Study (TIMSS) wurde 1995 und 1999 von der International Association for the Evaluation of Educational Achievement (IEA) als ein curriculum-valider Test durchgeführt und testete das Wissen der Schüler in den teilnehmenden Ländern in den Fächern Mathematik und Naturwissenschaften. An beiden Studien zusammen nahmen 54 Länder Studie teil - insgesamt mehr als eine halbe Million Schüler. Fünf Klassenstufen wurden in den beiden Fächern getestet. Darüber hinaus wurden für jeden Schüler Informationen über seinen Familienhintergrund gesammelt. Lehrer und Schulleiter beantworteten zusätzlich Fragebögen bezüglich ihrer Ausbildung, Erfahrung und Lehrgewohnheiten (Beaton, Mullis, Martin, Gonzalez, Kelly, and Smith 1996, S. 1).

In beiden Studien wurde in jedem Land ein enger Zusammenhang zwischen den Ressourcen des Elternhauses und der Mathematikleistung der Schüler festgestellt. Schüler der achten Klasse, die zu Hause über mehr bildungsrelevante Ressourcen verfügten, erzielten eine höhere Testleistung als Schüler, die kaum Zugang zu solchen Ressourcen hatten. Ein enger positiver Zusammenhang wurde zwischen der Testleistung in Mathematik und dem Besitz von oder dem Zugang zu Wörterbüchern, Computern und einem eigenem Schreibtisch beobachtet. In den meisten Ländern war die erreichte Punktzahl eines Schülers in dem Mathematiktest umso höher, je mehr Bücher das Elternhaus dieses Schülers besaß. Es kann vermutet werden, dass die Anzahl der Bücher ein Indikator für eine familiäre Umgebung ist, die eine gute Bildung schätzt und den Schüler bei seinen akademischen Bemühungen unterstützt (Beaton, Mullis, Martin, Gonzalez, Kelly, and Smith 1996), (Mullis, Martin, Gonzalez, Gregory, Garden, O'Connor, Chrostowski, and Smith 2000).

4.4.3 PISA

Die PISA Studie (Programme for International Student Assessment) wurde im Jahr 2000 in 32 Ländern durchgeführt. Getestet wurde die Kompetenz von 15-jährigen Schülerinnen und Schülern in Lesen, Mathematik und Naturwissenschaften, wobei der Schwerpunkt der Studie eindeutig auf der Ermittlung der Lesekompetenz lag. Innerhalb der Studie wurden neben der Testleistung der Schüler auch Hintergrunddaten über die Schülerinnen und Schüler mit Hilfe eines Schülerfragebogens erhoben sowie außerdem Informationen über den Fachlehrer und dessen Unterrichtsstil und über Schulmerkmale (Lehrerfragebogen,

Fragebogen für Schulleiter) gesammelt.

Der familiäre Hintergrund der Schüler wird durch Beschäftigungsstatus und Bildung der Eltern, Besitz und Verfügbarkeit von Kulturgütern, Geburtsland und die Sprache, die zu Hause gesprochen wird, erfasst. Auf diese Weise sind auch Informationen über das kulturelle Kapital der Familien der Schüler verfügbar (OECD and UNESCO 2003, S. 164).

Baumert and Schümer (2001) schätzen den Zusammenhang zwischen sozialer Herkunft und Kompetenzerwerb auf der Grundlage der Daten der PISA Studie mit Hilfe einer linearen Regression der im Test erzielten Kompetenzwerte auf den sozioökonomischen Hintergrund der Familie. Dabei wird der sozioökonomische Hintergrund mit Hilfe des internationalen Index für den sozioökonomischen Standard (ISEI) abgebildet. Die Regressionsanalyse wird für jedes Land und für jeden in der Studie erfassten Kompetenzbereich (Lesen, Mathematik, Naturwissenschaften) einzeln durchgeführt und ermöglicht bei gegebener sozialer Herkunft eines Schülers eine optimale Vorhersage des von ihm erreichten Kompetenzniveaus. Die Regressionsgerade selbst wird als sozialer Gradient bezeichnet und gilt allgemein als Maß zur Beschreibung des sozialen Gefälles eines metrisch erfassten Sachverhaltes. Der Steigungsparameter gibt die Veränderungsrate an, mit der sich das Kompetenzmaß ändert wenn sich das Maß der sozialen Herkunft um eine Standardabweichung erhöht.

Ein Vergleich der Steigung des sozialen Gradienten für die Teilnehmer-Staaten der PISA Studie zeigt, dass Deutschland unter allen OECD Ländern die größte Steigung des sozialen Gradienten aufweist. Eine Veränderung des Index für den sozioökonomischen Standard der Familie um eine Standardabweichung führt zu einer entsprechenden Veränderung der Lesekompetenz um ca. 45 Punkte. Der entsprechende Wert für Finnland liegt bei ungefähr 20 Punkten. Der in Deutschland vergleichsweise hohe Wert der Steigung des sozialen Gradienten ist sowohl auf eine hohe Korrelation von sozioökonomischem Status der Familie und Lesekompetenz des Schülers ($r=0,41$) als auch auf eine außergewöhnlich große Streuung der Testleistungen der Schüler zurückzuführen (Baumert, Watermann, and Schümer 2003), (Baumert and Schümer 2001).

4.5 Tradeoff zwischen Effizienz und Gleichheit?

Obwohl oftmals vermutet wird, die Ziele der Effizienz und der Gleichheit ließen sich nicht gemeinsam erreichen, d.h. also eine geringe soziale Gleichheit müsste sozusagen zwangsläufig mit einer niedrigeren durchschnittlichen Leistung einhergehen, konnte ein solcher Tradeoff bislang nicht nachgewiesen werden. Die Evidenz legt sogar nahe, dass das genaue Gegenteil der Fall ist.

Noël und de Broucker stellen im Rahmen ihrer Untersuchung der Daten der IALS fest,

dass schwedische Männer zwischen 26 und 35 Jahren, deren Eltern keinen Sekundarabschluss erworben haben, im Durchschnitt einen Testwert von 316 Punkten erreichen und eine durchschnittliche Schulbesuchsdauer von elfeinhalb Jahren aufweisen. In sieben der zehn anderen untersuchten Ländern liegt sogar der durchschnittlich erzielte Testscore von Personen aus relativ privilegiertem Elternhaus deutlich darunter. Gleichzeitig schwankt die durchschnittliche Schulbesuchsdauer der privilegierten jungen Erwachsenen in diesen sieben Ländern zwischen 12,7 und 15,4 Jahren (Noël and de Broucker 2001, S. 290). Somit erreichen weniger privilegierte junge Erwachsene erreichen in Schweden bei einer kürzeren Schulbesuchsdauer eine höhere durchschnittliche Testpunktzahl als privilegierte Erwachsene in anderen Ländern mit einer längeren Schulbesuchsdauer.

Auch anhand der TIMSS lässt sich kein Tradeoff zwischen Effizienz und Gleichheit nachweisen. Vandenberghe, Dupriez, and Zachary (2001) berechnen auf der Grundlage von Informationen über die Bildung der Eltern, die Familienstruktur, den Immigrationsstatus und die Verfügbarkeit von Lernmitteln im Hause der Schüler für einige Länder der TIMSS 1995 einen Index für den sozioökonomischen Status der Familie. Wegen fehlender Daten können nicht alle Länder dieser TIMSS Studie berücksichtigt werden, sondern nur Österreich, Belgien (Flamen), Belgien (französische Gemeinschaft), Kanada, Frankreich, Deutschland, Neuseeland, Norwegen, Schweden, die Schweiz, England, Schottland und die USA.

Anhand einer Regression der erreichten Testpunktzahl auf den - am internationalen Durchschnitt zentrierten - sozioökonomischen Index und auf eine Dummyvariable für das Geschlecht des Schülers (1 für Mädchen) wird für jedes Land einzeln die Stärke des Einflusses des sozioökonomischen Hintergrundes auf die Schülerleistung geschätzt sowie die durch die Zugehörigkeit zu einem bestimmten Geschlecht durchschnittlich verursachte Ungleichheit in der Testleistung. Die Regressionskonstante gibt darüber hinaus Auskunft über die in einem Land durchschnittlich von Jungen erreichte Punktzahl.

$$T_{ij} = \alpha_j + \beta_j \tilde{F}_{ij} + \gamma_j D_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (2)$$

hierbei steht T_{ij} für die Testleistung des Schülers i in Land j . Die Regressionskonstante ist α_j und β_j repräsentiert die Stärke des Einflusses des sozioökonomischen Status in Land j . \tilde{F}_{ij} wurde zuvor berechnet als der sozioökonomische Status des Schülers i in Land j , F_{ij} , abzüglich des internationalen Mittelwertes \bar{F} ; ($\tilde{F}_{ij} = F_{ij} - \bar{F}$). D_{ij} ist die Dummyvariable und γ_j die Differenz der durchschnittlichen Testleistung von Jungen und Mädchen. ε_{ij} ist der Fehlerterm der Schätzgleichung.

Am Stärksten ist der Einfluss des sozioökonomischen Hintergrundes in der Schweiz, Deutschland und den USA, am schwächsten dagegen in Frankreich und Flämisch-Belgien. Zwar weist die Schweiz gleichzeitig auch die höchste durchschnittliche Testleistung (für Jungen) auf, aber Flämisch-Belgien erreicht einen ähnlich hohen durchschnittlichen Test-

wert bei geringeren Unterschieden zwischen den Geschlechtern. Der Durchschnittswert von Flämisch-Belgien liegt außerdem deutlich oberhalb der Werte von Deutschland und den USA, den beiden nach der Schweiz am sozial ungleichsten Ländern. Zu den drei Ländern mit der höchsten durchschnittlichen Testleistung von Jungen zählen sowohl Länder mit sehr hoher sozialer Ungleichheit in der Leistungsfähigkeit (die Schweiz) als auch Länder mit sehr niedriger sozialer Ungleichheit (Flämisch-Belgien) und mittlerer sozialer Ungleichheit (Schweden)². Ein höheres durchschnittliches Leistungsniveau muss also nicht mit einer sich verschärfenden sozialen Differenzierung der Leistungen erkauft werden. Zu dem gleichen Ergebnis kommt auch Wößmann (2003) bei der Analyse der Leistungen der Schüler in Mathematik.

Ebensowenig wird aus den Daten der PISA Studie ein Tradeoff zwischen den Zielen der Chancengleichheit und der Effizienz des Bildungswesens ersichtlich.

In Finnland liegt das mittlere Leistungsniveau der Lesekompetenz für 15-jährige Schüler bei 545 Punkten. Gleichzeitig führt eine Veränderung des sozioökonomischen Status um eine Standardabweichung zu einer Veränderung der Lesekompetenz um ungefähr 20 Punkte. Deutschland dagegen schneidet bei einer ähnliche Sozialstruktur in beiden Maßen schlechter ab. Dort beträgt das mittlere Leistungsniveau nur 484 Punkte und bei einer Veränderung des Maßes der sozialen Herkunft um eine Standardabweichung verändert sich die Lesekompetenz um circa 45 Punkte (Baumert and Schümer 2001). Die beiden Ziele der Chancengleichheit im Schulsystem (repräsentiert durch eine niedrige Sensitivität der Leistung auf Veränderungen des sozioökonomischen Hintergrundes) und der Effizienz können also durchaus gleichzeitig verwirklicht werden.

5 Ursachen der sozialen Selektivität

Wie die Beispiele des Abschnitts (4.4) gezeigt haben, ist die soziale Selektivität der Bildungssysteme in verschiedenen Ländern unterschiedlich stark. Das Prinzip der Chancengleichheit für alle Schüler - unabhängig von Merkmalen ihrer sozialen Herkunft - wird also nicht überall gleich gut verwirklicht.

Aufgrund dieser Beobachtung stellt sich die Frage, weshalb die Bildungsprozesse mancher Länder mehr Ungleichheit produzieren als die anderer. Um diesen Zusammenhang genauer zu beschreiben bedarf es einer Theorie zur Beschreibung der Entstehung von sozialen Ungleichheiten bzw. deren Transmission von einer Generation zur nächsten. Eine solche Theorie darzustellen bzw. zu entwickeln liegt allerdings außerhalb der Zielsetzung dieser Arbeit. Ein Verständnis der disparitätserzeugenden Effekte und Einflussfaktoren

²Die hier zitierten Ergebnisse beziehen sich auf die Testpunktzahl des naturwissenschaftlichen Tests für die achte Klasse (Vandenbergh, Dupriez, and Zachary 2001, Tabelle 2, S. 247).

kann die Grundlage für Politikempfehlungen bilden, die geeignet wären, die soziale Selektivität der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs zu verringern. Im folgenden soll deshalb ein kurzer Überblick über mögliche Einflussfaktoren gegeben werden.

5.1 Gesellschaft

Im Einklang mit der These von der Reproduktion sozialer Ungleichheiten durch das Bildungssystem kann vermutet werden, dass ungleiche Gesellschaften auch große soziale Disparitäten des Bildungs- und Kompetenzerwerbs aufweisen. Auch ohne ein genaues Verständnis der Prozesse, die zur Entstehung oder zur Weitergabe gesellschaftlicher Ungleichheit führen, kann man argumentieren, dass sich die offensichtliche Existenz gesellschaftlicher Ungleichheit und ihr Beharrungsvermögen in der Existenz sozialer Disparitäten des Bildungserfolgs widerspiegeln müssen. In ungleichen Gesellschaften trägt das Bildungssystem wahrscheinlich wenig zur Reduktion dieser Ungleichheit bei und kann vielleicht auch als einer der wesentlichen Mechanismen gelten, die für das Beharrungsvermögen der sozialen Ungleichheiten verantwortlich sind.

Wenn tatsächlich ein Zusammenhang zwischen sozialen Disparitäten im Bildungserwerb und allgemeiner gesellschaftlicher Ungleichheit besteht, bedingen sich die beiden Formen der Ungleichheit vermutlich wechselseitig. Eine solche wechselseitige Einflussnahme ist jedoch nur schwer zu entwirren. Für eine erste Analyse ist es deshalb ausreichend, zuerst einmal festzustellen, ob der oben beschriebene Zusammenhang tatsächlich besteht und nachgewiesen werden kann.

Dazu könnte man sich verschiedener Maße bedienen. Ein Standardmaß zur Darstellung von gesellschaftlicher Ungleichheit ist beispielsweise der Gini Index. Er misst das Ausmaß, in dem die Verteilung von Einkommen oder Konsumausgaben zwischen Individuen oder Haushalten einer Ökonomie von einer perfekten Gleichverteilung abweicht. Dazu wird eine Lorenzkurve gezeichnet, die den kumulierten Prozentsatz des insgesamt erhaltenen Einkommens (oder der Konsumausgaben) gegen die kumulierte Anzahl der Empfänger (Haushalte oder Personen) abträgt, wobei mit dem ärmsten Empfänger begonnen wird. Der Gini Index gibt den prozentualen Anteil der Fläche unter der Lorenzkurve an der Fläche unter der Linie der hypothetischen Gleichverteilung an. Infolgedessen liegt der Gini Index zwischen 0 (perfekte Ungleichheit) und 100 (perfekte Gleichheit) (vgl. auch World Bank Group (2002, S. 247)). Ähnlich könnte man auch die Prozentanteile an dem Gesamteinkommen oder dem Gesamtkonsum der Ökonomie, über den bestimmte Untergruppen der Bevölkerung (z.B. die ärmsten 10% und die reichsten 10%) verfügen, zueinander ins Verhältnis setzen. Letzteres Verfahren bietet zudem eine bessere internationale Vergleichbarkeit als der Gini Index. Die Methoden der Datenerhebung und die Art der erhobenen Daten, auf deren Grundlage der Gini Index und die Einkommens- oder Konsumanteile berechnet werden, sind nicht für alle Länder gleich. So macht es bei-

spielsweise einen Unterschied, ob Einkommen oder Konsumausgaben als Indikator für den Lebensstandard genutzt werden, da die Verteilung des Einkommens üblicherweise ungleicher ist als die Konsumverteilung. Manche Studien befragen Haushalte, die dann in Größe und Zusammensetzung variieren, während andere die Daten auf der Ebene der einzelnen Individuen erheben. Die Prozentanteile verschiedener Bevölkerungsgruppen am Gesamteinkommen oder am Gesamtverbrauch zueinander ins Verhältnis zu setzen reduziert diese Probleme, da die Verteilungen von Konsum und Einkommen nur an den Rändern betrachtet werden.

Außerdem kann vermutet werden, dass sich in einer Gesellschaft mit weitgehend homogenem Bildungsniveau der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Schülerleistung verringert. Wenn alle Personen in etwa den gleichen Bildungsabschluss erreichen, kann der Einfluss der Familie für den einzelnen nicht mehr so groß sein, weil alle ungefähr den gleichen familiären Hintergrund haben.

Als einen weiteren Indikator für die relative Ungleichheit einer Gesellschaft kann man die Gleichstellung von Mann und Frau betrachten. Der „gender empowerment measure“ ist ein Index für die relative Machtposition und Entscheidungsbefugnis von Frauen in politischen und wirtschaftlichen Bereichen der Gesellschaft und ihre Verfügung über ökonomische Ressourcen (vgl. Human Development Report 1998, S. 109). Durch die Gleichstellung der Frauen könnte sich die soziale Disparität im Bildungserwerb verringern, da bessere und umfassendere Betreuungsmöglichkeiten für Kinder zur Verfügung gestellt werden müssten, von denen alle sozialen Schichten profitieren würden.

Vielleicht etwas grob vereinfachend könnte man einen Unterschied zwischen konservativen und sozialistischen Gesellschaften vermuten. Konservative Gesellschaften tendieren eher zur Elitenbildung und haben deshalb eine heterogenere Sozialstruktur und ein darauf ausgerichtetes Bildungssystem. Sozialistische Gesellschaften hingegen streben nach Gleichheit. Dieses Prinzip versuchen sie auch im und vermutlich gerade durch das Bildungssystem zu verwirklichen (Mittelstraß 1989, S. 47). Ob mit gleicheren Leistungsniveaus auch unvermeidlich niedrigere Leistungsniveaus einhergehen, wäre in diesem Zusammenhang zu überprüfen.

Ebenso könnte eine hohe Teilnahme von Frauen am Erwerbsleben den Zusammenhang zwischen Kompetenzerwerb und Merkmalen des sozialen Hintergrundes verringern. Unter der Annahme, dass in den meisten Ländern die Aufgaben der Kindererziehung und -betreuung traditionell noch immer von den Frauen übernommen werden, hat eine höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen zur Folge, dass mehr Kinder außerhalb der Familie betreut werden. Wenn der Staat diese Familien unterstützt, indem er Kindertagesstätten und Ganztagschulen einrichtet, und so eine Betreuung während der Arbeitszeit der Eltern sicherstellt, kann der Einfluss des familiären Hintergrundes sinken. Voraussetzung

ist allerdings, dass diese Bildungseinrichtungen gleichermaßen auf hohem Niveau arbeiten. Sonst ist es denkbar, dass gut situierte Familien ihr Kind privat betreuen lassen und sich die sozialen Disparitäten vielleicht eher verstärken. Ein anderer Effekt wäre ebenfalls möglich. Je mehr Frauen arbeiten (müssen), desto größer ist der relative Vorteil von Kindern, deren Mütter nicht erwerbstätig sind³. Da es sich vor allem sozioökonomisch besser gestellte Familien leisten können, ein Elternteil für die Betreuung der Kinder freizustellen, kann eine höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen auch zu größeren sozialen Disparitäten innerhalb des Bildungswesens führen.

5.2 Politik

Auch die Politik beeinflusst die Stärke des Zusammenhangs zwischen Bildungserfolgen und Merkmalen der sozialen Herkunft. Auf der Politikebene werden die Ausgaben für das Bildungswesen und die Ausgestaltung des Schulsystems festgelegt sowie Maßnahmen zum Ausgleich sozialer und gesellschaftlicher Ungleichheiten beschlossen. Dies geschieht jedoch nicht unabhängig von der Gesellschaft, da diese durch Wahlen ihre Vertreter bestimmt, die in ihrem Auftrag handeln sollen.

Die Höhe der Bildungsausgaben kann die sozialen Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs beeinflussen. Allerdings ist die Richtung dieses Effektes nicht eindeutig, da die bloße Höhe von Investitionen noch nichts über deren Verteilung aussagt. Wenn das Land viel Geld in Eliteschulen und -universitäten investiert, muss sich dadurch noch keine Veränderung der sozialen Selektivität des Bildungssystems ergeben, doch sie könnte sich sogar vergrößern. Aussagekräftiger sind dagegen die Ausgaben für den Primarbereich. Dort werden die Weichen für die weitere schulische Entwicklung der Kinder gestellt. Mehr finanzielle Ressourcen auf dieser Ebene und ihre gerechte Verteilung im Sinne einer guten Grundversorgung für alle Schüler können zur Verringerung der Disparitäten beitragen.

Eine Rolle bei der Verteilung von Ressourcen auf staatlicher Ebene spielt auch die Ausgestaltung des Staates als ein föderalistischer Staat oder ein Zentralstaat. Ein föderalistischer Staat mit seiner Dezentralisierung von Entscheidungsbefugnissen kann große Unterschiede zwischen den Einzelstaaten hervorbringen. Aber auch ein zentralistischer Staat kann zu einer ungleichen Verteilung von Ressourcen zwischen Zentrum und Peripherie führen. Man wird also immer das konkrete Land betrachten müssen, um Aufschluss darüber zu erhalten, ob regionale Ungleichheiten eine Rolle spielen.

Auch das politische System könnte die Stärke des Einflusses des Familienhintergrundes auf die Schülerleistung beeinflussen. Ein totalitäres System, welches seine Bürger unter-

³So weist (Robertson and Symons 1996) für Großbritannien einen negativen Effekt der Erwerbstätigkeit von Müttern auf die Schulleistungen ihrer Kinder nach.

drückt, hat möglicherweise ein Interesse daran, alle Kinder gleichermaßen in ihrem Sinne zu erziehen und auf Linie zu bringen. Je mehr ein Staat auch die Freizeitaktivitäten von Kindern und Jugendlichen unter seine Aufsicht bringt und organisiert, desto weniger kann der familiäre Hintergrund die Entwicklung der Kinder beeinflussen. Eine Ausnahme bildet allerdings die Zugehörigkeit zur obersten politischen Klasse. Dieses Merkmal wird positiv mit dem Bildungserfolg korreliert sein.

5.3 Schulsystem

Das Schulsystem sollte schließlich den größten Effekt auf die Stärke des Familieneinflusses haben. Dabei darf allerdings nicht übersehen werden, dass die Gesellschaft über die Politik das Schulsystem determiniert und dass das Schulsystem wiederum einen Einfluss auf die Gesellschaft hat.

Die Art, in der Bildungsinstitutionen es den Eltern erlauben, die Bildung ihrer Kinder zu beeinflussen, ist wahrscheinlich einer der entscheidenden Bestimmungsfaktoren intergenerativer Mobilität. Frühe bildungsbezogene Entscheidungen werden wahrscheinlich sehr stark von den Eltern direkt und indirekt von ihrem sozioökonomischen Hintergrund bestimmt. Da Bildung ein Prozess ist, der in Stufen abläuft und die später zur Wahl stehenden Entscheidungsmöglichkeiten sehr stark von früher getroffenen Entscheidungen abhängen, könnten das Alter, in dem die ersten schulischen Entscheidungen getroffen werden, und die Stärke, mit der sie die späteren Möglichkeiten beschränken, hauptsächliche Bestimmungsfaktoren der Variation in der intergenerativen Mobilität zwischen den Ländern sein (vgl. Dustmann (2001)). Eine wesentliche Entscheidung über die weitere schulische Laufbahn eines Kindes wird in vielen Ländern am Übergang von der Grund- auf die Sekundarschule getroffen.

Die Selektion der Schüler in verschiedene Schulformen wird vor allem deshalb als problematisch angesehen, weil der Verdacht besteht, dass sie nicht gänzlich auf den Prinzipien der Leistungsgerechtigkeit beruht. Auf die Entscheidung am Übergang auf die weiterführenden Schulen in Deutschland wirken maßgeblich drei Faktoren. Einerseits sind die Leistungen des Schülers, die auf eine Eignung für eine bestimmte Schulform schließen lassen, relevant. Als zweiter Faktor sind die Wünsche der Eltern ausschlaggebend, die zu einem gewissen Grad von den Leistungen ihres Kindes beeinflusst werden. Der Grundschullehrer bzw. die Grundschullehrerin schließlich wird beratend tätig und stellt eine Empfehlung für eine Schulform aus. Alle drei Einflussfaktoren sind jedoch mit der sozialen Herkunft der Schüler verbunden. So wurde im Rahmen der Untersuchung Lernausgangslagen (LAU) an Grundschulen in Deutschland festgestellt, dass Kinder mit schwächeren sozioökonomischen Hintergrund bei gleicher Leistung seltener eine Empfehlung für den Besuch des Gymnasiums erhalten als Kinder mit gutem sozioökonomischen Hin-

tergrund (Baumert, Watermann, and Schümer 2003, S. 51).

Viel spricht dafür, dass Kinder durch die Selektion in ihrer Entwicklung durch verschiedene Faktoren behindert werden. Zumindest in Deutschland und der Schweiz sind Ausbildung und Anforderungen an die Lehrer in den verschiedenen Schultypen unterschiedlich geregelt. Zweitens fehlen in Schulen mit überwiegend schlechten Schülern oder Schülern mit schwacher sozialer Herkunft eine positive Referenzgruppe. Es ist möglich, dass sich in einem solchen Umfeld unter den Schülerinnen und Schülern keine positive Einstellung zu guter schulischer Leistung entwickelt und die guten Schüler von den schlechten indirekt zur Mittelmäßigkeit gezwungen werden (Berns 1997, S. 365 ff.).

Diese Überlegungen sprechen dafür, dass die Schulformen tatsächlich unterschiedlichen akademischen Entwicklungsmilieus entsprechen und eine Selektion auch unter diesem Aspekt zu einer Verstärkung der Zusammenhänge zwischen Leistung und Schichtzugehörigkeit der Schüler führt.

Für Deutschland konnte nachgewiesen werden, dass die Schulformen der Hauptschule, der Realschule und des Gymnasiums grundsätzlich verschiedene Lerngelegenheiten darstellen. Es wurden schulformspezifische Entwicklungsmilieus identifiziert, die durch die ungleiche Verteilung von Schülern der unterschiedlichen sozialen Schichten auf die verschiedenen Schulformen der Sekundarstufe zu einer Vergrößerung der sozialen Disparitäten führen (Baumert and Köller 1998), (Baumert, Köller, and Schnabel 2000). Auch nach Kontrolle für individuelle Fähigkeiten bietet das Gymnasium von allen Schulformen die beste Schulumwelt (Baumert, Watermann, and Schümer 2003).

Der direkte Einfluss der Eltern auf die Wahl des Schultyps ist naturgemäß umso höher, je jünger das Kind zum Zeitpunkt der Entscheidung ist. Dustmann (2001) argumentiert, dass der Bildungshintergrund und der soziale Hintergrund der Eltern deren Vorstellungen und Präferenzen über eine für ihr Kind passende Schulkarriere beeinflussen und dass die Eltern diese Vorstellungen bei jüngeren Kindern umso besser durchsetzen können. Vor allem in Ländern mit starken beruflichen Traditionen wünschen sich Eltern für ihre Kinder eine berufliche Karriere, die ähnlich ihrer eigenen ist. Darüber hinaus ist es denkbar, dass Eltern befürchten, ihren Kindern später nicht mehr bei ihren Schulproblemen helfen zu können, wenn sie eine höhere Schule besuchen, als sie selbst besucht haben. In Deutschland stellt dies tatsächlich ein Problem dar.

Bei einer frühen schulischen Erstselektion spielt die soziale Herkunft auch deshalb eine größere Rolle, weil sich Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft schon bei der Einschulung hinsichtlich ihrer Leistungsfähigkeit unterscheiden (Feinstein 1998), (Stipek 1996). Diese anfänglichen Ungleichheiten können sich im Verlauf der Schuljahre ausgleichen, bei einer frühen Selektion werden sie allerdings verfestigt.

Die Schulsysteme der Länder kennen verschiedene Möglichkeiten der Selektion. Das gegliederte Schulsystem wie in Deutschland oder auch in Österreich ist nur ein Beispiel.

Die Selektion in verschiedene Schulformen ist in der englischsprachigen Literatur unter dem Begriff „streaming“ bekannt. Unter „tracking“ versteht man dagegen die Selektion in unterschiedliche Leistungsgruppen für die einzelnen Fächer (z.B. USA). Schließlich gibt es in vielen Ländern noch eine Selektion in unterschiedlich „gute“ bzw. renommierte Schulen mittels Aufnahmetests (z.B. in Hong Kong oder Großbritannien) oder finanzieller Ressourcen (Privatschulen).

Die soziale Selektivität eines Schulsystems kann ebenfalls mit dem Alter, das die Schüler des betreffenden Landes bei der Einschulung haben, zusammenhängen. So ist zum Beispiel anzunehmen, dass der familiäre Einfluss auf die Schülerleistung sinkt je früher die Schulzeit beginnt. Je eher Kinder außerhalb ihres Elternhauses mit Gleichaltrigen zusammenkommen und gemeinsam erzogen werden, umso geringer dürfte der familiäre Einfluss auf die Schülerleistung ausfallen. Die Schule bietet Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft weitgehend homogene Lerngelegenheiten. Zumindest bis zum Zeitpunkt der ersten schulischen Selektion sollten alle Schüler die gleiche Anregung und Förderung erhalten. Dass dies jedoch nur den Idealfall darstellen kann, ist sofort klar. Wie viele andere Menschen auch, haben Lehrer Vorurteile und Erwartungen und können sich oftmals nur schwer dagegen wehren, Kinder unterschiedlicher sozialer Herkunft unterschiedlich zu behandeln. Gerade aber die Erwartungen, die an ein Kind gestellt werden, wirken sich positiv auf seine Motivation und Lernbereitschaft aus (Entwisle, Alexander, and Steffel Olson 1997, S. 11). Auch hier entstehen also soziale Disparitäten, die allerdings noch schwerer nachzuweisen sind als alle anderen Merkmale, da sie nur auf der Ebene der direkten Interaktion von Schülern und Lehrern zu beobachten sind.

Grundsätzlich ist aber davon auszugehen, dass die Institution der Schule an sich soziale Disparitäten eher verringert, wenn man von dem Problem der Selektion einmal absieht. Entwisle and Alexander (1994) konnten anhand einer Langzeitstudie an amerikanischen Grundschulen zeigen, dass die Leistungsentwicklung von Kindern aus unterschiedlichen sozialen Milieus während der Schulzeit parallel verläuft. Die Forscher konnten sogar feststellen, dass Kinder, deren Eltern weniger gebildet waren, während der Schulzeit größere Fortschritte machen, als Kinder besser gebildeter Eltern. In der schulfreien Sommerzeit fallen sozial benachteiligte Kinder dagegen im Leistungsniveau zurück, während Kinder der oberen Schichten den erreichten Leistungsstand halten oder sogar verbessern. Die Länge der Sommerferien könnte also auch zur Erklärung der je nach Land unterschiedlich starken sozialen Disparität des Bildungswesens beitragen.

Im Zusammenhang mit der Beobachtung, dass Kinder aus unterschiedlichen sozialen Schichten schon zu Beginn der Schulpflicht in ihrem Leistungsniveau unterscheiden, ergibt sich aus dem Wechsel zwischen von allen Kindern gemeinsam verbrachter Schul- bzw. Lernzeit und der Ferienzeit eine kumulative Wirkung auf die Entwicklung sozial determinierter Leistungsunterschiede.

Vor Beginn der eigentlichen Schulpflicht können dagegen Einrichtungen wie Kindergärten oder Vorschule die Leistungsunterschiede zwischen Kindern unterschiedlicher sozialer Herkunft verringern. Zu beachten ist jedoch, dass die Einschulungsquoten im vorprimären Bereich stark mit der Verfügbarkeit von Betreuungsplätzen bzw. deren Nachfrage zusammenhängen. Je mehr Kinder eines Jahrgangs solche vorschulischen Einrichtungen besuchen und je länger die Dauer dieses Programms ist, desto weniger unterscheiden sich diese Kinder bei der Einschulung in ihrer Leistungsfähigkeit und Leistungsbereitschaft. Zwischen Kindern, die eine vorschulische Einrichtung besucht haben, und Kindern, die keine solche Einrichtung besucht haben, werden allerdings weiterhin große Unterschiede bestehen. Von Kindern im Schulalter wird generell erwartet, dass sie ruhig an ihrem Platz sitzen bleiben, wenn sie arbeiten oder essen. Diese Fähigkeit erlernen Kinder entweder im Kindergarten oder der Vorschule oder in ihrem Elternhaus. Kinder, die dies nicht zu Hause erlernen und auch keine vorschulische Einrichtung besucht haben, werden anfangs in der Schule mehr Probleme haben und schlechtere schulische Leistungen erbringen (Berns 1997, S. 246 f.).

Weiterhin ist zu erwarten, dass die Stärke des Familieneinflusses umso geringer wird, je mehr Zeit die Kinder in der Schule verbringen. In Schulsystemen mit Ganztagschulen werden die Kinder außerdem wahrscheinlich weniger Hausaufgaben aufbekommen bzw. diese schon in der Schule lösen. Da Eltern mit geringem Bildungshintergrund ihren Kindern irgendwann nicht mehr bei den Hausaufgaben helfen können oder das Anfertigen derselben nicht kontrollieren, kann eine Ganztagschule den Nachteil, der Kindern entsteht, deren Eltern über ein geringeres Bildungsniveau verfügen, verringern.

6 Empirische Untersuchung

6.1 Methode

Innerhalb dieses Kapitels soll mit Hilfe statistischer Schätzmethoden analysiert werden, welche Faktoren zur Erklärung internationaler Unterschiede in der Stärke des Familieneinflusses auf den Bildungserfolg beitragen. Dazu kann auf Ergebnisse der TIMSS und der PISA Studie zurückgegriffen werden. Beide Studien werden allerdings jeweils unabhängig voneinander betrachtet werden müssen.

Die Vorgehensweise entspricht einem Zweiebenenmodell. Auf der ersten Ebene wird für jedes Land der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die individuellen Leistungen der

Schüler in der folgenden Form geschätzt:

$$T_{ij} = \alpha_j + \beta_j F_{ij} + \gamma_j X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

wobei j das entsprechende Land und i den einzelnen Schüler bezeichnet. T_{ij} steht demzufolge für die Testleistung des Schülers i in Land j . α_j ist die Konstante der Regression und wird für jedes Land getrennt berechnet. Diese Konstante macht eine Aussage über den durchschnittlichen Unterschied zwischen den Ländern bei gleichzeitiger Kontrolle der individuellen Einflussfaktoren F_i und X_i . Sie kann demzufolge genutzt werden, um die Leistungen nationaler Durchschnittsschüler miteinander zu vergleichen. F_i ist der familiäre Hintergrund des Schülers i und X_i ist ein Vektor zusätzlicher Kontrollvariablen. Der Regressionskoeffizient β_j und der Vektor der Regressionskoeffizienten γ_j zeigen die Stärke des Einflusses der individuellen Merkmale F_i und X_i für jedes untersuchte Land. ε_{ij} ist der Fehlerterm.

Auf der zweiten Ebene wird der Steigungsparameter β_j selbst als abhängige Variable verwendet, um eine Erklärung für die zwischen den Ländern bestehenden Unterschiede in der Stärke des familiären Einflusses zu finden. Entlang der Erläuterungen des Kapitels 5 wird ein Zusammenhang zwischen sozialer Selektivität β_j , Gesellschaftsmerkmalen G_j , Merkmalen der Politik P_j und des Schulsystems S_j vermutet:

$$\beta_j = \delta + \theta G_j + z P_j + \eta S_j + \mu_j. \quad (4)$$

Dieses Modell wird allerdings nicht als Ganzes geschätzt werden können, da der Datensatz nicht genügend Beobachtungen enthält, um ein Erklärungsmodell mit einer großen Anzahl von Variablen zu testen. Stattdessen werden in Abschnitt 6.4 verschiedene Modelle einzeln getestet.

6.2 Schätzungen der ersten Ebene

6.2.1 TIMSS-Datensatz

Da die TIMSS Studien von 1995 und 1999 mit der gleichen Zielsetzung und der gleichen Methode durchgeführt wurden, können beide Studien gemeinsam betrachtet werden. Dadurch ergibt sich eine Stichprobe mit 54 Ländern.

Innerhalb der Datensätze der TIMSS Studien von 1995 und 1999 sind nicht für alle Teilnehmerstaaten die gleichen Informationen für den familiären Hintergrund der Schüler verfügbar. Für die TIMSS Untersuchung von 1995 fehlen sowohl in England als auch in Japan Angaben zum höchsten erreichten Bildungsniveau der Eltern (Beaton, Mullis, Martin, Gonzalez, Kelly, and Smith 1996, S. 103). Auch in der Untersuchung von 1999 sind manche Informationen zum familiären Hintergrund der Schüler und den ihnen zu Hause zugänglichen Bildungsressourcen für einige Länder nicht erhoben worden (Mullis,

Martin, Gonzalez, Gregory, Garden, O'Connor, Chrostowski, and Smith 2000, S. 118). Der Beruf der Eltern wurde in beiden Studien generell nicht erfasst. Dies führt dazu, dass weder der Treiman Index, noch der ISEI oder das EGP Modell (vgl. Abschnitt 4.1) zur Bestimmung des sozioökonomischen Status verwendet werden können. Stattdessen bietet sich die Anzahl der zu Hause verfügbaren Bücher als Indikator für den familiären Hintergrund an. Die Schüler wurden gebeten, Angaben über die Anzahl der bei ihnen zu Hause vorhandenen Bücher zu machen, ohne dabei Zeitungen, Schulbücher oder Magazine mit zu zählen. Ein Vorteil dieses Indikators besteht unter anderem darin, dass die meisten Schüler hierfür auch tatsächlich Angaben gemacht haben. Fehlende Werte haben normalerweise zur Folge, dass diese Beobachtung - bzw. der Schüler - in der Analyse nicht berücksichtigt werden kann. Dadurch gehen unweigerlich Informationen verloren, was oftmals auch insofern problematisch ist, als dass Fragen wahrscheinlich nicht zufällig unbeantwortet bleiben. Das Ergebnis einer Regression wäre also automatisch verzerrt. Anstatt Beobachtungen mit fehlenden Werten einfach nicht zu berücksichtigen, hat sich die Praxis durchgesetzt, fehlende Werte auf der Grundlage ausgefeilter Algorithmen zu imputieren. Dabei werden die fehlenden Werte auf der Grundlage von sogenannten Fundamentaldaten, die für alle Beobachtungen verfügbar sind, geschätzt (Wößmann 2003). Aber auch trotz hoher Zuverlässigkeit und Qualität des Verfahrens der Imputation ist es immer besser, die tatsächlichen Aussagen der Schüler benutzen zu können.

Die Anzahl der zu Hause verfügbaren Bücher kann nach Wößmann (2003) als ein Proxy für den sozialen, wirtschaftlichen und den Bildungshintergrund der Familien gelten. Entlang der Theorie von Bourdieu handelt es sich bei Büchern um objektiviertes kulturelles Kapital. Der Besitz von Büchern setzt nicht nur das für den Kauf notwendige Vermögen oder Einkommen voraus, sondern auch bestimmte kulturelle Fähigkeiten (inkorporiertes kulturelles Kapital), die es dem Käufer ermöglichen, aus ihrem Besitz einen Nutzen zu ziehen (Bourdieu 1983, S. 188).

Konkret wurde anhand der Daten der TIMSS Studien folgendes Modell geschätzt:

$$T_{ij} = \alpha_j + \beta_j F_{ij} + \gamma_j X_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (5)$$

Sofern ein Land j sowohl an der Studie von 1995 und an der von 1999 teilgenommen hatte, wurden die beiden Stichproben gepoolt und die Regression für die Beobachtungen der beiden Studien gemeinsam durchgeführt. Die Interpretation von T_{ij} , α_j und ε_{ij} ist wie bereits oben beschrieben. Das Maß für den familiären Hintergrund eines Schülers, F_i , ist hier die Variable „Anzahl der zu Hause verfügbaren Bücher“. Diese Variable hat die folgenden Ausprägungen:

- 1:** keine oder sehr wenige (0-10 Bücher)
- 2:** genug, um ein Regalbrett zu füllen (11-25 Bücher)

3: genug, um ein Bücherregal zu füllen (26-100 Bücher)

4: genug, um zwei Bücherregale zu füllen (101-200 Bücher)

5: genug, um drei oder mehr Bücherregale zu füllen (mehr als 200 Bücher)

Damit geht die Schätzung von der Annahme aus, dass der Leistungsunterschied von Schülern zwischen diesen Kategorien jeweils in etwa der gleiche ist. Diese Annahme wurde aufgrund erster Ergebnisse getroffen, die zeigten, dass sie die internationalen Daten ziemlich gut trifft (Wößmann 2003).

Der Vektor zusätzlicher Kontrollvariablen, X_i , enthält für jeden Schüler Informationen über sein Alter und sein Geschlecht. Außerdem beinhaltet X_i verschiedene Dummies: ob das Kind im Land geboren wurde, ob der Vater im Land geboren wurde, ob die Mutter im Land geboren wurde und ob das Kind mit beiden Eltern zusammenlebt sowie einen Dummy für das Jahr der TIMSS Studie. Weiterhin werden die folgenden Interaktionsterme berücksichtigt: Kind im Land geboren und verfügbare Bücher, Vater im Land geboren und verfügbare Bücher sowie Mutter im Land geboren und verfügbare Bücher.

Die Schätzer für die Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes in den verschiedenen Ländern $\beta_j, j = 1, \dots, 54$, sind ein Maß für die Ungleichheit der Bildungschancen in den verschiedenen Ländern. Sie werden im folgenden auch als FBE Schätzer (aus dem Englischen für *Family Background Effect*) bezeichnet werden. β_j gibt an, um wieviel sich die Testleistung eines Schülers in dem Land j im Durchschnitt verbessert, wenn sich die Ausprägung der Variable „zu Hause verfügbare Bücher“ um eine Stufe erhöht. Da die Leistungen als standardisierte Testpunktzahl gemessen wurden, die für alle Länder insgesamt eine Standardabweichung von 100 aufweist, kann der Koeffizient auch interpretiert werden als der Prozentsatz einer internationalen Standardabweichung um den die Testleistung bei einer Erhöhung der Ausprägung der Variable „zu Hause verfügbare Bücher“ um eine Stufe steigt.

Tabelle 10 im Anhang zeigt die Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses. Ein erster Vergleich offenbart das gleiche Muster, das anhand der TIMSS Daten schon einmal festgestellt wurde (Wößmann 2003). Unter den westeuropäischen Ländern weisen England, Schottland und Deutschland die größte Ungleichheit auf, Frankreich, Flämisch-Belgien und Portugal dagegen die geringste. Interessant ist außerdem, dass der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Schülerleistung im flämischen und im französischen Schulsystem in Belgien ganz unterschiedlich stark ist. Während das Schulsystem der flämischen Gemeinschaft sehr wenig von sozialer Ungleichheit geprägt zu sein scheint, rangiert die französische Gemeinschaft im internationalen Vergleich eher im Mittelfeld.

Bei dieser Regression sollte beachtet werden, dass die transkulturelle Vergleichbarkeit des hier verwendeten Maßes für den Familienhintergrund (Anzahl der zu Hause verfügbaren

Bücher) bislang in keiner Studie untersucht oder validiert wurde. Zwar kann für jedes Land angenommen werden, dass der sozioökonomische Status einer Familie umso höher ist, je mehr Bücher sie besitzt, aber der Zusammenhang zwischen sozioökonomischem Status und Anzahl der Bücher könnte für die einzelnen Länder unterschiedlich stark sein, da der Stellenwert von Büchern zwischen den Kulturen variieren kann (vgl. dazu auch Baumert and Schümer (2001), S. 380). Man müsste deshalb wissen, ob in allen 54 Ländern der sozioökonomische Status der Familie in etwa gleich stark mit der Anzahl der im Besitz der Familie befindlichen Bücher korreliert ist. Bei einem Vergleich von TIMSS 1995 und 1999 ist außerdem ein Trend zu weniger Büchern bemerkbar, der vielleicht auch mit der Zunahme von Haushalten mit Computern und mit einer verstärkten Nutzung des Internets als Informationsquelle zusammenhängt (Mullis, Martin, Gonzalez, Gregory, Garden, O'Connor, Chrostowski, and Smith 2000, S. 117).

6.2.2 PISA-Datensatz

Das Konzept des sozialen Gradienten wurde bereits in Abschnitt 4.4.3 kurz erläutert. Um die internationale Vergleichbarkeit zu erleichtern und einen Bezugspunkt zu Deutschland zu finden, haben Baumer und Schümer (Baumert and Schümer 2001) den Index für den höchsten sozioökonomischen Index der Familie (HISEI) am deutschen Mittelwert z-standardisiert (Durchschnittlicher HISEI für Deutschland: 48,6). Dadurch ist die Einheit des Maßes für den Sozialstatus jetzt die Standardabweichung des HISEI in Deutschland und beträgt 15,7 Punkte. Wenn man den sozialen Gradient für jedes Teilnehmerland der PISA Studie getrennt schätzt, erhält man einen Eindruck davon, wie stark in dem jeweiligen Land die Lesekompetenz der Schüler von dem sozialen Status der Eltern abhängt. Die Steigung des sozialen Gradienten beschreibt die Veränderung der Lesekompetenz, wenn sich die Sozialschicht um eine (deutsche) Standardabweichung (15,7 Punkte) verändert. Dabei kann man unter Beibehaltung der obigen Standardisierung des HISEI am deutschen Mittelwert außerdem Informationen darüber erhalten, welches mittlere Leistungsniveau die Schüler dieses Landes erreichen, wenn ihre soziale Herkunft der mittlern sozialen Herkunft in Deutschland entspricht.

Analog zu Gleichung (3) lautet die hierbei verwendete Regressionsgleichung:

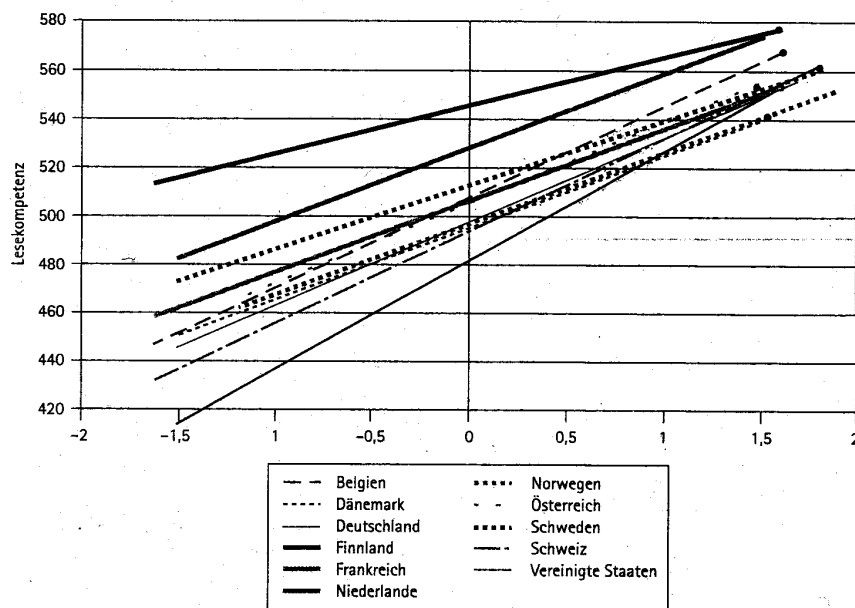
$$T_{ij} = \alpha_j + \beta_j F_{ij} + \varepsilon_{ij}, \quad (6)$$

wobei F_{ij} hier für den am deutschen Mittelwert standardisierten HISEI des Schülers i in Land j steht. Der Regressionskoeffizient α_j ist die in Land j durchschnittlich erreichte Testleistung für Schüler, dessen HISEI dem deutschen Mittelwert entsprechen. Vor allem ist β_j , die Steigung des sozialen Gradienten in Land j , das gesuchte Maß für die Stärke des Familieneinflusses auf die Schülerleistung in dem entsprechenden Land.

Ein Vergleich des sozialen Gradienten für Deutschland und Finnland zeigt deutlich, wie

stark dieser zwischen den Ländern variiert. In Finnland liegt die mittlere Lesekompetenz von Schülern deren soziale Herkunft der mittleren sozialen Herkunft deutscher Schüler entspricht bei 545 Punkten. In Deutschland selbst beträgt dieser Wert lediglich 484 Punkte. Bei gleicher sozialer Herkunft liegt das Leistungsniveau finnischer Schüler also deutlich über dem der deutschen Schüler. Gleichzeitig ist die Steigung des sozialen Gradienten in Finnland weniger als halb so groß wie in Deutschland: Auf einer Veränderung der sozioökonomischen Herkunft um eine Standardabweichung folgt die Leseleistung der Schüler in Finnland mit einer Veränderung um 20 Punkte. In Deutschland verändert sich die Leseleistung jedoch um 45 Punkte. Kann durch die soziale Herkunft der Schüler in Finnland nur 5,3 Prozent der Varianz der Leseleistung ($R^2 = 0.0529$) erklärt werden, liegt das Bestimmtheitsmaß der Regression für Deutschland bei 16,8 Prozent ($R^2 = 0.1681$). Betrachtet man die sozialen Gradienten verschiedener Länder in einer gemeinsamen Abbildung (siehe Abbildung 3), so fällt auf, dass sich im oberen Bereich der sozialen Herkunft der Schüler die Leistungsunterschiede zwischen den Ländern verringern, während sie im unteren Bereich der Sozialstruktur sehr groß sind.

Abbildung 3: Soziale Gradienten verschiedener Länder



Quelle: Baumert and Schümer (2001), S. 388

Aus dieser Beobachtung wird deutlich, dass das Erreichen eines hohen durchschnittlichen Niveaus an Lesekompetenz der Schüler gleichzeitig mit einer Entkoppelung von sozialer Herkunft und Leseleistung möglich ist. Weiterhin kann eine Erhöhung der durchschnittlichen Leseleistung am besten dadurch erreicht werden, dass man den Kompetenzerwerb der Angehörigen der unteren sozialen Schichten verbessert.

Tabelle 12 auf Seite VI im Anhang enthält die Schätzungen für die Steigung des Sozialen Gradienten für alle Teilnehmerstaaten der PISA Studie sowie die in diesem durch-

schnittlich erreichte Testpunktzahl in der Lesekompetenz. Der internationale Vergleich aller PISA Teilnehmerländer zeigt folgendes Muster: Am höchsten ist die Steigung des sozialen Gradienten in Deutschland, gefolgt von der Tschechischen Republik, Ungarn, der Schweiz, Luxemburg, Portugal, Belgien und dem Vereinigten Königreich. Von allen Teilnehmerstaaten am flachsten verläuft der soziale Gradient in Japan, weniger flach in Korea, Island, Finnland und Lettland. Allerdings bewegt sich die durchschnittliche Lesekompetenz dieser Länder nicht auf gleichem Niveau. So gibt es nicht nur Länder mit geringer sozialer Disparität des Kompetenzerwerbs bei gleichzeitig hoher durchschnittlicher Leistung wie es beispielsweise in Finnland, Japan, Kanada, Schweden und Korea der Fall ist. Sondern auch Länder mit flachem sozialen Gradient und gleichzeitig niedriger durchschnittlicher Schülerleistung. Diese Gruppe ist allerdings sehr schwach besetzt und besteht eigentlich nur aus Lettland und der russischen Föderation (Baumert and Schümer 2001).

6.3 Vergleich der Ergebnisse der beiden Schätzungen

Die beiden TIMSS Studien wurden in insgesamt 54 Ländern durchgeführt. An der PISA Studie waren dagegen nur 32 Staaten beteiligt. Insgesamt 27 Staaten nahmen sowohl an TIMSS als auch an PISA teil. Aufgrund dieser Überschneidung ist es möglich, die Ergebnisse der Schätzungen für die Stärke des Familieneinflusses in den einzelnen Ländern für die beiden Studien miteinander zu vergleichen.

Tabelle 9 auf Seite III im Anhang zeigt die Steigung des sozialen Gradienten „sogr“ und den Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses „fbe“ der an beiden Studien beteiligten Staaten. An der TIMSS Studie nahmen das englische und das schottische Schulsystem sowie Belgien das flämische und das französische Schulsystem jeweils getrennt teil. Im Rahmen der PISA Studie wurden dagegen das Vereinigte Königreich und Belgien als Ganzes betrachtet. Obwohl nur 27 Staaten an beiden Studien teilnahmen hat die Tabelle 9 deshalb 31 Einträge. Außerdem wurde in der Tabelle für jedes Land der Rang wiedergegeben, den es mit dem jeweiligen Ungleichheitsmaß im Vergleich zu den anderen dort aufgeführten Ländern einnimmt („sogr_{rank}“ und „fber_{rank}“). Den ersten Rang nimmt dabei dasjenige Land ein, welches am ungleichsten ist. Da die Steigung des sozialen Gradienten und der Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses nicht direkt vergleichbar sind, wurden sie neu skaliert. Das dabei entstandene Maß („sogr_(neu)“ bzw. „fbe_(neu)“) nimmt Werte zwischen 1 (relativ hohe Gleichheit) und 0 (relativ hohe Ungleichheit) an. Das neue Maß wurde berechnet als Betrag der Differenz zwischen dem Schätzer für den Familieneinfluss des jeweiligen Landes und dem Schätzer für den Familieneinfluss des ungleichsten Landes, geteilt durch die Differenz des Schätzers für den Familieneinfluss zwischen dem ungleichsten und dem gleichsten Land.

Die beiden neu skalierten Maße für die soziale Ungleichheit in den jeweiligen Bildungssystemen lassen sich nun leicht miteinander vergleichen. Dabei kann festgestellt werden, dass sie für verschiedene Länder stark voneinander abweichen. Portugal müßte auf der Grundlage der PISA Daten als Land mit relativ starkem Einfluss des familiären Hintergrundes (0,20) gelten. Auf der Basis der TIMSS Daten erscheint dieser Einfluss allerdings deutlich geringer (0,90). Das französische Schulsystem würde anhand der TIMSS Daten als besonders chancengleichheitsfördernd angesehen werden (1,00), während es mit seiner Steigung des sozialen Gradienten eher im Mittelfeld liegt (0,42). Für andere Länder, z.B. Kanada, Schweiz und Korea, zeigen sich ebenfalls starke Differenzen. Tatsächlich ist auch die Korrelation der beiden Maße nur schwach ($r = 0,37$).

Zwar sind die beiden Maße aus unterschiedlichen Datensätzen und Regressionsgleichungen entstanden. Dem Anspruch nach sollen dennoch beide ein Indikator dafür sein, wie stark in den verschiedenen Ländern der schulische Erfolg eines Kindes von seinem familiären Hintergrund abhängt. Die schwache Korrelation der beiden Indikatoren stellt ein ernsthaftes Problem dar, da nicht zu ersehen ist, welches Maß als der gesuchte Indikator für die Verwirklichung des Prinzips der Chancengleichheit in den Schulsystemen gelten kann.

Eine mögliche Ursache für die unterschiedlichen Schätzer liegt natürlich in der unterschiedlichen Formulierung der Regressionsgleichungen. Die Gleichung zur Schätzung der Steigung des sozialen Gradienten enthält als einzige erklärende Variable den höchsten sozioökonomischen Index (HISEI) der Familie. Dieser Index ist theoretisch gut fundiert (vgl. Abschnitt 4.1) und kann zu internationalen Vergleichen genutzt werden. Die Gleichung zur Schätzung der Stärke des Einflusses des familiären Hintergrundes auf der Grundlage der TIMSS Daten enthält als wichtigste erklärende Variable die Anzahl der zu Hause verfügbaren Bücher sowie weitere Kontrollvariablen. Auch wenn einiges dafür spricht, die Variable „verfügbare Bücher“ als Index für den familiären Hintergrund zu nutzen, ist die transkulturelle Vergleichbarkeit dieses Maßes leider bislang nicht eindeutig belegt (vgl. Abschnitt 6.2.1). Es wäre also möglich, dass sich die Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses zwischen den beiden Regressionen deshalb unterscheiden, weil die beiden Indikatoren für den familiären Hintergrund nicht das Gleiche messen.

Neben Unterschieden in den grundlegenden erklärenden Variablen, den Indikatoren für die soziale Herkunft der Schüler, kann das Einbeziehen von unterschiedlichen Kontrollvariablen ebenfalls zu voneinander abweichenden Schätzern führen. Die Steigungen der sozialen Gradienten wurden geschätzt ohne gleichzeitig für andere Einflussfaktoren zu kontrollieren. Dagegen enthält die Regressionsgleichung, die auf den TIMSS Datensatz angewandt wird, unter anderem Kontrollvariablen für Alter, Geschlecht und Migrationshintergrund des Kindes. Der Migrationshintergrund einer Familie ist oftmals nega-

tiv mit dem sozioökonomischen Status korreliert, wenn es sich bei den Personen um Bürgerkriegs- oder Wirtschaftsflüchtlinge oder um Asylbewerber handelt. Andererseits kann es auch sein, dass gerade hochmotivierte und gut ausgebildete Menschen in ein anderes Land immigrieren, um dort zu arbeiten. Die Zusammensetzung des Personenkreises von Menschen mit Migrationshintergrund wird von Land zu Land verschieden sein. In den klassischen Einwanderungsländern wie Australien, Kanada, Neuseeland und die Vereinigten Staaten sind zugewanderte Familien im Durchschnitt sozial besser gestellt als die einheimischen (Baumert and Schümer 2001, S. 349). In den Zielländern der jüngsten europäischen Arbeitsmigration (z.B. Deutschland, Schweiz, Dänemark und Norwegen) dagegen ist der sozioökonomische Status von Familien mit Migrationshintergrund deutlich niedriger als der der einheimischen Familien (Baumert and Schümer 2001, S. 349 ff.). Es könnte zum Beispiel sein, dass Deutschland auch deshalb eine so große Steigung des sozialen Gradienten besitzt, weil der Anteil ausländischer Schüler relativ hoch ist und diese Schüler (z.B. wegen Sprachproblemen) sowohl schlechte schulische Leistungen erbringen als auch einen schwachen sozioökonomischen Hintergrund haben. Da es bei der Frage nach der Entstehung von Bildungsungleichheiten noch nicht darum gehen kann, festzustellen wie gut Personen mit Migrationshintergrund in das Schulsystem integriert werden, ist es deshalb sinnvoll, in der Regression für Migration zu kontrollieren.

Als weitere Ursache für die unterschiedlichen Schätzer der Stärke des Familieneinflusses kommen die TIMSS und die PISA Studie selbst in Frage, da sie unterschiedliche Fähigkeiten messen. Die Schätzer, die auf der Grundlage der TIMSS Studie ermittelt wurden, basieren gleichzeitig auf den Testleistungen der Schüler in Mathematik, während die Schätzungen auf der Grundlage der PISA Studie sich auf die Lesekompetenzen der Schüler beziehen. Man kann erwarten, dass die Lesekompetenz stärker von dem familiären Umfeld beeinflusst wird als mathematische Fähigkeiten, die primär in der Schule vermittelt werden (Baumert and Schümer 2001, S. 365). Insofern könnten die unterschiedlichen Schätzer auf den Unterschieden in der Vermittlung von verschiedenen Kompetenzen durch die Schule und die Familie beruhen. Allerdings hat man für Schätzungen innerhalb des PISA Datensatzes herausgefunden, dass die Stärke des Einflusses des familiären sozioökonomischen Hintergrundes auf die mathematischen Fähigkeiten fast identisch ist mit der Stärke des Einflusses auf die Lesekompetenz (Baumert, Watermann, and Schümer 2003). Dies kann dadurch begründet werden, dass die mathematischen Aufgaben sehr sprachbetont gestellt waren und deshalb auch eine hohe Lesekompetenz voraussetzten, die wiederum stark vom familiären Umfeld abhängt (Baumert and Schümer 2001), S. 366). Ähnliches kann man über die Testaufgaben der TIMSS Studie sagen (Klieme, Baumert, Köller, and Bos 2000, S. 85 f.), so dass die Messung unterschiedlicher Kompetenzen hier wahrscheinlich nicht als die Ursache des Problems in Betracht kommt.

Daneben gibt es andere Unterschiede im Testaufbau, die einen unterschiedlichen Schät-

zer für die Stärke des Familieneinflusses verursachen könnten. Die TIMSS Studie war als ein curriculum-valider Test konstruiert worden, der als solcher auf die Lehrpläne aller beteiligten Staaten abgestimmt war. Außerdem befanden sich die getesteten Schüler in allen Ländern in dem gleichen Jahrgang seit Beginn ihrer Schullaufbahn - im Fall der hier betrachteten Stichprobe in der achten Klasse. Die PISA Studie dagegen testete die Lesekompetenz der 15-jährigen Schüler. Aufgrund des unterschiedlichen Einschulungsalter in den beteiligten Staaten, hatten die Schüler in den verschiedenen Ländern zum Zeitpunkt des Test eine unterschiedliche Anzahl von Schuljahren absolviert. Außerdem wurde die erreichte Lesekompetenz als eine Fähigkeit überprüft, die zur Teilnahme an der Wissensgesellschaft befähigt, und nicht als Meisterung des im Unterricht behandelten Stoffes.

Leider kann im Rahmen dieser Arbeit nicht geklärt werden, welches Problem oder welche Kombination von Problemen zu den unterschiedlichen Schätzern führt, da eine Validierung der im Hause des Schülers verfügbaren Bücher als ein Indikator für den sozioökonomischen Hintergrund des Schülers nicht möglich war.

Am sinnvollsten wäre es natürlich gewesen, für beide Datensätze die gleiche Regressionsgleichung zu schätzen. Wenn nicht auf den gleichen Indikator für den familiären Hintergrund der Schüler zurückgegriffen werden kann und auch nicht gezeigt werden kann, dass die beiden Indikatoren das Gleiche messen, hätten zumindest die gleichen Kontrollvariablen verwendet werden sollen.

Dies konnte innerhalb dieser Arbeit leider nicht geleistet werden, so dass die weitere Analyse immer vor dem Hintergrund der oben angeführten Probleme betrachtet werden muss.

Beide Schätzer für die Stärke des familiären Einflusses haben Vor- und Nachteile. Die Regression für die PISA Daten benutzt einen gut fundierten Index für den sozioökonomischen Status der Familie. Leider kontrolliert die Regression nicht für den Migrationsstatus der Schüler und der Datensatz ist mit 32 Beobachtungen sehr klein. Die Regression für die TIMSS Daten benutzt als Indikator für den familiären Hintergrund der Schüler ein Maß, dessen transkulturelle Vergleichbarkeit zwar begründet vermutet, aber nicht bewiesen werden kann. Auf der anderen Seite ist dieser Datensatz mit 54 Ländern besser für ökonometrische Untersuchungen geeignet. Aus diesen genannten Gründen wird in dieser Arbeit hauptsächlich mit den Schätzern aus dem TIMSS Datensatz gearbeitet werden. Wo es möglich ist, sollen aber auch Modelle mit Hilfe der Steigungen der sozialen Gradienten geschätzt werden, um die Robustheit der Schätzungen zu überprüfen.

6.4 Schätzungen der zweiten Ebene

Auf der zweiten Ebene zweiten Schritt werden die für jedes Land einzeln berechneten Einflüsse des familiären Hintergrundes auf die Testleistung selbst als abhängige Varia-

ble verwendet. Dabei wird der Frage nachgegangen, welche Faktoren und Merkmale der Länder bzw. der verschiedenen Schulsysteme, die als unabhängige Variablen verwendet werden, die unterschiedliche Stärke des Familieneinflusses erklären können.

Zur Erinnerung wird hier noch einmal die Gleichung von Seite 36 für die Schätzungen der zweiten Ebene aufgeführt.

$$\beta_j = \delta + \theta G_j + z P_j + \eta S_j + \mu_j \quad (4)$$

Die abhängige Variable, β_j dieser Gleichung ist das Ergebnis einer Schätzung und nicht eine normale Beobachtung. Der Fehlerterm μ_j in Gleichung 4 ist deshalb heteroskedastisch mit einem Mittelwert von null und einer Varianz, die sich zusammensetzt aus der Varianz des Fehlerterms der Schätzung der ersten Ebene und der Varianz des geschätzten β_j , d.h. der Stärke des Familieneinflusses. Um für diese Heteroskedastizität zu kontrollieren, muss man diejenigen Beobachtungen weniger stark gewichten, deren β relativ unpräzise geschätzt wurden. Dazu wird hier eine Methode angewandt, die von Anderson (1993) vorgeschlagen und auch bei Slaughter (2001) und West and Wößmann (2003) verwendet wurde. Zuerst wird die Gleichung mit dem Ordinary Least Squares Verfahren geschätzt. Die quadrierten Residuen dieser Regression werden in einem zweiten Schritt als abhängige Variable auf die geschätzten Varianzen der β 's und der Quadrate und 3. Potenzen dieser geschätzten Varianzen regressiert. Die aus dieser Regression für die quadrierten Residuen vorhergesagten Werte geben das Ausmaß an, mit dem die ursprünglichen quadrierten Residuen durch die Varianz der Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses erklärt werden. Die Inversen dieser vorhergesagten Werte werden als Gewichtungsfaktoren für die gewichtete Kleinst-Quadrate Schätzung (Weighted Least Squares) der Gleichung 4 benutzt.

Ein großes Problem bei der Analyse stellt die geringe Anzahl von Beobachtungen dar: 54 Länder in den beiden TIMSS Studien, 32 Länder in der PISA Studie. Diese Anzahl kann sich in den Regressionen wegen fehlender Daten weiter verringern. Um nicht zu viele Freiheitsgrade zu verlieren, dürfen deshalb nicht zu viele erklärende Variablen in eine Regression einfließen. Dies hat zur Folge, dass die Gleichung der zweiten Ebene, Gleichung (4), nicht als Ganzes geschätzt werden kann. Stattdessen werden die Auswirkungen gesellschaftlicher Ungleichheit und die Auswirkungen des Schulsystems auf die soziale Ungleichheit im Bildungserfolg getrennt betrachtet. Die Einflussnahme der Politik auf die soziale Ungleichheit des Bildungserwerbs wird jedoch aufgrund der wenigen Indikatoren im Rahmen der Analyse der Gesellschaft und des Schulsystems mit berücksichtigt. Dies ist auch deshalb zulässig, da die Politik auf Gesellschaft und Schulsystem wirkt und über diese Einfluss auf die Chancengleichheit im Bildungserfolg nimmt.

Zur empirischen Überprüfung der Überlegungen des Abschnitts 5.1 stehen die folgenden Informationen der Tabelle 2 zur Verfügung:

Tabelle 2: verwendete Variablen für den Einfluss der Gesellschaft

Variable	Beschreibung
gini	Gini Index
richpoor	Verhältnis der Konsum- bzw. Einkommensanteile der reichsten 10 Prozent der Bevölkerung zu den ärmsten 10 Prozent
gem	„gender empowerment measure“, Maß für die Stellung der Frau in der Gesellschaft
bild	Verhältnis des Bevölkerungsanteils mit nicht abgeschlossener Grundschule zu dem Bevölkerungsanteil mit Bildung oberhalb des Sekundarniveaus
polri1	Index für die politischen Rechte der Bevölkerung, für die Jahre 1984-1989 (von 1=„sehr gut“ bis 7=„sehr schlecht“)
gnpd1	Bruttoinlandsprodukt pro Kopf in US-Dollar, 1995
femact	Anteil der erwerbstätigen Frauen an der weiblichen Bevölkerung über 15 Jahre in Prozent, 1998
ost	Dummyvariable; 1 für ehemalige Ostblockstaaten, sonst 0

Quellenangaben siehe Anhang VII

6.4.1 Einfluss der Gesellschaft

Die Ergebnisse der Regressionen für FBE Schätzer der TIMSS Studie werden in Tabelle 3 wiedergegeben. Leider sinkt die Anzahl der in den Regressionen berücksichtigten Ländern aufgrund der schlechten Datenlage auf 32 bis 37 Beobachtungen. Vor diesem Hintergrund sind auch die Ergebnisse vorsichtig zu bewerten. Die Tatsache, dass für bestimmte Länder keine Informationen vorliegen, kann die Schätzer und ihre statistische Signifikanz beeinflussen - vor allem wenn man annehmen muss, dass die Daten nicht zufällig nicht verfügbar sind.

Regression 1 in Tabelle 3 kontrolliert gleichzeitig für den Einfluss der Variablen „gini“, „richpoor“, „bild“ und „gnpd1“. Durch die gemeinsame Berücksichtigung dieser Variablen können 47,72 Prozent (adjusted R^2) der Variation der Stärke des Familieneinflusses erklärt werden. Regression 2 kontrolliert zusätzlich für den Einfluss der Variablen „femact“ und „ost“ und erklärt dadurch 45,20 Prozent der Variation (adjusted R^2). Die beiden Regressionen liefern ein Indiz dafür, dass ungleiche Gesellschaften auch größere soziale Ungleichheiten in ihren Schulsystemen erleben.

Je höher der Gini Index (gini) und je kleiner das Verhältnis der Konsum- bzw. Einkom-

Tabelle 3: Regressionsergebnisse TIMSS, Gesellschaftsmerkmale

Abhängige Variable: FBE Schätzer					
Variable	Regression 1	Regression 2	Regression 3	Regression 4	Regression 5
gini	-0,222** (0,105)	-0,231* (0,119)			0,113 (0,163)
richpoor	0,153** (0,065)	0,163** (0,069)			-0,041 (0,100)
gem			13,467* (6,957)	17,143* (9,223)	8,046 (8,346)
bild	-0,478*** (0,091)	-0,459*** (0,103)	-0,440*** (0,108)	-0,451*** (0,122)	-0,516*** (0,095)
polri1			1,276*** (0,313)	1,519*** (0,507)	0,974* (0,479)
gnpd1	-0,000** (0,000)	-0,000 (0,000)			-0,000 (0,000)
femact		-0,054 (0,076)		-0,050 (0,103)	
ost		1,072 (2,127)		-0,848 (2,704)	
R^2	0,5353	0,5433	0,5601	0,6033	0,6369
adj. R^2	0,4772	0,4520	0,5189	0,5372	0,5498
Beob.	37	37	36	36	32

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

mensanteile der reichsten 10 Prozent der Bevölkerung zu den ärmsten 10 Prozent (rich-poor), desto geringer ist die Stärke des Familieneinflusses auf die Schülerleistung in dem jeweiligen Land.

Das Verhältnis des Bevölkerungsanteils mit einer Schulbildung unterhalb des Grundschulniveaus zu dem Bevölkerungsanteil mit einer Bildung oberhalb des Sekundarstufenniveaus (bild) hat offenbar einen negativen Einfluss auf die soziale Chancengleichheit im Bildungswesen. Je höher der Anteil der Personen mit geringem Bildungsniveau im Verhältnis zu Personen mit hoher Bildung, desto geringer scheint der Einfluss des sozioökonomischen Hintergrundes. Dies ist auf den ersten Blick nicht einfach zu erklären. Es wäre möglich, dass sich die Schulsysteme in den Ländern mit einem hohen schlecht ausgebildeten Bevölkerungsanteil darauf ausgerichtet haben, die Bildung von Kindern aus allen sozialen Schichten zu verbessern - vielleicht nicht einmal primär aufgrund von Überlegungen zur Verwirklichung des Prinzips der Chancengleichheit sondern auch, um das durchschnittliche Bildungsniveau der Bevölkerung zu erhöhen und die internationale Wettbewerbsfähigkeit der Wirtschaft zu verbessern. Falls das der Fall sein sollte, hätten diese Länder Bemerkenswertes geleistet. Ein anderer Effekt wäre ebenfalls möglich. Länder mit einem hohen Wert für die Variable „bild“ haben ebenfalls einen hohen Bevölkerungsanteil mit niedrigem Bildungsniveau. Die Korrelation zwischen der Variable „bild“ und dem Anteil der Bevölkerung mit einer Schulbildung unterhalb der Grundschule beträgt 74,29 Prozent für die 37 Länder der Regressionen 1 und 2 (siehe Anhang B.1). Demnach wäre die Variable eher ein Maß für das generelle Bildungsniveau eines Landes und der Effekt wäre so zu interpretieren, dass in Ländern mit einem schlechten Bildungssystem und einem großen Anteil von Personen mit niedrigem Bildungsniveau der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Schülerleistung deshalb niedriger ist, weil die meisten Eltern dieser Schüler keine gute Ausbildung haben.

Diese Erklärung scheint zunächst einleuchtend. Jedoch gibt es hier ein Problem mit der Validierung der Ergebnisse. Wendet man die gleichen Regressionen wie in Tabelle 3 auf die Steigung des sozialen Gradienten an, so wird der Koeffizient an der Variable „bild“ positiv (vgl. Regressionen 3 und 4 in Tabelle 4). Ein Vergleich der beiden Korrelationskoeffizienten für den jeweiligen Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses und der Variablen „bild“ demonstriert die Ursache des Problems (siehe B.1). Der Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses, der auf der Grundlage der TIMSS Daten ermittelt wurde, korreliert negativ mit der Variablen „bild“ ($r = -0,4407$), wohingegen der Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses, der auf der Grundlage der PISA Daten ermittelt wurde, mit diesem Maß positiv korreliert ($r = 0,3020$). Da diese Feststellung auch gilt, wenn die Korrelationen nur mit den Ländern errechnet werden, die an beiden Studien teilgenommen haben, tritt hier das Problem mit den beiden Schätzern deutlich zu Tage. Ganz offensichtlich messen die beiden Schätzer nicht den gleichen Sachverhalt. Man könnte vermuten, dass es an der unterschiedlichen Berücksichtigung des Migrationsstatus in den

beiden Regressionsgleichungen liegt. Die FBE Schätzer wurden unter Kontrolle für den Migrationsstatus berechnet, jegliche Effekte, die aufgrund des unterschiedlichen Migrationshintergrundes der Kinder entstanden, wurden sozusagen herausgerechnet. Wenn in den Teilnehmerstaaten die Personen mit Migrationshintergrund überwiegend über ein niedriges Bildungsniveau verfügen, dann kann dies bewirken, dass der FBE Schätzer um so geringer ausfällt, je mehr Personen ein niedriges Bildungsniveau haben, weil diese im FBE Schätzer nicht mehr enthalten sind. Mit der gleichen Argumentation könnte man die positive Korrelation der Steigung des sozialen Gradienten mit der Variablen „bild“ erklären. Unter der Annahme, dass die Tatsache, einen Migrationshintergrund zu haben, überwiegend mit einem niedrigen Bildungsniveau (der Eltern) verknüpft ist, kann die Steigung des sozialen Gradienten umso höher sein, je mehr Personen mit niedrigem Bildungsniveau es in diesem Land gibt. Diese Überlegungen müssen allerdings auf dem Niveau reiner Vermutungen verharren, da keine Daten zur Überprüfung zur Verfügung stehen.

Die Interpretation der übrigen Regressionskoeffizienten ist eindeutiger.

Wie Regression 1 zeigt, hat das Bruttoinlandsprodukt, das als Indikator für das generelle wirtschaftliche Entwicklungsniveau eines Landes betrachtet werden kann, keinen Einfluss auf die Verwirklichung der Chancengleichheit in den Schulsystemen. Es ist also nicht so, dass reiche Länder sich mehr Chancengleichheit „leisten“ könnten, oder dass in ärmeren Ländern mehr Ungleichheit entsteht. Die Koeffizienten des Bruttoinlandsprodukts in den Regressionen 2 und 5 sind ebenfalls null, wenn auch nicht statistisch signifikant.

Für die Erwerbstätigkeit der weiblichen Bevölkerung wurde kein signifikanter Effekt auf die Stärke des Familieneinflusses gefunden (vgl. Regressionen 2 und 4 in Tabelle 3).

Die Vermutung, sozialistische Gesellschaften seien tendenziell gleicher als konservative Gesellschaften konnte nur grob überprüft werden. Dazu wurde eine Dummyvariable benutzt, die den Wert 1 annimmt, wenn das Land zu den ehemaligen Ostblockstaaten gehört. Korrekter wäre es gewesen, die von Mittelstraß (1989, S. 47) geäußerte Vermutung zu überprüfen, indem man für jedes Land ermittelt, ob es in den letzten Jahren überwiegend konservativ oder sozialdemokratisch bzw. sozialistisch regiert wurde. Trotzdem ist es auch interessant zu untersuchen, ob die ehemaligen Ostblockstaaten tendenziell eher gleicher sind als andere Länder. Wie die Regressionsergebnisse 4 und 5 in der Tabelle 3 zeigen, ist der Effekt weder in seiner Richtung eindeutig noch statistisch signifikant.

Regression 3 kontrolliert gleichzeitig für den Einfluss der Variablen „gem“, „bild“ und „polri1“. Durch die gemeinsame Berücksichtigung dieser Variablen können 51,89 Prozent (adjusted R^2) der Variation der Stärke des Familieneinflusses erklärt werden. Regression 4 kontrolliert zusätzlich für den Einfluss der Variablen „femact“ und „ost“ und erklärt dadurch 53,72 Prozent der Variation. Das Ausmaß der Gleichstellung der Frau in der Gesellschaft (gem) hat einen signifikant positiven Effekt auf die Stärke des Familieneinflusses. Je besser der Zugang von Frauen zu politischen und wirtschaftlichen

Bereichen der Gesellschaft ist, desto stärker wirkt der familiäre Hintergrund auf die schulischen Leistungen der Kinder. Dieser Effekt scheint auf den ersten Blick seltsam. Man würde eher erwarten, dass von der besseren Teilhabe von Frauen an dem wirtschaftlichen und politischen Leben der Gesellschaft Kinder aus allen sozialen Schichten profitieren - z.B. durch bessere Betreuungseinrichtungen oder Ganztagschulen und -kindergärten. Der Koeffizient der Variable „gem“ müsste dann positiv sein. Vielleicht kann man den positiven Effekt der Gleichstellung der Frauen in der Gesellschaft allerdings über das höhere Bildungsniveau der weiblichen Bevölkerung erklären. Es ist anzunehmen, dass in Ländern mit einer hohen Teilnahme der Frauen an dem politischen und wirtschaftlichen Leben der Gesellschaft diese Frauen auch über ein höheres Bildungsniveau verfügen. Da eine Familie meistens aus zwei Elternteilen besteht, kann sich sowohl die Bildung des Vaters als auch die Bildung der Mutter positiv auf die Entwicklung des Kindes auswirken. Wenn beide Eltern ein hohes Bildungsniveau haben, dann kann das Kind davon mehr profitieren als wenn nur ein Elternteil einen hohen Bildungsstatus hat. Das Phänomen des „assortive mating“ (vor allem Personen mit gleichem Bildungshintergrund oder gleichem sozioökonomischen Hintergrund finden zu Paaren zusammen) sorgt dafür, dass die Eltern eines Kindes mit hoher Wahrscheinlichkeit den gleichen Bildungshintergrund haben. In Ländern, in denen Frauen ein niedrigeres Bildungsniveau erreichen als Männer und wo die Gleichstellung der Geschlechter noch nicht so gut durchgesetzt wurde, unterscheiden sich die Kinder mit verschiedenem sozioökonomischem Hintergrund vielleicht hauptsächlich aufgrund der Bildungsunterschiede ihrer Väter. Der Einfluss des familiären Hintergrundes auf den Bildungserfolg hängt nur von der Bildung der Väter ab. In Ländern, wo Frauen aktiv in allen Gesellschaftsbereichen teilnehmen und mehr Frauen besser gebildet sind, spielt zusätzlich zum Bildungsniveau des Vaters auch das Bildungsniveau der Mutter eine Rolle für die Determinierung des Zusammenhangs zwischen schulischer Leistung und familiärem Hintergrund. Unter dem Gesichtspunkt des „assortive mating“ gibt es vereinfacht formuliert zwei Gruppen von Familien. Familien mit gut gebildeten Vätern und Müttern und Familien mit Eltern mit niedrigem Bildungsniveau. In Ländern mit hoher Beteiligung der Frauen in der Gesellschaft, wären Kinder, deren Eltern nur einen niedrigen Bildungsstand haben, also doppelt im Nachteil gegenüber Kindern deren Eltern beide hoch gebildet sind. In Ländern, in denen Frauen nicht so sehr an der Gesellschaft beteiligt sind, wäre dieser relative Nachteil nicht so hoch. Diese Überlegungen können jedoch leider nicht empirisch untermauert werden.

Die politischen Rechte der Bevölkerung eines Landes (polri1) haben ebenfalls einen statistisch signifikanten Einfluss auf die Stärke des familiären Einflusses. Der Index für die Politischen Rechte (FreedomHouse 2003) reicht von 1 („sehr gut“) bis 7 („sehr schlecht“). Je geringer die politischen Rechte der Bevölkerung eines Landes, desto stärker beeinflusst in diesem Land der familiäre Hintergrund eines Kindes seinen schulischen Erfolg. Dies ist ebenfalls entgegen der Intuition. Man würde eher annehmen, dass ein Staat, der die

politischen Rechte seiner Bürger mißachtet, auch versucht, alle Kinder in seinem Sinne zu erziehen, um die Gefahr einer Revolution zu bannen. Dass das Vorzeichen von „polri1“ nicht negativ ist, könnte bedeuten, dass diese Staaten es nicht schaffen, den Einfluss der Familie zu verringern. Alles in allem spricht es jedoch dafür, dass die Ausgangshypothese falsch war und vielleicht gar kein signifikanter Zusammenhang besteht. Zumal auch das Ursprungsjahr des Index eine Rolle spielen könnte. Davon ausgehend, dass sich Veränderungen im politischen System nur langsam auf das Schulsystem und die Gesellschaft übertragen, waren die Jahre 1984 bzw. 1989 als Referenzzeitpunkt gewählt worden. Die Schüler, die im Rahmen der beiden TIMSS Studien getestet wurden waren 1984 bzw. 1989 ungefähr 3 Jahre alt. Da die Weichen für die Entwicklung eines Kindes schon früh gestellt werden, sollte dadurch die Situation des Landes in der vermutlich prägendsten Phase der kindlichen Entwicklung abgebildet werden. Tatsächlich hat sich die politische Freiheit der an der TIMSS Studie beteiligten Länder über die Zeit verbessert (FreedomHouse 2003). Das gilt zum Beispiel für viele ehemalige Ostblockstaaten wie die Tschechische Republik, Bulgarien oder Lettland, aber auch für Südafrika und Korea. Eine Ursache für den unerwartet positiven Effekt der Variable „polri1“ könnte also auch eine falsche Ausgangsannahme sein.

Endogenitätsprobleme wie sie in Abschnitt 2.1 bereits angesprochen wurden, könnten auch hier bestehen. Besonders gilt dies für die Variable, die die ungleiche Verteilung von Bildungsabschlüssen in der Bevölkerung wiedergeben soll (bild). Es kann davon ausgegangen werden, dass ein Bildungssystem umso mehr Ungleichheit produziert, d.h. ein hoher Schätzer für die Stärke des Familieneinflusses für dieses Land, je mehr Ungleichheiten es bereits in der Vergangenheit produziert hat. Unter der Annahme, dass die Variable „bild“ eher den Anteil von Personen mit niedrigem Bildungsniveau an der Bevölkerung abbildet, bedeutet der negative Koeffizient an der Variablen „bild“, dass der Einfluss der Familie umso geringer ist, je mehr Personen das Schulsystem in der Vergangenheit mit einer schlechter Ausbildung verlassen haben. Anscheinend können Schulsysteme besser mit der Tatsache umgehen, dass die meisten Kinder einen gleich schlechten familiären Bildungshintergrund haben. Während es in den Ländern, in denen weniger Bevölkerungsanteile schlecht ausgebildet sind, schwieriger ist, allen Kindern unabhängig von dem Bildungsstand ihrer Eltern die gleichen Chancen auf Bildungserfolg zu ermöglichen.

Die Variable „bild“ wurde zuvor durch das Schulsystem und durch die Stärke des Familieneinflusses generiert und wirkt wiederum an der Bestimmung der Stärke des Familieneinflusses mit. Es könnte deshalb angenommen werden, dass diese Variable mit dem Fehlerterm der Gleichung (4) korreliert.

Unter dieser Voraussetzung wären die Schätzer einer Kleinst Quadrate Schätzung (Least Squares) inkonsistent und asymptotisch verzerrt. Um das Modell trotzdem schätzen zu können, müsste stattdessen eine Instrumenten Variablen Schätzung - z.B. in Form einer

Two Stages Least Squares Schätzung - verwendet werden. Dazu wird ein Instrument benötigt, das nicht mit dem Fehlerterm der Regressionsgleichung korreliert und gleichzeitig nicht selbst zur Erklärung der endogenen Variablen beiträgt, aber dafür möglichst stark mit der erklärenden Variablen korreliert, für die das Problem der Korrelation mit dem Fehlerterm auftritt. Kann eine solche Instrument Variable gefunden werden, so regressiert man zunächst die erklärende Variable, die man eigentlich in der Regressionsgleichung benutzen möchte, in einem ersten Schritt auf die Instrument Variable und andere zusätzliche erklärende Variablen. Die gefitteten Werte aus dieser Regression, d.h. die aus dieser Regression für die abhängige Variable vorhergesagten Werte, können dann in einem zweiten Schritt in der eigentlichen Regressionsgleichung anstelle der mit dem Fehlerterm korrelierenden Variable als erklärende Variable verwendet werden (Greene 2000, S. 370 ff.).

Die Dauer der Schulpflicht zur Zeit des Schulbesuchs der Elterngeneration käme als Instrument Variable für die Variable „bild“ in Frage. Als Merkmal einer institutionellen Regelung wird sie nicht von persönlichen Entscheidungen beeinflusst und ist deshalb weitgehend unabhängig von der Stärke des Familieneinflusses in dem jeweiligen Land. Zugleich ist zu erwarten, dass die Dauer der Schulpflicht im unteren Bildungsbereich einen starken Einfluss auf das von der Bevölkerung mindestens erreichte Bildungsniveau hat.

Bei dem Versuch einer Instrument Variablen Schätzung zeigt sich jedoch, dass die Dauer der Schulpflicht nur ein schwaches Instrument für die Variable „bild“ ist (siehe Anhang B.2). Das Endogenitätsproblem kann deshalb nicht gelöst werden.

Tabelle 4 zeigt die Ergebnisse der gleichen Regressionen für die Steigung des sozialen Gradienten der PISA Studie. Zu beachten ist hierbei, dass die Anzahl der Beobachtungen gegenüber den Regressionen auf der Basis des FBE Schätzers nochmals stark sinkt. Die Regressionen 1 und 2 enthalten jeweils nur noch 22 Beobachtungen, die Regressionen 3 und 4 nur noch 20. Die Variablen der ersten beiden Regressionen eignen sich nicht zur Erklärung der Variation in der Steigung des sozialen Gradienten. Die Koeffizienten der Regression 3 sind dagegen statistisch signifikant und erklären immerhin 28,06 Prozent der Variation der abhängigen Variable. Bis auf die Besonderheit hinsichtlich der Variable „bild“, deren umgekehrtes Vorzeichen eventuell durch die unterschiedliche Berücksichtigung von Personen mit Migrationshintergrund entsteht, gibt es keine großen Abweichungen von den Ergebnissen der Regression 3 für den Datensatz mit den FBE Schätzern (vgl. Tabelle 3). Die oben bereits diskutierten Effekte der Variablen „gem“ und „polri1“ zeigen sich auch hier.

Tabelle 4: Regressionsergebnisse PISA, Gesellschaftsmerkmale

Abhängige Variable: Steigung des sozialen Gradienten					
Variable	Regression 1	Regression 2	Regression 3	Regression 4	Regression 5
gini	0,144 (0,456)	0,331 (0,481)			0,157 (0,552)
richpoor	-0,317 (0,396)	-0,317 (0,396)			1,140 (0,756)
gem			29,972** (12,694)	35,176 (20,213)	34,381** (12,328)
bild	0,887 (0,778)	0,887 (0,777)	1,409** (0,587)	1,347** (0,613)	0,671 (0,557)
polri1			1,938* (0,941)	-1,304 (4,713)	3,940*** (1,174)
gnpd1	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)			0,000 (0,000)
femact		0,209 (0,218)		-0,151 (0,239)	
ost		6,382 (6,350)		15,181 (21,660)	
R^2	0,0629	0,1873	0,3942	0,4410	0,6687
adj. R^2	-0,1576	-0,1377	0,2806	0,2414	0,5031
Beob.	22	22	20	20	19

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

6.4.2 Einfluss des Schulsystems

Die für die Überprüfung der Arbeitshypothesen des Abschnitts 5.3 zur Verfügung stehenden Daten sind in Tabelle 5 auf Seite 54 aufgelistet.

Die Ergebnisse der Regressionen für die FBE Schätzer der TIMSS Studie finden sich in den Tabellen 6, 7 und 8. Tabelle 6 zeigt vier Regressionen. Regression 1 kontrolliert gleichzeitig für den Einfluss des Alters der Kinder bei der ersten schulischen Selektion (stream3), die Brutto-Einschulungsquoten im Elementarbereich (pper) sowie ihr Quadrat (pper2) und für die Dauer der Elementar- bzw. Vorschulerziehung in dem jeweiligen Land (ppdur). Alle Koeffizientenschätzer der erklärenden Variablen sind statistisch signifikant. In dieser Regression können von den maximal 54 Ländern immerhin 53 berücksichtigt werden. Lediglich für Taiwan lagen keine entsprechenden Daten vor. das Bestimmtheitsmaß der Regression liegt bei 40 Prozent (adjusted R^2). Die Interpretation der Regres-

Tabelle 5: verwendete Variablen für den Einfluss des Schulsystems

stream3	Alter der Schüler bei der ersten schulischen Selektion
pper	Brutto-Einschulungsquote im Elementarbereich
pper2	Brutto-Einschulungsquote im Elementarbereich quadriert
ppdur	Dauer der Elementarerziehung in Jahren
femlab1	Prozentanteil von Frauen an der gesamten erwerbstätigen Bevölkerung, 1980 bzw. 1985
femact	Anteil der erwerbstätigen Frauen an der weiblichen Bevölkerung über 15 Jahre in Prozent, 1998
gndpsec	laufende Ausgaben pro Schüler im Elementar-, Primar- und Sekundarbereich, 1995
timss	durchschnittliche Testpunktzahl der Schüler der 8. Klassen in Mathematik
pbeg	Beginn der Grundschule, Alter
ganz1	Dummy-Variable, die angibt, ob in dem entsprechenden Land Ganztags- oder Halbtagschule die vorherrschende Schulform ist
prozent90	Anzahl der Jahre, in denen über 90 Prozent der Bevölkerung an Bildung teilnehmen, 2000
bet14	Beteiligungsquoten von Schülern im Alter von 5 bis 14 Jahren als Prozentsatz der 5- bis 14- Jährigen, 2000
umgsp	Prozent der Schüler, deren Umgangssprache in der Familie nicht die Testsprache ist

Quellenangaben siehe Anhang VII

sionsergebnisse ist in diesem Fall eindeutig. Das Alter der Schüler zum Zeitpunkt der Selektion in unterschiedliche Schulformen oder Leistungszüge (stream3) wirkt negativ auf die Einflussstärke des familiären Hintergrundes. Je später also eine solche Selektion innerhalb des Schulsystems stattfindet desto geringer ist der Einfluss der sozialen Herkunft der Schüler auf ihren Bildungserfolg. Für die Höhe der Einschulungsquoten im Elementarbereich konnte in ersten Regressionen zunächst kein Effekt auf die Stärke des Familieneinflusses festgestellt werden. Erst durch die Aufnahme des Quadrates in die Regressionsgleichung konnte gezeigt werden, dass die Besuchsquoten in vorschulischen Bildungsinstitutionen tatsächlich einen Effekt auf die unabhängige Variable haben, der allerdings seine Richtung ändert. Zwischen der Stärke des Einflusses der sozialen Herkunft und den Einschulungsquoten im Elementarbereich besteht demnach ein umgekehrt U-förmiger Zusammenhang. Mit steigendem Prozentsatz von Kindern, die eine vorschulische Betreuungseinrichtung besuchen, steigt zunächst auch der Einfluss des familiären

Hintergrundes auf den Bildungserfolg. Dies ist dadurch zu erklären, dass die Einschulungsquoten des Elementarbereichs endogen von den Familien bestimmt werden. Bis zu einem bestimmten (und ziemlich hohen) Schwellenwert wirken höhere Einschulungsquoten ungleichheitsfördernd. Schüler, die keine vorschulische Förderung erhalten haben, sind gegenüber anderen Schülern, die einen Kindergarten oder eine Vorschule besucht haben, relativ im Nachteil - oder im Vorteil, weil sich ihre Eltern vielleicht bewusst für eine Betreuung innerhalb der Familie entschieden haben. Leider kann man nicht feststellen, ob in den unterschiedlichen Ländern überwiegend Kinder mit besserem oder überwiegend Kinder mit schlechterem sozioökonomischen Familienhintergrund eine vorschulische Einrichtung besuchen oder wie die Qualität der Betreuungseinrichtungen in den jeweiligen Ländern ist. Dennoch ist der U-förmige Zusammenhang dadurch zu erklären, dass der Einfluss des familiären Hintergrundes auf den Bildungserfolg erst dann sinken kann, wenn alle Kinder durch den Besuch einer Vorschule oder eines Kindergartens eine homogene Förderung erhalten.

Der Einfluss der Dauer der Elementarerziehung ist wie erwartet negativ. Je länger die Kinder eines Landes eine vorschulische Betreuungseinrichtung besuchen, desto eher können sich Unterschiede in der Entwicklung und der Leistungsfähigkeit von Kindern aus unterschiedlichen sozialen Schichten bis zum Beginn der Schulzeit ausgeglichen haben.

Die Regression 2 in Tabelle 6 kontrolliert neben diesen vier Variablen auch für die Erwerbsquoten der weiblichen Bevölkerung. Das Bestimmtheitsmaß dieser Regression liegt mit 33,54 Prozent (adjusted R^2) deutlich unter dem der ersten Regression. Die Vermutung, dass eine höhere Erwerbsbeteiligung von Frauen einen Einfluss auf die Chancengleichheit im Bildungssystem hat, kann auf Grundlage dieser Regression nicht bestätigt werden. Für die Koeffizientenschätzer der übrigen Variablen ergeben sich im Vergleich zur ersten Regression keine Veränderungen. Der Zusammenhang zwischen den Besuchsquoten im Vorschulbereich und der Frauenerwerbsquote ist übrigens weniger eng als man zunächst vermuten würde. Der Korrelationskoeffizient der Variablen „pper“ und „femact“ beträgt $r = 0,2869$.

Dass der Zusammenhang zwischen den Besuchsquoten im Vorschulbereich und der Frauenerwerbsquote nicht eindeutig zu bestimmen ist zeigte sich auch in einer internationalen Vergleichsstudie der IEA (International Association for the Evaluation of Educational Achievement) von 1987. Der Anteil erwerbstätiger Mütter in einigen der untersuchten Ländern (Hong Kong, Belgien, Italien und Spanien) lag zum Teil deutlich unter dem Anteil der Kinder, die in vorschulischen Einrichtungen betreut wurden. In diesen Ländern betonten die Mütter außerdem den psychologischen Nutzen der Vorschulerziehung für ihr Kind. In China, Thailand und Portugal dagegen war der Anteil außerfamiliär betreuter Kinder erheblich niedriger als der Anteils erwerbstätiger Mütter. Dort gaben die Mütter als Grund für den Vorschulbesuch ihrer Kinder auch hauptsächlich Betreuungsprobleme oder ihre Berufstätigkeit an (Europäische Kommission 1995, S. 9).

Die Besuchsquoten im Elementarbereich eines Landes hängen deshalb vermutlich weniger mit der Erwerbstätigkeit der Frauen zusammen als vielmehr mit der Einstellung der Gesellschaft gegenüber der Vorschulerziehung und dem mit ihr in Verbindung gebrachten Nutzen für das Kind.

Die dritte Regression in Tabelle 6 kontrolliert neben den Variablen der ersten Regression auch für die laufende Ausgaben pro Schüler im Elementar-, Primar- und Sekundarbereich (*gndpsec*) und die durchschnittlich erreichte Testpunktzahl der Schüler der 8. Klassen in Mathematik (*timss*). Durch die Aufnahme dieser Variablen ändern sich die Koeffizienten an den übrigen erklärenden Variablen gegenüber der ersten Formulierung nur geringfügig. Allerdings sinkt die erklärte Varianz auf 32,91 Prozent (*adjusted R²*) und die Anzahl der Beobachtungen auf 50. Die Koeffizientenschätzer der beiden neu berücksichtigten Variablen sind statistisch nicht signifikant und haben einen sehr geringen bis gar keinen Einfluss auf die abhängige Variable. Die Existenz eines Tradeoffs zwischen der Chancengleichheit im Bildungserwerb, repräsentiert durch einen niedrigen FBE Schätzer, und der Effizienz des Bildungswesens, repräsentiert durch einen hohen durchschnittlichen Testscore, kann also auch aufgrund dieser Regression ausgeschlossen werden. Die laufenden Ausgaben pro Schüler im Pflichtschulbereich haben ebenfalls keinen Einfluss auf die Stärke des Zusammenhangs zwischen schulischen Leistungen und Merkmalen der sozialen Herkunft.

Die Koeffizienten an den Variablen „*femact*“, „*gndpsec*“ und „*timss*“ in den Regressionen 2 und 3 legen die Vermutung nahe, dass diese Variablen nicht zur Erklärung beitragen und nicht zum Modell gehören. Dies kann man mit Hilfe eines *F*-Tests überprüfen.

Dazu testet man die Nullhypothese: „Die Variablen *x*, *y*, *z* sind keine erklärenden Variablen in der Regressionsgleichung, d.h. der Koeffizient an diesen Variablen ist in Wirklichkeit null“, gegen die Alternativhypothese: „Die Koeffizienten an den Variablen *x*, *y*, *z* sind nicht null“.

Die dazugehörige *F*-Statistik lautet:

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/m}{SSE_U/(n - k)} \sim F_{(m, n-k)}, \quad (7)$$

wobei *SSE_R* die Summe der quadrierten Residuen der Regression mit Restriktion und *SSE_U* die Summe der quadrierten Residuen der Regression ohne Restriktion ist. *m* ist die Anzahl der Restriktionen, *n* die Anzahl der Beobachtungen und *k* die Anzahl der erklärenden Variablen (Greene 2000, S. 300).

Ein Test, der überprüft, ob die Variable „*femact*“ zu dem Modell gehört, muss deshalb nicht durchgeführt werden, da die Summe der quadrierten Residuen der Regression mit Restriktion (d.h. ohne „*femact*“), *SSE_R*, kleiner ist als die Summe der quadrierten Residuen der Regression ohne Restriktion (d.h. mit „*femact*“), *SSE_U*. Die *F*-Statistik ist

negativ und damit auf jeden Fall kleiner als $F_{(m,n-k)}$. Die Nullhypothese, dass „femact“ nicht zum Modell gehört kann nicht verworfen werden.

Um einen F -Test für die Zugehörigkeit der Variablen „gndpsec“ und „timss“ durchzuführen, muss man die quadrierten Residuen der Regression mit Restriktion (d.h. ohne „gndpsec“ und „timss“), SSE_R , noch einmal berechnen, da berücksichtigt werden muss, dass die Anzahl der Beobachtungen in der Regression 3 niedriger ist als in der Regression 1. Für die F -Statistik ergibt sich dann folgender Wert:

$$F = \frac{(1194,90 - 1153,59)/2}{1153,59/(50 - 7)} = 1,54 < F_{(2,43)}$$

Die Nullhypothese kann nicht verworfen werden. Die Variablen „gndpsec“ und „timss“ tragen nicht zur Erklärung bei (siehe Anhang D).

Regression 4 in Tabelle 6 kontrolliert für die gleichen Variablen wie Regression 1 und zusätzlich für das Alter der Kinder bei der Einschulung (pbeg). Dadurch verringert sich das Bestimmtheitsmaß der Regression auf 33,29 Prozent (adjusted R^2). Die Regressionskoeffizienten an den Variablen „stream3“, „pper“ und „pper2“ verändern sich gegenüber der ersten Regression kaum und bleiben statistisch signifikant auf hohem Niveau. Der Koeffizient an der Variablen „ppdur“ ist allerdings jetzt nicht mehr signifikant, dafür ist der Koeffizient an dem Alter der Kinder bei der Einschulung (pbeg) statistisch signifikant am 10 Prozent Niveau. Der Effekt dieser Variable ist jedoch schwer zu verstehen. Anscheinend ist es so, dass der Einfluss der Familie auf die schulischen Leistungen zurückgeht, wenn die Kinder später eingeschult werden. Eigentlich wäre an dieser Stelle ein Effekt mit umgekehrten Vorzeichen zu erwarten gewesen: je früher Kinder außerhalb ihres Elternhauses mit Gleichaltrigen zusammenkommen und gemeinsam gefördert werden, desto eher könnten sich soziökonomisch bedingte Unterschiede in der Leistungsfähigkeit ausgleichen.

Das Alter der Kinder bei der Einschulung bewegt sich in den Teilnehmerländern der TIMSS Studie zwischen fünf und sieben Jahren. Mit fünf Jahren werden die Kinder in Schottland, England und Neuseeland eingeschult. Mit sieben Jahren schulen die skandinavischen Länder (Dänemark, Finnland, Island, Norwegen und Schweden), die meisten Staaten im Einflussgebiet der ehemaligen Sowjetunion (Litauen, Lettland, Moldawien, Slowenien, Mazedonien und die russische Föderation), sowie die Schweiz, Indonesien, die Philippinen und Marokko ein. In allen übrigen Ländern beginnt für Kinder die Schulzeit im Alter von sechs Jahren.

Den negativen Einfluss der Variable „pbeg“ könnte man vielleicht erklären, wenn in den Ländern, die später einschulen, die Kinder eine bessere und intensivere Betreuung in vorschulischen Einrichtungen wie Kindergärten oder Vorschulen erhalten. Gegen diese

Überlegung spricht jedoch, dass sich im Vergleich zur ersten Regression die Koeffizientenschätzer an den Variablen, die die Besuchsquoten der Vorschulerziehung repräsentieren, kaum ändern und statistisch hochsignifikant bleiben. Die Variable „pbeg“ fängt also einen Einfluss auf, der unabhängig von dem Effekt der Einschulungsquoten im Elementarbereich ist. Tatsächlich ist auch die Korrelation zwischen den Besuchsquoten im Elementarbereich und dem Alter bei Beginn der Grundschule sehr gering, und sogar negativ, so dass Länder, die relativ spät einschulen eher geringere Einschulungsquoten in vorschulischen Institutionen aufweisen ($r = -0,0590$).

Eine andere Erklärungsmöglichkeit besteht darin, dass die Variable „pbeg“ regionale Unterschiede auffängt. Durch die Berücksichtigung von regionalen Dummies für die Regionen „Skandinavien“ und „Einflussgebiet der ehemaligen Sowjetunion“ wird der Koeffizient an der Variablen „pbeg“ jedoch statistisch noch signifikanter und die Stärke des Effekts nimmt außerdem zu (vgl. Regression 5 in Tabelle 7).

Die Lösung des Problems liegt tatsächlich in einer anderen Richtung. Bislang wurde versucht zu erklären, warum der Einfluss des familiären Hintergrundes sinkt wenn das Schulsystem die Kinder später einschult. Von der anderen Seite aus betrachtet könnte die Frage jedoch lauten warum die Stärke des Familieneinflusses größer ist, wenn die Kinder früher eingeschult werden. Es gibt nur zwei Staaten in denen die Grundschulzeit mit fünf Jahren beginnt: das Vereinigte Königreich (d.h. England und Schottland) und Neuseeland. Wenn die Regression 4 ohne diese drei Schulsysteme durchgeführt wird, ist der Koeffizient an der Variablen „pbeg“ nicht mehr signifikant (t-Wert=0,05; p-Wert=0,961). Die drei Beobachtungen für England, Schottland und Neuseeland können daher als Ausreißer betrachtet werden, die das Regressionsergebnis verzerren. Der Effekt des Alters der Schüler bei der Einschulung wird nur von diesen drei Schulsystemen getrieben und es ist sinnvoller anzunehmen, dass das Alter der Kinder bei der Einschulung in Wirklichkeit keinen Einfluss auf die Stärke des Familieneinflusses hat.

Der signifikant positive Einfluss der Dummyvariable „skan“ in Regression 5 ist zunächst überraschend, da die Schulsysteme der skandinavischen Staaten als besonders effizient und chancengleich gelten. Tatsächlich liegen jedoch nur die FBE Schätzer von Dänemark, Island und Finnland über dem (internationalen) Mittelwert des FBE Schätzers. In der siebten Regression, die nicht mehr die Beobachtungen für England, Schottland und Neuseeland enthält, ist der Koeffizient dieser Dummyvariable auch nicht mehr signifikant. Dagegen ist der positive Einfluss der Variable „ost“ nicht so sehr verblüffend, da die Länder im Einflussgebiet der ehemaligen Sowjetunion mit der Ausnahme von Moldawien, Lettland und Rumänien überwiegend hohe FBE Schätzer aufweisen.

Die Regression 8, 9 und 10 in Tabelle 8 zeigen, dass ein signifikanter Einfluss von Ganztagschulsystemen auf die Stärke des Familieneinflusses in der betrachteten Stichprobe

nur schwer nachgewiesen werden kann und dass die Effekte sehr sensibel auf Änderungen der Formulierung des Regressionsmodells reagieren. Diese Feststellung gilt übrigens nicht nur für Effekte von Ganztagschulen sondern auch für die Besuchsquoten im Elementarbereich und die Dauer der vorschulischen Programme. Regression 8 nimmt die Dummyvariable „ganz“, die für Schulsysteme mit Ganztagschule den Wert 1 annimmt, in die Regression 1 aus Tabelle 6 als zusätzliche erklärende Variable in die Regressionsgleichung auf. Die Anzahl der Beobachtung verringert sich durch fehlende Werte in der Variablen „ganz1“ auf 34 und das Bestimmtheitsmaß der Regression fällt auf 18,60 Prozent (adjusted R^2). Die Koeffizienten an den Variablen „pper“, „pper2“ und „ppdur“ sind dadurch nicht mehr signifikant, auch wenn sie sich qualitativ erfreulicherweise nicht verändern. Die Dummyvariable „ganz1“ hat wie erwartet einen negativen Einfluss auf die Stärke des Familieneinflusses, der Koeffizient ist jedoch statistisch nicht signifikant. Erst wenn man wie in Regressionen 9 und 10 die Formulierung ändert und nur für Effekte der Dauer der Vorschulprogramme, der Ganztagschule und der Erwerbstätigkeit von Frauen kontrolliert, wird der Effekt der Ganztagschule signifikant. Außerdem sind die Bestimmtheitsmaße der Regressionen 8, 9 und 10 deutlich geringer als die Regression 1 in Tabelle 6.

Schwierig an der Erfassung der Effekte von Ganztagschulen ist die auch die Art und Weise der Definition von Ganztagschulen. Eindeutig ist der Fall in Ländern wie Frankreich, Großbritannien, Irland und Island wo auch Nachmittags noch Unterricht stattfindet. In anderen Ländern werden Schüler Nachmittags nur noch optional betreut. Dies ist z.B. in Norwegen und Schweden der Fall (Renz 1994). Wenn es bei der Frage nach Ganztagschulen darum geht zu erfassen, wie viel Zeit die Schüler pro Tag im Unterricht verbringen dürfen die Länder, in denen die Schüler Nachmittags nur noch betreut werden, nicht als Länder mit Ganztagschulsystemen berücksichtigt werden. Geht es allerdings um die Frage, ob für Kinder, deren Eltern berufstätig sind Betreuungsmöglichkeiten vorhanden sind und ob die Möglichkeit besteht, dass sie bei der Bearbeitung ihren Hausaufgaben Hilfestellung erhalten, dann darf man auch Länder, die Nachmittagsbetreuung anbieten als Ganztagschulsysteme werten. In der hier vorliegenden Untersuchung wurde die zweite Art der Definition angewandt. Korrekterweise müsste allerdings noch geklärt werden, wie viel Prozent der Schülerschaft die Betreuungsangebote wahrnehmen und aus welchen sozialen Schichten sie stammen. Diese Differenzierung konnte leider aufgrund der schwierigen Datenlage nicht vorgenommen werden. Ein weiteres Problem stellen Länder dar, die beide Möglichkeiten der Organisation des Schulalltags als Ganztagschule oder als Halbtagschule kennen und wo es dem Ermessen der Schulleitung oder der Elternschaft obliegt, sich für eine Variante zu entscheiden. Dies gilt zum Beispiel für Bulgarien (UNESCO 2003) oder Italien (Eurydice 2003). Andere Schulsysteme stellen gerade auf die Ganztagschule um, so z.B. Hong Kong (Rao 2004), so dass es schwierig wird, aus aktuellen Quellen wie Datenbanken im Internet oder Homepages von Bildungsministerien

Informationen über die vergangene Handhabung zu gewinnen. Oft wird nur die aktuelle Situation beschrieben, die für die Schüler der Stichprobe allerdings nicht relevant ist, ohne auf Veränderungen seit der jüngsten Vergangenheit hinzuweisen. Dies alles erschwert den Versuch, die Effekte von Ganztagschulen zu erfassen zusätzlich.

Die Regressionen 9 und 10 verdeutlichen zusätzlich noch ein anderes Problem. In der Analyse macht das Jahr, für das bestimmte Informationen vorliegen, durchaus einen Unterschied. In Regression 9 wurde mit der Variablen „femlab1“ der Prozentanteil von Frauen an der gesamten erwerbstätigen Bevölkerung im Jahr 1980 bzw. 1985 betrachtet. Diese Jahre spiegeln in etwa das Geburtsjahr der Schüler der TIMSS Untersuchungen von 1995 und 1999 wider. In der Regression 10 wurde stattdessen der prozentuale Anteil der erwerbstätigen Frauen an der weiblichen Bevölkerung über 15 Jahre in 1998 (femact) berücksichtigt. Zwar sind die Koeffizienten an beiden Variablen statistisch nicht signifikant, doch die Signifikanz der anderen beiden Koeffizienten ändert sich, je nachdem welche Variable berücksichtigt wurde. Außerdem ist das Bestimmtheitsmaß der Regression 10, die auf „femact“ zurück greift mit 6,70 Prozent (adjusted R^2) deutlich niedriger als das der Regression 9, die „femlab1“ benutzt (adjusted $R^2 = 0,1404$). Natürlich kann man argumentieren, dass die beiden Variablen nicht das Gleiche messen und leider lag eine Information wie sie in „femact“ enthalten ist für die Jahre 1980 bzw. 1985 nicht vor. Allerdings sind die beiden Maße nicht unabhängig voneinander. Neben der Variablen „femlab1“ steht eine weitere Variable zur Verfügung, die den Prozentanteil von Frauen an der gesamten erwerbstätigen Bevölkerung in den Jahren 1995 bzw. 2000 mißt (femlab4). Die Korrelation von „femlab4“ und „femact“ ist mit $r = 0,7309$ sehr hoch, so dass es wahrscheinlich ist, dass der Unterschied zwischen Regression 9 und Regression 10 durch den Unterschied in dem jeweils betrachteten Jahr zustande kommt.

Diese Feststellung führt wieder auf die Betrachtung der Bildung als einen kumulativen Prozess zurück (Hanushek 2002), bei dem man sich fragen muss welcher Faktor zu welchem Zeitpunkt vermutlich den größten Einfluss auf den Bildungserfolg einer Person hat. Die Erwerbstätigkeit von Müttern in der frühkindlichen Phase oder zu Beginn der Schulzeit hat wahrscheinlich negativere Auswirkungen auf die schulischen Leistungen der Kinder als die Erwerbstätigkeit von Müttern zu einem späteren Zeitpunkt der Schullaufbahn der Kinder. Vor allem auch da sich die Länder innerhalb der letzten 20 Jahre in Bezug auf die Frauenerwerbsquote und anderen hier berücksichtigten Merkmalen nicht gleich entwickelt haben, stellt die Wahl des Erhebungszeitpunkts dieser Merkmale eine nicht zu unterschätzende Rolle.

Regression 11 in Tabelle 8 berücksichtigt als erklärenden Variablen das Alter der Kinder bei der ersten schulischen Selektion (stream3), die Anzahl der Jahre, in denen über 90 Prozent der Bevölkerung an Bildung teilnehmen (prozent90) und die Beteiligungsquoten von Schülern im Alter von 5 bis 14 Jahren als Prozentsatz der 5- bis 14- Jährigen, 2000

(bet14). Außerdem wurde das Verhältnis des Bevölkerungsanteils mit Bildung unterhalb des Grundschulniveaus zu dem Bevölkerungsanteil mit Bildung oberhalb des Sekundarniveaus (bild), das schon in den Regressionen zur gesellschaftlichen Ungleichheit verwendet wurde, auch in dieses Modell aufgenommen. Diese Variablen erklären gemeinsam 77,29 Prozent der Variation in der Stärke des Familieneinflusses (adjusted R^2). Leider enthält die Regression aufgrund fehlender Werte vor allem in den Variablen „prozent90“ und „bet14“ nur 28 Beobachtungen. Alle Regressionskoeffizienten sind signifikant am 5 Prozent Niveau - die Variable „bild“ sogar am 1 Prozent Niveau. Das hohe Bestimmtheitsmaß dieser Regression legt den Verdacht nahe, dass hier entweder ein Endogenitätsproblem vorliegt oder dass durch die fehlende Werte genau die Beobachtungen weggefallen sind, die in den anderen Regressionen ein hohes Bestimmtheitsmaß verhinderte. Eine erneute Regression des ersten Modells aus Tabelle 6 mit genau den gleichen Beobachtungen wie in Regression 11 ergibt jedoch keinen Hinweis auf einen solchen Strukturbruch (vgl. Anhang D Modell 1a), der dann zwischen OECD und nicht OECD Staaten vorgelegen hätte, da die Informationen zu „prozent90“ und „bet14“ aus der OECD Veröffentlichung „Bildung auf einen Blick“ von 2002 stammen OECD (2002). Zur Lösung eines Endogenitätsproblems stehen leider keine Instrumenten Variablen für die Variable „bild“ zur Verfügung, die eine „Two Stages Least Squares“ Regression ermöglichen würden. Die Variable „bild“ nicht zu berücksichtigen ist leider auch keine gute Lösung, da sie ganz offensichtlich zum Modell dazu gehört. Die Durchführung genau derselben Regression ohne die Variable „bild“ ergab aber zumindest keine qualitativen Unterschiede in den Regressionskoeffizienten an den anderen Variablen (vgl. Anhang D Modell 1a).

Für die Steigung des Sozialen Gradienten, der basierend auf der PISA Studie berechnet wurde, wurden die gleichen Regressionen geschätzt wie für den FBE Schätzer der TIMSS Studie. Leider sind die Regressionskoeffizienten nur selten statistisch signifikant. Statistisch signifikant am 10 Prozent Niveau ist der Koeffizient der Variablen „pper“ in Regression 3 sowie die Koeffizienten der Variablen „stream3“ und „bet14“ in Regression 11. Der Koeffizient der Variablen „ganz1“ in Regression 9 ist signifikant am 5 Prozent Niveau. Das Bestimmtheitsmaß der Regressionen schwankt zwischen 2,63 Prozent in Regression 10 und 29,50 Prozent in Regression 3 (adjusted R^2). Mit Ausnahme der Variablen „ppdur“ und „bild“ ändert sich die Richtung des Einflusses der erklärenden Variablen gegenüber den Regressionen für die FBE Schätzer nicht. Die Regressionsergebnisse finden sich im Anhang E.1 auf den Seiten XLV und XLVI sowie in Anhang E.

Aufgrund der geringeren Anzahl von Beobachtungen für die Steigung des Sozialen Gradienten sollte man vor allem versuchen, kleinere Modelle zu schätzen. Modell 13 in Anhang E kontrolliert für das Alter der Schüler bei der ersten schulischen Selektion sowie für den Anteil der Schüler (in Prozent) die zu Hause nicht die Testsprache sprechen „umgsp“. Die Regressionskoeffizienten an diesen beiden Variablen sind statistisch hoch signifikant und

Tabelle 6: Regressionsergebnisse TIMSS, Merkmale des Schulsystems 1

Abhängige Variable: FBE Schätzer				
Variable	Regression 1	Regression 2	Regression 3	Regression 4
stream3	-1,225*** (0,337)	-1,207*** (0,340)	-1,168*** (0,344)	-1,207*** (0,340)
pper	0,369*** (0,090)	0,335*** (0,099)	0,301*** (0,107)	0,347*** (0,097)
pper2	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)
ppdur	-1,377* (0,781)	-1,390* (0,798)	-1,449* (0,838)	-0,922 (0,818)
femact		0,061 (0,072)		
gndpsec			-0,000 (0,000)	
timss			0,022 (0,015)	
pbeg				-2,499* (1,438)
R^2	0,4462	0,3993	0,4112	0,3970
adj. R^2	0,4000	0,3354	0,3291	0,3329
Beob.	53	53	50	53

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

Tabelle 7: Regressionsergebnisse TIMSS, Merkmale des Schulsystems 2

Abhängige Variable: FBE Schätzer				
Variable	Regression 4	Regression 5	Regression 6	Regression 7
stream3	-1,207*** (0,340)	-1,159*** (0,320)	-1,475*** (0,321)	-1,311*** (0,316)
pper	0,347*** (0,097)	0,292*** (0,090)	0,311*** (0,085)	0,277*** (0,082)
pper2	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,003*** (0,001)	-0,002*** (0,001)
ppdur	-0,922 (0,818)	-1,579** (0,782)	-1,039 (0,738)	-1,639** (0,731)
pbeg	-2,499* (1,438)	-5,658*** (1,654)	0,325 (1,617)	-2,488 (1,972)
ost		7,368*** (2,017)		6,256*** (1,950)
skan		6,597** (3,046)		4,012 (3,131)
R^2	0,3970	0,5283	0,5229	0,5955
adj. R^2	0,3329	0,4549	0,4687	0,5281
Beob.	53	53	50	50

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

Regressionen 6 und 7 ohne England, Schottland und Neuseeland

Tabelle 8: Regressionsergebnisse TIMSS, Merkmale des Schulsystems 3

Abhängige Variable: FBE Schätzer				
Variable	Regression 8	Regression 9	Regression 10	Regression 11
stream3	-1,120** (0,498)			-0,713** (0,264)
pper	0,504 (0,366)			
pper2	-0,004 (0,002)			
ppdur	-1,634 (1,025)	-1,793* (1,012)	-1,104 (0,970)	
ganz1	-0,632 (2,281)	-3,457* (1,732)	-3,987** (1,814)	
prozent90				-1,109** (0,457)
bet14				0,318** (0,137)
bild				-0,488*** (0,080)
femlab1		0,235 (0,153)		
femact			0,046 (0,089)	
R^2	0,3094	0,2186	0,1518	0,8066
adj. R^2	0,1860	0,1404	0,0670	0,7729
Beob.	34	34	34	28

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

erklären gemeinsam 36,53 Prozent der Variation in der Steigung des Sozialen Gradienten (adjusted R^2). Wie erwartet hat die Variable „stream3“ auch hier einen negativen Effekt auf die Steigung des Sozialen Gradienten. Der Effekt einer höheren Prozentzahl von Kindern, die zu Hause nicht die Testsprache sprechen, ist dagegen positiv. Je mehr Kinder zu Hause nicht die Testsprache sprechen, also je höher der Anteil von Kindern mit Migrationshintergrund, desto stärker ist in diesem Land der Einfluss des sozioökonomischen Hintergrundes auf die Schülerleistung. Diese Regression verdeutlicht das Problem, das bei der unterschiedlichen Berücksichtigung von Kindern mit Migrationsstatus in den beiden Schätzern entsteht. Da für die TIMSS Studie von 1999 die FBE Schätzer auch einmal nur für dieses eine Jahr geschätzt wurden und in dem TIMSS 1999 International Mathematics Report (Mullis, Martin, Gonzalez, Gregory, Garden, O'Connor, Chrostowski, and Smith 2000) auch Angaben über die Prozentzahl der Schüler enthalten sind, die zu Hause nie die Testsprache sprechen, kann man die gleiche Regression auch für die FBE Schätzer der TIMSS 1999 durchführen. Die Regression ist als Modell 13 in Anhang D aufgeführt. Beide Regressionskoeffizienten sind statistisch signifikant am 5 Prozent Niveau. Für die Variable „stream3“ zeigt sich der gleiche Effekt wie bei anderen Regressionen zuvor. Die Variable „umgsp2“, die den Prozentsatz der Schüler angibt, die zu Hause nie die Testsprache sprechen, ist jedoch anders als in der Regression für den SOGR negativ. Je mehr Kinder zu Hause nicht die Testsprache sprechen, desto geringer ist der geschätzte Einfluss des Familienhintergrundes für dieses Land.

Die unterschiedlichen Effekte der Variablen „umgsp“ bzw. „umgsp2“ können direkt auf die unterschiedliche Berücksichtigung von Schülern mit Migrationsstatus in den beiden Regressionsgleichungen (5) und (6) zurückgeführt werden.

6.5 Zusammenfassung

Innerhalb dieses Kapitels wurde nach Gesellschafts- Politik- und Schulsystemmerkmalen gesucht, die erklären können, weshalb die Stärke des Familieneinflusses auf die Schülerleistungen zwischen den Ländern variiert. Dazu konnte auf Schätzungen für die Stärke des familiären Hintergrundes zurückgegriffen werden, die von Baumert and Schümer (2001) und von Wößmann (2003) auf der Basis der PISA Studie und der beiden TIMSS Studien durchgeführt worden waren.

Ein großes Problem stellten dabei die jeweils verwendeten unterschiedlichen Schätzgleichungen dar. Ein Vergleich der beiden Schätzer für diejenigen Länder, die an beiden Untersuchungen teilgenommen hatten, ergab für einzelne Länder sehr große Unterschiede in der gemessenen Ungleichheit. Die Korrelation der beiden Maße für den Einfluss des Familienhintergrundes war zu gering, als dass sie sich hätten gegenseitig validieren können. Trotz der daraus resultierenden Schwierigkeiten in der Interpretation der Schätzer wurde

eine Analyse der Bestimmungsfaktoren der Stärke des Familieneinflusses versucht. Dabei spielten auch Endogenitätsprobleme eine Rolle, ohne jedoch gelöst werden zu können. In dem ersten Teil der empirischen Analyse stand die Frage im Vordergrund, ob ein Zusammenhang zwischen Merkmalen sozialer Ungleichheit in der Gesellschaft und der Stärke des Familieneinflusses auf die Schülerleistung als ein Maß für die Ungleichheit des Schulsystems nachgewiesen kann. Tatsächlich besteht der vermutete Zusammenhang. Ein höherer Gini Index geht ebenso wie ein geringes Verhältnis der Konsum- bzw. Einkommensanteile der reichsten 10 Prozent der Bevölkerung zu den ärmsten 10 Prozent mit einem niedrigeren Einfluss des Familienhintergrundes einher. Für die Höhe des Bruttoinlandsprodukt pro Kopf und die Erwerbstätigkeit von Frauen und konnte kein signifikanter Effekt festgestellt werden. Eine bessere Gleichstellung von Frauen in der Gesellschaft war dagegen mit einer höheren Ungleichheit im Schulsystem verknüpft. Probleme bereite auch die Interpretation des Verhältnisses des Bevölkerungsanteils mit einer Schulbildung unterhalb des Grundschulniveaus zu dem Bevölkerungsanteil mit einer Bildung oberhalb des Sekundarstufenniveaus (Bild); besonders für diese Variable kann die Existenz eines Endogenitätsproblems vermutet werden.

Neben den bisher beschriebenen Merkmalen, die nicht kurzfristig beeinflussbar sind, wurden aber auch Merkmale von Schulsystemen untersucht. Aus der Untersuchung dieser Einflussfaktoren lassen sich direkte Politikempfehlungen ableiten. Mehrgliedrige Schulsysteme wie sie z.B. in Deutschland oder in Österreich existieren, beeinflussen in hohem Maße die soziale Selektivität von Schulsystemen. Da die Höhe des Familieneinflusses umso geringer wird, je älter die Kinder bei der ersten schulischen Selektion sind, sollten Schüler möglichst lange zusammen unterrichtet werden. Auch indem man z. B. durch bessere Betreuungsangebote die Besuchsquoten im Elementarbereich erhöht und die Dauer solcher Programme verlängert, kann sich die soziale Ungleichheit im Bildungswesen verringern. Der Einfluss des familiären Hintergrundes auf die Leistungen von Schülern verringert sich ebenfalls, wenn sich die Zeitspanne verlängert, in der mindestens 90 Prozent der Bevölkerung an Bildung teilnehmen. Auch dies spricht für eine Ausdehnung der Besuchsquoten im Elementarbereich und für eine Verlängerung der Schulpflicht in manchen Ländern. Statistisch signifikante Effekte von Ganztagschulen konnten in dieser Untersuchung jedoch nicht nachgewiesen werden.

7 Ausblick und Schlussbetrachtung

Auf der Basis der empirischen Analyse des vorangegangenen Kapitels konnten konkrete Empfehlungen entwickelt werden, die in vielen Ländern zu einer besseren Verwirklichung des Prinzips der Chancengleichheit im Bildungserwerb beitragen könnten.

Wie die vorliegende Untersuchung zeigt, wird der Einfluss des Familienhintergrundes auf

den Bildungserfolg vor allem über die Gesellschaft und das Schulsystem bestimmt. Leider konnten viele Fragen und Problemstellungen nicht ausreichend beantwortet werden, so dass weiterer Untersuchungsbedarf besteht. Vor allem sind die nicht beobachtbaren Mechanismen, die zu einer bestimmten Ausprägung des Einflusses des familiären Hintergrundes führen, viel zu fein, als dass sie sich mit ein paar Indikatoren fassen ließen. Bei einigen Variablen ist es schwierig, die Richtung des Effekts aufgrund verschiedener Einflusswege richtig vorherzusagen. Hier wird das Fehlen eines theoretischen Hintergrundes für die Transmission von sozioökonomischem Status über Familien-, Gesellschafts-, Politik und Schulsystemfaktoren deutlich.

Weiterführende Untersuchungen könnten die Analyse von Prozessmerkmalen familiärer Lebensverhältnisse (vgl. Baumert, Watermann, and Schümer (2003)) in einen internationalen Kontext stellen und darüber Erkenntnisse über die Gründe der international unterschiedliche Stärke des familiären Hintergrundes auf den schulischen Erfolg der Kinder gewinnen. Es ist denkbar, dass Merkmale des familiären Zusammenlebens in den verschiedenen Ländern unterschiedlich stark mit Strukturmerkmalen der sozialen Herkunft verknüpft sind und Unterschiede in der Stärke des Familieneinflusses auch darüber zustande kommen.

A Tabellen

Tabelle 9: Vergleich der beiden Ungleichheitsmaße

Land	sogr	sogrrank	sogr(neu)	fbe	fberank	fbe(neu)
Australien	31.9	11	0.37	21.45	10	0.36
Österreich	34.2	9	0.30	20.80	12	0.39
Belgien	37.9	6	0.20	.	.	.
Belgien(Fl.)	.	6	.	10.95	26	0.87
Belgien(Fr.)	.	6	.	16.77	18	0.59
Kanada	26.1	20	0.53	9.76	28	0.93
Schweiz	38.9	4	0.17	16.77	19	0.59
Tschechei	42.9	2	0.06	22.45	9	0.31
Deutschland	45.1	1	0.00	25.57	4	0.16
Dänemark	29.6	15	0.43	15.08	22	0.67
England	.	7	.	28.81	1	0.00
Spanien	25.7	22	0.54	15.26	21	0.66
Finnland	20.0	24	0.70	13.98	23	0.72
Frankreich	30.0	14	0.42	8.32	29	1.00
Griechenland	27.4	17	0.49	19.22	15	0.47
Ungarn	40.0	3	0.14	25.84	3	0.15
Irland	30.0	13	0.42	23.04	7	0.28
Island	18.7	25	0.74	11.42	25	0.85
Italien	26.1	19	0.53	17.51	16	0.55
Japan	9.2	27	1.00	13.50	24	0.75
Korea	15.3	26	0.83	24.75	5	0.20
Lettland	20.7	23	0.68	16.65	20	0.59
Niederlande	30.6	12	0.40	17.03	17	0.57
Norwegen	29.5	16	0.43	20.00	14	0.43
Neuseeland	32.3	10	0.36	22.80	8	0.29
Portugal	38.0	5	0.20	10.40	27	0.90
Rus. Föd.	25.7	21	0.54	20.27	13	0.42
Schottland	.	7	.	26.95	2	0.09
Schweden	27.0	18	0.50	21.24	11	0.37
Verein.K.reich	37.8	7	0.20	.	.	.
USA	35.1	8	0.28	23.13	6	0.28

Quellen: Baumert and Schümer (2001), S. 391; Wößmann (2003);

eigene Berechnungen

Tabelle 10: Teilnehmerländer der TIMSS und FBE Schätzer

country	code	jahre	FBE0	FBE0rank	timss
Australien	aus	1995 + 1999	21.44632	19	527.50
Österreich	aut	1995	20.79820	21	539.00
Belgien (Fl.)	bfl	1995 + 1999	10.95306	45	561.50
Belgien (Fr.)	bfr	1995	16.77119	31	526.00
Bulgarien	bgr	1999	23.32136	9	511.00
Kanada	can	1995 + 1999	9.75828	48	529.00
Schweiz	che	1995	16.76703	32	545.00
Chile	chl	1999	21.95060	18	392.00
Kolumbien	col	1995	7.54611	50	385.00
Zypern	cyp	1995 + 1999	14.20691	38	475.00
Tschechei	cze	1995 + 1999	22.45430	14	542.00
Deutschland	deu	1995	25.57063	5	509.00
Dänemark	dnk	1995	15.08303	37	502.00
England	eng	1995 + 1999	28.80858	1	501.00
Spanien	esp	1995	15.25797	36	487.00
Finnland	fin	1999	13.97990	39	520.00
Frankreich	fra	1995	8.31716	49	538.00
Griechenland	grc	1995	19.21673	25	484.00
Hongkong	hkg	1995 + 1999	10.82192	46	585.00
Ungarn	hun	1995 + 1999	25.83550	4	534.50
Indonesien	idn	1999	4.82952	53	403.00
Irland	irk	1995	23.03869	12	527.00
Iran	irn	1995 + 1999	11.25380	44	425.00
Island	isl	1995	11.41577	43	487.00
Israel	isr	1995 + 1999	18.84335	26	494.00
Italien	ita	1999	17.50772	29	479.00
Jordanien	jor	1999	17.92445	28	428.00
Japan	jpn	1999	13.49781	40	579.00

Quelle: Wößmann (2003)

Tabelle 11: Teilnehmerländer der TIMSS und FBE Schätzer-Fort.

country	code	jahre	FBE0	FBE0rank	timss
Korea	kor	1995 + 1999	24.75461	6	597.00
Kuwait	kwt	1995	2.48586	54	392.00
Litauen	ltu	1995 + 1999	23.09072	11	479.50
Lettland	lva	1995 + 1999	16.65474	33	499.00
Marokko	mar	1999	6.83598	51	337.00
Moldawien	mda	1999	15.79825	35	469.00
Mazedonien	mkd	1999	24.04560	7	447.00
Malaysia	mys	1999	22.18422	16	519.00
Niederlande	nld	1995 + 1999	17.02834	30	540.50
Norwegen	nor	1995	20.00194	23	503.00
Neuseeland	nzl	1995 + 1999	22.80459	13	499.50
Philippinen	phl	1995 + 1999	16.52595	34	372.00
Portugal	prt	1995	10.39723	47	454.00
Rumänien	rom	1995 + 1999	19.68344	24	477.00
Rus. Föd.	rus	1995 + 1999	20.27473	22	530.50
Schottland	sco	1995	26.94720	3	498.00
Singapore	sgp	1995 + 1999	18.53657	27	623.50
Slovakei	svk	1995 + 1999	24.01155	8	540.50
Slovenien	svn	1995 + 1999	22.24692	15	535.50
Schweden	swe	1995	21.23529	20	519.00
Thailand	tha	1995 + 1999	12.37488	41	494.50
Tunesien	tun	1999	6.32295	52	448.00
Türkei	tur	1999	11.76744	42	429.00
Taiwan	twn	1999	27.91397	2	585.00
USA	usa	1995 + 1999	23.12569	10	501.00
Südafrika	zaf	1995 + 1999	22.05093	17	314.50

Quelle: Wößmann (2003)

Tabelle 12: Teilnehmerländer der PISA und SOGR Schätzer

country	code	jahre	sogr	sogrrank	lesemit
Japan	jpn	2000	9.2	1	522
Korea	kor	2000	15.3	2	525
Island	isl	2000	18.7	3	507
Finnland	fin	2000	20	4	546
Lettland	lva	2000	20.7	5	458
Spanien	esp	2000	25.7	6	493
Russ. Föd.	rus	2000	25.7	7	462
Brasilien	bra	2000	25.8	8	396
Kanada	can	2000	26.1	9	534
Italien	ita	2000	26.1	10	487
Schweden	swe	2000	27	11	516
Griechenland	grc	2000	27.4	12	474
Norwegen	nor	2000	29.5	13	505
Dänemark	dnk	2000	29.6	14	497
Frankreich	fra	2000	30	15	505
Irland	irl	2000	30	16	527
Niederlande	nld	2000	30.6	17	532
Mexiko	mex	2000	30.6	18	422
Australien	aus	2000	31.9	19	528
Neuseeland	nzl	2000	32.3	20	529
Liechtenstein	lie	2000	33	21	483
Österreich	aut	2000	34.2	22	507
USA	usa	2000	35.1	23	504
Polen	pol	2000	35.2	24	479
Ver. K.reich	ukd	2000	37.8	25	523
Belgien	bel	2000	37.9	26	507
Portugal	prt	2000	38	27	470
Luxemburg	lux	2000	38.4	28	441
Schweiz	che	2000	38.9	29	494
Ungarn	hun	2000	40	30	480
Tschechei	cze	2000	42.9	31	492
Deutschland	deu	2000	45.1	32	484

Quelle: Baumert and Schümer (2001, S. 391, Tabelle 8.22)

Tabelle 13: Quellen der Variablen, die in der Arbeit verwendet wurden

Variable	Quelle + Beschreibung (falls noch nicht beschrieben)
country	=code des Landes+Jahreszahl der Studie, d.h. deu00 oder usa9599, wenn es um die gepoolte Schätzung des FBE Schätzers geht
fbe0	FBE Schätzer, gepoolte Studien, Wößmann (2003)
fbe1	FBE Schätzer, einzelne Studien, Wößmann (2003)
timss	Beaton, Mullis, Martin, Gonzalez, Kelly, and Smith (1996) Mullis et al. (2000)
sogr	Baumert and Schümer (2001)
lesemit	Mittlere erreichte Lesekompetenz des Landes Baumert and Schümer (2001)
gini	World Development Report 2003, World Bank Group
richpoor	Human Development Report 2003, UNESCO
gem	Human Development Report 1998, UNESCO
bild	UNESCO Statistical Yearbook, 1999, eigene Berechnungen
low	percentage of population aged 25+ whose highest level of education achieved is incomplete primary or no schooling, Quelle: UNESCO Statistical Yearbook, 1999, eigene Berechnungen
postsec	Percent of population aged 25+ that have achieved post secondary education Quelle: UNESCO Statistical Yearbook, 1999, eigene Berechnungen
polri1	FreedomHouse (2003)
gnpd1	World Education Report 1998
stream3	Key Data on Education in Europe 1999/2000 & ausführl. Quellenangaben auf Datenträger
pper	UNESCO Institute for Statistics
ppdur	UNESCO Institute for Statistics
femlab1	http://devdata.worldbank.org/genderstats/home4.asp
femact	Yearbook of labour statistics, 1999
gndpsec	World Education Report 1998 und 2000, eigene Berechnungen
pbeg	http://www.uis.unesco.org/pagesen/DBSysCri.asp
ganz1	Renz (1994), & ausführl. Quellenangaben auf Datenträger
prozent90	OECD, Bildung auf einen Blick 2002
bet14	OECD, Bildung auf einen Blick 2002
umgsp	Baumert and Schümer (2001)
umgsp2	Mullis et al. (2000)

B Regressionen FBE und Gesellschaftsmerkmale

Der dazugehörige Do File lautet: gesellschaft_fbe0.do

Die angewandte Methode ist eine weighted least squares Regression, wie in Abschnitt 6.4 erläutert. Die Zwischenschritte zum Ermitteln der Gewichte sind im Do File enthalten, aber hier sind sie aus Platzgründen nicht aufgeführt worden.

```

.
. * Regressionen, die versuchen zu klären, ob sich gesellschaftliche
. * Ungleichheit auf Ungleichheiten im bildungserwerb auswirkt
.
. use fbe0_pisa_file

. * Regression 1:

. regress fbe0 gini richpoor bild gnpd1 [aweight=1/pre1]
(sum of wgt is 3.1753e+00)


```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
Model	478.56142	4	119.640355	F(4, 32) =	9.22
Residual	415.408094	32	12.9815029	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5353
				Adj R-squared =	0.4772
Total	893.969514	36	24.8324865	Root MSE =	3.603

```

-----

```

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gini	-.2222159	.1053745	-2.11	0.043	-.4368567 - .007575
richpoor	.1531423	.0651535	2.35	0.025	.0204289 .2858557
bild	-.4775836	.0913102	-5.23	0.000	-.6635764 -.2915908
gnpd1	-.0001388	.0000604	-2.30	0.028	-.0002618 -.0000158
_cons	27.8437	3.467812	8.03	0.000	20.78 34.9074

```

-----
. * Regression 2: .

. regress fbe0 gini richpoor bild gnpd1 femact ost [aweight=1/pre2]
(sum of wgt is 3.1546e+00)


```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
Model	492.361114	6	82.0601857	F(6, 30) =	5.95
Residual	413.884697	30	13.7961566	Prob > F =	0.0003
				R-squared =	0.5433
				Adj R-squared =	0.4520

Total | 906.245811 36 25.1734948 Root MSE = 3.7143

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gini	-.2311436	.119045	-1.94	0.062	-.4742659	.0119788
richpoor	.1628703	.0690706	2.36	0.025	.0218094	.3039312
bild	-.459355	.1033201	-4.45	0.000	-.6703627	-.2483473
gnpdl	-.0001038	.000089	-1.17	0.253	-.0002855	.000078
femact	-.0544286	.075773	-0.72	0.478	-.2091776	.1003205
ost	1.072144	2.127135	0.50	0.618	-3.272044	5.416333
_cons	30.02059	6.307696	4.76	0.000	17.13856	42.90263

. * Regression 3: .

. regress fbe0 gem bild polril [aweight=1/pre3]
(sum of wgt is 2.5186e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs = 36	
Model	628.465005	3	209.488335	F(3, 32) =	13.58
Residual	493.59326	32	15.4247894	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5601
				Adj R-squared =	0.5189
Total	1122.05827	35	32.0588076	Root MSE =	3.9274

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gem	13.46734	6.956999	1.94	0.062	-.7036048	27.63828
bild	-.4404342	.1078132	-4.09	0.000	-.6600425	-.2208259
polril	1.275662	.3125587	4.08	0.000	.6390009	1.912323
_cons	8.816555	4.554099	1.94	0.062	-.4598403	18.09295

. * Regression 4: .

. regress fbe0 gem bild polril femact ost[aweight=1/pre4]
(sum of wgt is 3.0888e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs = 36	
Model	605.475989	5	121.095198	F(5, 30) =	9.13
Residual	398.106525	30	13.2702175	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.6033
				Adj R-squared =	0.5372

Total | 1003.58251 35 28.6737861 Root MSE = 3.6428

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gem	17.14285	9.22306	1.86	0.073	-1.693151 35.97885
bild	-.4508341	.1216347	-3.71	0.001	-.6992454 -.2024229
polril	1.518801	.507422	2.99	0.005	.4825068 2.555095
femact	-.050323	.1027769	-0.49	0.628	-.2602214 .1595755
ost	-.8482216	2.703534	-0.31	0.756	-6.369576 4.673132
_cons	8.907311	5.139824	1.73	0.093	-1.589609 19.40423

. * Regression 5: .

. regress fbe0 gini richpoor gem bild polril gnpd1 [aweight=1/pre5]
 (sum of wgt is 2.8951e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	32
Model	559.556998	6	93.2594996	F(6, 25) =	7.31
Residual	319.000147	25	12.7600059	Prob > F =	0.0001
Total	878.557144	31	28.340553	R-squared =	0.6369
				Adj R-squared =	0.5498
				Root MSE =	3.5721

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gini	.1134431	.1632322	0.69	0.493	-.2227399 .4496261
richpoor	-.0414147	.1004983	-0.41	0.684	-.2483947 .1655654
gem	8.046349	8.346215	0.96	0.344	-9.143004 25.2357
bild	-.5159712	.0952474	-5.42	0.000	-.7121369 -.3198056
polril	.9744298	.4785212	2.04	0.052	-.011103 1.959963
gnpd1	-.0000455	.000112	-0.41	0.688	-.0002761 .0001851
_cons	10.83011	8.356376	1.30	0.207	-6.380167 28.04039

.
 .
 . *****
 . * Regressionen, die zeigen, dass
 . * femact und ost auch dann keinen
 . * Einfluss haben, wenn man einzeln
 . * für sie kontrolliert
 . *****
 .

. * Regression 2a:

. regress fbe0 gini richpoor bild gnpd1 femact [aweight=1/pre2a]
(sum of wgt is 3.2661e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
Model	478.683156	5	95.7366312	F(5, 31) =	7.43
Residual	399.423929	31	12.8846429	Prob > F	= 0.0001
				R-squared	= 0.5451
				Adj R-squared	= 0.4718
Total	878.107085	36	24.3918635	Root MSE	= 3.5895

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gini	-.2460822	.1116165	-2.20	0.035	-.4737257	-.0184388
richpoor	.157016	.0640329	2.45	0.020	.0264201	.287612
bild	-.4805902	.0921704	-5.21	0.000	-.6685729	-.2926076
gnpd1	-.0001327	.0000611	-2.17	0.038	-.0002573	-8.14e-06
femact	-.0498972	.0723147	-0.69	0.495	-.1973839	.0975896
_cons	31.15882	5.979385	5.21	0.000	18.96378	43.35385

. * Regression 2b:

. regress fbe0 gini richpoor bild gnpd1 ost [aweight=1/pre2b]
(sum of wgt is 3.0614e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	37
Model	491.995907	5	98.3991815	F(5, 31) =	7.07
Residual	431.252962	31	13.9113859	Prob > F	= 0.0002
				R-squared	= 0.5329
				Adj R-squared	= 0.4576
Total	923.248869	36	25.6458019	Root MSE	= 3.7298

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gini	-.2130572	.1157459	-1.84	0.075	-.4491226	.0230082
richpoor	.1593285	.0709126	2.25	0.032	.0147013	.3039557
bild	-.4634306	.1023567	-4.53	0.000	-.6721885	-.2546728
gnpd1	-.0001209	.0000852	-1.42	0.166	-.0002946	.0000528
ost	.738025	2.049134	0.36	0.721	-3.441212	4.917262
_cons	26.92836	4.590967	5.87	0.000	17.56502	36.2917

. * Regression 4a: .

. regress fbe0 gem bild polril femact [aweight=1/pre4a]
 (sum of wgt is 2.7896e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	36
Model	618.430232	4	154.607558	F(4, 31) =	10.84
Residual	442.316748	31	14.2682822	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5830
				Adj R-squared =	0.5292
Total	1060.74698	35	30.3070566	Root MSE =	3.7773

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gem	17.6655	8.987606	1.97	0.058	-.6648403	35.99585
bild	-.4337052	.1086529	-3.99	0.000	-.6553042	-.2121061
polril	1.401569	.3559209	3.94	0.000	.6756633	2.127474
femact	-.0642858	.091704	-0.70	0.489	-.2513174	.1227458
_cons	9.477709	4.738549	2.00	0.054	-.1866244	19.14204

. * Regression 4b: .

. regress fbe0 gem bild polril ost[aweight=1/pre4b]
 (sum of wgt is 2.8945e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	36
Model	620.898548	4	155.224637	F(4, 31) =	11.31
Residual	425.480944	31	13.7251917	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5934
				Adj R-squared =	0.5409
Total	1046.37949	35	29.8965569	Root MSE =	3.7048

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gem	14.09269	7.101013	1.98	0.056	-.3899181	28.57531
bild	-.4660104	.1174244	-3.97	0.000	-.7054991	-.2265217
polril	1.511107	.5137792	2.94	0.006	.4632476	2.558967
ost	-1.420942	2.475385	-0.57	0.570	-6.469523	3.62764
_cons	8.125464	4.750991	1.71	0.097	-1.564247	17.81517

B.1 Korrelation der Var. 'bild' und 'low'

```
. correlate bild low if gini~= . & richpoor~= . & gnpd1~= . & fbe0~= .
(obs=37)
```

	bild	low
bild	1.0000	
low	0.7429	1.0000

B.2 Suche einer Instrumenten Variablen

Versuch, eine Instrument Variable für „bild“ zu finden:

1.)

Korrelation von „bild“ und Dauer der Schulpflicht (comdur) in 1988, bzw. 1992 - das späteste Jahr, das in meinem Datensatz vorhanden war. Leider war am Ende nicht mehr genug Zeit, um diese Information für alle Länder und einen späteren Zeitpunkt zu suchen, der die Situation der Elterngeneration genauer beschrieben hätte.

```
. correlate bild comdur if fbe0~= . (obs=38)
```

	bild	comdur
bild	1.0000	
comdur	-0.3551	1.0000

2.)

Regression von „bild“ auf „comdur“ als erster Schritt einer Instrumenten Variablen Schätzung.

```
. regress bild comdur if fbe0~= .
```

Source	SS	df	MS	
Model	166.79372	1	166.79372	Number of obs = 38
Residual	1155.93033	36	32.109176	F(1, 36) = 5.19
Total	1322.72406	37	35.7492988	Prob > F = 0.0287
				R-squared = 0.1261
				Adj R-squared = 0.1018
				Root MSE = 5.6665

	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
bild					

comdur		-1.305826	.5729413	-2.28	0.029	-2.467805	-.1438474
_cons		15.46019	5.07457	3.05	0.004	5.168485	25.7519

Die F -Statistik ist sehr klein und das Instrument muss deshalb als schwach bezeichnet werden.

C Regressionen SOGR und Gesellschaftsmerkmale

Der dazugehörige Do File lautet: gesellschaft_sogr.do

Die angewandte Methode ist eine weighted least squares Regression, wie in Abschnitt 6.4 erläutert. Die Zwischenschritte zum Ermitteln der Gewichte sind im Do File enthalten, aber hier sind sie aus Platzgründen nicht aufgeführt worden.

```

.
. * Regressionen, die versuchen zu klären, ob sich gesellschaftliche      *
. * Ungleichheit auf Ungleichheiten im Bildungserwerb auswirkt          *
.
. use fbe0_pisa_file
.
. * Regression 1:

. regress sogr gini richpoor bild gnpd1 [aweight=1/pre1]
(sum of wgt is 3.8456e-01)


```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 22		
Model	83.078183	4	20.7695457	F(4, 17)	=	0.29
Residual	1237.32524	17	72.7838377	Prob > F	=	0.8834
				R-squared	=	0.0629
				Adj R-squared	=	-0.1576
Total	1320.40342	21	62.8763535	Root MSE	=	8.5313

```

-----

```

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gini	.1445427	.4563562	0.32	0.755	-.8182848	1.10737
richpoor	-.2411906	.3663844	-0.66	0.519	-1.014194	.5318128
bild	.6909758	.7483897	0.92	0.369	-.8879884	2.26994
gnpd1	-.0000687	.0001643	-0.42	0.681	-.0004154	.000278
_cons	26.10492	13.0717	2.00	0.062	-1.47395	53.6838

```

-----
. * Regression 2:

. regress sogr gini richpoor bild gnpd1 femact ost [aweight=1/pre2]
(sum of wgt is 4.5011e-01)


```

Source	SS	df	MS	Number of obs = 22		
Model	244.339838	6	40.7233064	F(6, 15)	=	0.58
Residual	1059.85567	15	70.6570449	Prob > F	=	0.7435
				R-squared	=	0.1873
				Adj R-squared	=	-0.1377
Total	1304.19551	21	62.1045482	Root MSE	=	8.4058

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gini	.3308164	.4814672	0.69	0.503	-.6954067	1.357039
richpoor	-.3171562	.3958173	-0.80	0.435	-1.160821	.5265084
bild	.8871232	.7776877	1.14	0.272	-.7704788	2.544725
gnpdl	-4.34e-06	.0002581	-0.02	0.987	-.0005544	.0005457
femact	.208661	.2167335	0.96	0.351	-.2532956	.6706175
ost	6.382023	6.350074	1.01	0.331	-7.152838	19.91688
_cons	7.045697	19.39327	0.36	0.721	-34.29009	48.38148

. * Regression 3:

```
.
. regress sogr gem bild polril [aweight=1/pre3]
(sum of wgt is 5.3686e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	20
Model	477.718969	3	159.239656	F(3, 16) =	3.47
Residual	734.080191	16	45.8800119	Prob > F =	0.0410
Total	1211.79916	19	63.7789032	R-squared =	0.3942
				Adj R-squared =	0.2806
				Root MSE =	6.7735

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
gem	29.97221	12.69413	2.36	0.031	3.061849	56.88257
bild	1.408901	.5874636	2.40	0.029	.1635339	2.654268
polril	1.937966	.9410295	2.06	0.056	-.0569276	3.932859
_cons	3.748587	9.070654	0.41	0.685	-15.48034	22.97751

. * Regression 4:

```
. regress sogr gem bild polril femact ost[aweight=1/pre4]
(sum of wgt is 5.9354e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	20
Model	520.628476	5	104.125695	F(5, 14) =	2.21
Residual	659.945595	14	47.138971	Prob > F =	0.1115
Total	1180.57407	19	62.1354774	R-squared =	0.4410
				Adj R-squared =	0.2414
				Root MSE =	6.8658

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
------	-------	-----------	---	------	----------------------	--

gem	35.17596	20.2126	1.74	0.104	-8.175759	78.52768
bild	1.347304	.6134391	2.20	0.045	.0316078	2.663
polril	-1.303829	4.713024	-0.28	0.786	-11.41226	8.804603
femact	-.1510821	.2394943	-0.63	0.538	-.6647462	.362582
ost	15.1806	21.66032	0.70	0.495	-31.27617	61.63737
_cons	12.42264	11.33992	1.10	0.292	-11.89907	36.74436

. * Regression 5:

```
. regress sogr gini richpoor gem bild polril gnpd1 [aweight=1/pre5]
(sum of wgt is 8.9405e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	19
Model	781.034222	6	130.17237	F(6, 12) =	4.04
Residual	386.900706	12	32.2417255	Prob > F =	0.0190
				R-squared =	0.6687
				Adj R-squared =	0.5031
Total	1167.93493	18	64.8852738	Root MSE =	5.6782

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gini	.1565531	.5520331	0.28	0.782	-1.046224 1.35933
richpoor	1.139545	.7558116	1.51	0.157	-.5072273 2.786317
gem	34.38055	12.32814	2.79	0.016	7.519836 61.24127
bild	.6714039	.557346	1.20	0.252	-.5429487 1.885757
polril	3.939376	1.173729	3.36	0.006	1.382039 6.496713
gnpd1	.0000669	.0001975	0.34	0.741	-.0003636 .0004973
_cons	-17.77805	17.51177	-1.02	0.330	-55.93293 20.37682

. *****

. * Regressionen, die zeigen, dass
 . * femact und ost auch dann keinen
 . * Einfluss haben, wenn man einzeln
 . * für sie kontrolliert

. *****

. * Regression 2a:

```
. regress sogr gini richpoor bild gnpd1 femact [aweight=1/pre2a]
(sum of wgt is 8.0815e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	23
--------	----	----	----	-----------------	----

-----+-----				F(5, 17) = 0.67
Model		125.564415	5 25.1128831	Prob > F = 0.6519
Residual		637.665001	17 37.509706	R-squared = 0.1645
-----+-----				Adj R-squared = -0.0812
Total		763.229417	22 34.6922462	Root MSE = 6.1245

-----+-----						
sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----						
gini		.3021747	.4699108	0.64	0.529	-.6892505 1.2936
richpoor		-.3994777	.3765469	-1.06	0.304	-1.193922 .3949667
bild		1.041032	.6811917	1.53	0.145	-.3961571 2.478221
gnpdl		-.0001939	.0001796	-1.08	0.295	-.0005728 .0001849
femact		.2125151	.2016976	1.05	0.307	-.2130295 .6380597
_cons		12.0905	18.80691	0.64	0.529	-27.58862 51.76961

. * Regression 2b:
. regress sogr gini richpoor bild gnpdl ost
[aweight=1/pre2b] (sum of wgt is 4.2440e-01)

-----+-----				Number of obs = 22
Source		SS	df MS	F(5, 16) = 0.50
Model		175.536663	5 35.1073325	Prob > F = 0.7732
Residual		1127.71104	16 70.4819403	R-squared = 0.1347
-----+-----				Adj R-squared = -0.1357
Total		1303.24771	21 62.0594146	Root MSE = 8.3954

-----+-----						
sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
-----+-----						
gini		.2002131	.4527797	0.44	0.664	-.7596371 1.160063
richpoor		-.1889907	.3728138	-0.51	0.619	-.9793206 .6013392
bild		.7863601	.7481463	1.05	0.309	-.7996391 2.372359
gnpdl		.0001379	.0002217	0.62	0.543	-.0003321 .0006079
ost		7.450655	6.075543	1.23	0.238	-5.428922 20.33023
_cons		18.41887	13.96482	1.32	0.206	-11.18522 48.02296

. . * Regression 4a:
. regress sogr gem bild polril femact
[aweight=1/pre4a] (sum of wgt is 5.6734e-01)

-----+-----				Number of obs = 20
Source		SS	df MS	F(4, 15) = 2.73
Model		508.773811	4 127.193453	Prob > F = 0.0687
Residual		698.445729	15 46.5630486	R-squared = 0.4214
-----+-----				Adj R-squared = 0.2672

Total | 1207.21954 19 63.5378705 Root MSE = 6.8237

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gem	40.84645	18.00099	2.27	0.038	2.478253 79.21465
bild	1.356389	.6031235	2.25	0.040	.0708622 2.641917
polril	1.978625	.9537138	2.07	0.056	-.0541673 4.011418
femact	-.1967504	.2200375	-0.89	0.385	-.6657492 .2722485
_cons	7.861363	9.807779	0.80	0.435	-13.04342 28.76615

. * Regression 4b:

. regress sogr gem bild polril

ost[aweight=1/pre4b] (sum of wgt is 5.7516e-01)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	20
Model	491.630125	4	122.907531	F(4, 15) =	2.71
Residual	680.428069	15	45.3618713	Prob > F	= 0.0702
				R-squared	= 0.4195
				Adj R-squared	= 0.2646
Total	1172.05819	19	61.6872734	Root MSE	= 6.7351

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
gem	26.27076	13.10231	2.01	0.063	-1.656148 54.19766
bild	1.384868	.5961306	2.32	0.035	.1142457 2.65549
polril	-1.887246	4.294717	-0.44	0.667	-11.04122 7.266727
ost	17.85912	20.21427	0.88	0.391	-25.22657 60.94481
_cons	10.23031	11.14652	0.92	0.373	-13.52794 33.98856

D Regressionen FBE und Schulmerkmale

Der dazugehörige Do File lautet: schule_fbe0_neu.do

Die angewandte Methode ist eine weighted least squares Regression, wie in Abschnitt 6.4 erläutert. Die Zwischenschritte zum Ermitteln der Gewichte sind im Do File enthalten, aber hier sind sie aus Platzgründen nicht aufgeführt worden.

```
. use fbe0_pisa_file
```

```
. * Modell 1:
```

```
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur
[aweight=1/pre1] (sum of wgt is 2.2094e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	53
Model	1012.99976	4	253.249941	F(4, 48) =	9.67
Residual	1257.31825	48	26.1941301	Prob > F =	0.0000
Total	2270.31801	52	43.6599617	R-squared =	0.4462
				Adj R-squared =	0.4000
				Root MSE =	5.118

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-1.225288	.3367542	-3.64	0.001	-1.902377 - .5481982
pper	.3693822	.0898277	4.11	0.000	.1887716 .5499929
pper2	-.0030145	.0008149	-3.70	0.001	-.004653 -.001376
ppdur	-1.377334	.7806418	-1.76	0.084	-2.94692 .192251
_cons	30.84466	6.551817	4.71	0.000	17.67135 44.01797

```
. * Modell 1a:
```

```
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur if bild~= .
& prozent90~= . & bet14~= . [aweight=1/pre1a] (sum of wgt is
1.0230e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
Model	474.456302	4	118.614075	F(4, 23) =	5.17
Residual	527.402707	23	22.9305525	Prob > F =	0.0040
Total	1001.85901	27	37.1058892	R-squared =	0.4736
				Adj R-squared =	0.3820
				Root MSE =	4.7886

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-.6839265	.4476977	-1.53	0.140	-1.61006 .2422067

pper		.2838652	.1195064	2.38	0.026	.0366475	.531083
pper2		-.0016636	.0010931	-1.52	0.142	-.0039249	.0005977
ppdur		-1.51858	1.019252	-1.49	0.150	-3.627063	.5899036
_cons		21.74241	8.232901	2.64	0.015	4.711361	38.77347

. * Modell 2:

. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur femact
[aweight=1/pre2] (sum of wgt is 2.1420e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	53
Model	865.668257	5	173.133651	F(5, 47)	=	6.25
Residual	1302.03595	47	27.7028926	Prob > F	=	0.0002
Total	2167.70421	52	41.6866194	R-squared	=	0.3993
				Adj R-squared	=	0.3354
				Root MSE	=	5.2634

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-1.207227	.3402425	-3.55	0.001	-1.891706 - .5227471
pper	.334668	.0989324	3.38	0.001	.1356416 .5336943
pper2	-.0027697	.0008652	-3.20	0.002	-.0045102 -.0010292
ppdur	-1.38989	.7981522	-1.74	0.088	-2.995565 .215785
femact	.0612263	.071795	0.85	0.398	-.0832066 .2056593
_cons	28.55653	6.967319	4.10	0.000	14.54009 42.57296

. * Modell 2a:

. regress fbe0 stream_3 ppdur femact
[aweight=1/pre2a] (sum of wgt is 1.7701e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	53
Model	421.024257	3	140.341419	F(3, 49)	=	4.33
Residual	1589.60304	49	32.4408783	Prob > F	=	0.0088
Total	2010.6273	52	38.6659095	R-squared	=	0.2094
				Adj R-squared	=	0.1610
				Root MSE	=	5.6957

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-.9414979	.3141838	-3.00	0.004	-1.572874 - .3101218
ppdur	-.4958136	.8224889	-0.60	0.549	-2.148667 1.15704
femact	.1259944	.0710369	1.77	0.082	-.0167595 .2687484

_cons	26.81711	6.637136	4.04	0.000	13.47929	40.15494
-------	----------	----------	------	-------	----------	----------

. * Modell 3:

```
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur gndpsec
timss [aweight=1/pre3] (sum of wgt is 2.1605e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	805.763228	6	134.293871	F(6, 43) =	5.01
Residual	1153.58776	43	26.8276224	Prob > F =	0.0006
				R-squared =	0.4112
				Adj R-squared =	0.3291
Total	1959.35099	49	39.9867549	Root MSE =	5.1795

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.168158	.3443204	-3.39	0.001	-1.862547	-.47377
pper	.3012295	.1065586	2.83	0.007	.0863336	.5161254
pper2	-.0026338	.0009019	-2.92	0.006	-.0044526	-.000815
ppdur	-1.449344	.8382698	-1.73	0.091	-3.139876	.2411882
gndpsec	-.0002709	.0002274	-1.19	0.240	-.0007295	.0001876
timss	.021988	.0150439	1.46	0.151	-.0083509	.052327
_cons	23.33622	9.257446	2.52	0.015	4.666798	42.00563

.
 . *****

. *****

. * Für die F-Tests

. *****

. * restingiertes Modell:

. * Wie Modell 1, allerdings werden nur die Beobachtungen berücksichtigt,
 . * die auch in Modell 3 enthalten sind.

. * Modell u:

```
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur if gndpsec~= . & timss~= .
[aweight=1/preu] (sum of wgt is 1.9812e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	776.819052	4	194.204763	F(4, 45) =	7.31
Residual	1194.89621	45	26.553249	Prob > F =	0.0001
				R-squared =	0.3940
				Adj R-squared =	0.3401

Total | 1971.71526 49 40.2390869 Root MSE = 5.153

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.338328	.3395363	-3.94	0.000	-2.022189	-.6544668
pper	.3506963	.0980663	3.58	0.001	.1531806	.5482119
pper2	-.0030175	.0008636	-3.49	0.001	-.0047569	-.0012781
ppdur	-1.332449	.8179083	-1.63	0.110	-2.979801	.3149025
_cons	34.08855	6.594811	5.17	0.000	20.80591	47.37118

```
. * erster F-Test:
. * gehört die Variable femact zum Modell?

. * zweites restringiertes Modell:
. * Um zu überprüfen, ob im Modell 1 vielleicht der Koeffizient an der Variablen
. * pper2 tatsächlich null ist.
.
. * Modell u2:
. regress fbe0 stream_3 pper ppdur [aweight=1/preu2]
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	53
Model	341.244601	3	113.7482	F(3, 49) =	3.33
Residual	1674.08169	49	34.1649325	Prob > F =	0.0270
				R-squared =	0.1693
				Adj R-squared =	0.1185
Total	2015.32629	52	38.7562748	Root MSE =	5.8451

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-.8252953	.3521348	-2.34	0.023	-1.532937	-.1176539
pper	.0281546	.0306366	0.92	0.363	-.033412	.0897212
ppdur	-.2724473	.8440532	-0.32	0.748	-1.968636	1.423741
_cons	28.95152	7.002898	4.13	0.000	14.87866	43.02437

. . .

```
. * Modell 4:

. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur pbeg [aweight=1/pre4]
(sum of wgt is 2.1801e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	53
--------	----	----	----	-----------------	----

-----+-----				F(5, 47) = 6.19
Model		843.484772	5 168.696954	Prob > F = 0.0002
Residual		1280.93656	47 27.2539693	R-squared = 0.3970
-----+-----				Adj R-squared = 0.3329
Total		2124.42133	52 40.8542563	Root MSE = 5.2205

fbe0		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.247501	.3361134	-3.71	0.001	-1.923674 - .5713277
pper		.3474893	.0974049	3.57	0.001	.151536 .5434427
pper2		-.002897	.0008637	-3.35	0.002	-.0046345 -.0011595
ppdur		-.9218634	.8176334	-1.13	0.265	-2.56673 .7230029
pbeg		-2.49852	1.437928	-1.74	0.089	-5.391258 .3942177
_cons		46.33558	11.03153	4.20	0.000	24.14302 68.52815

```
. * Modell 4a:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 pbeg
[aweight=1/pre4a] (sum of wgt is 2.1001e+00)
```

-----+-----				Number of obs = 53
Model		723.648745	4 180.912186	F(4, 48) = 6.50
Residual		1336.12153	48 27.8358653	Prob > F = 0.0003
-----+-----				R-squared = 0.3513
Total		2059.77028	52 39.6109669	Adj R-squared = 0.2973
-----+-----				Root MSE = 5.276

fbe0		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.158821	.3318231	-3.49	0.001	-1.825996 -.4916457
pper		.2985299	.0964076	3.10	0.003	.1046895 .4923703
pper2		-.0024928	.0008461	-2.95	0.005	-.004194 -.0007915
pbeg		-2.949038	1.385195	-2.13	0.038	-5.734159 -.1639168
_cons		46.50706	10.92048	4.26	0.000	24.54996 68.46416

```
. * Modell 5:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur pbeg ost
skan [aweight=1/pre5] (sum of wgt is 2.8444e+00)
```

-----+-----				Number of obs = 53
Model		1102.94427	7 157.563466	F(7, 45) = 7.20
Residual		984.951607	45 21.8878135	Prob > F = 0.0000
-----+-----				R-squared = 0.5283

```
-----+-----
Total | 2087.89587    52  40.1518437
Adj R-squared = 0.4549
Root MSE      = 4.6784
```

```
-----+-----
fbe0 |      Coef.  Std. Err.      t    P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
stream_3 | -1.158527   .3196415   -3.62  0.001   -1.802318   -.5147362
  pper |   .291857   .0897798    3.25  0.002    .1110313   .4726827
  pper2 |  -.0026657   .0007908   -3.37  0.002   -.0042585   -.0010729
  ppdur | -1.579127   .7832282   -2.02  0.050   -3.15663    -.0016244
  pbeg | -5.658048   1.654282   -3.42  0.001   -8.989942   -2.326154
   ost |   7.367866   2.01674    3.65  0.001    3.305944   11.42979
  skan |   6.597403   3.045927    2.17  0.036    .4625904   12.73221
  _cons |  66.57001   12.43079    5.36  0.000   41.53311   91.60692
-----+-----
```

```
. * Modell 5a:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 pbeg ost skan
[aweight=1/pre5a] (sum of wgt is 2.6171e+00)
```

```
-----+-----
Source |      SS      df      MS
-----+-----
Model  | 924.589631     6 154.098272
Residual | 1072.27708    46 23.3103713
-----+-----
Total  | 1996.86671    52 38.4012829
Number of obs = 53
F( 6, 46) = 6.61
Prob > F = 0.0000
R-squared = 0.4630
Adj R-squared = 0.3930
Root MSE = 4.8281
```

```
-----+-----
fbe0 |      Coef.  Std. Err.      t    P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
stream_3 | -1.09837   .3248102   -3.38  0.001   -1.752179   -.4445614
  pper |   .2095463   .0932571    2.25  0.029    .0218295   .397263
  pper2 |  -.0020184   .0008116   -2.49  0.017   -.0036521   -.0003848
  pbeg | -6.342551   1.638125   -3.87  0.000   -9.639926   -3.045177
   ost |   6.272829   1.950033    3.22  0.002    2.347616   10.19804
  skan |   7.104335   3.050854    2.33  0.024    .9632839   13.24539
  _cons |  68.07433   12.52523    5.43  0.000   42.86236   93.2863
-----+-----
```

```
. * Modell 6:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur pbeg if
land~="eng" & land~="sco" & land~="nzl" [aweight
> =1/pre6]
(sum of wgt is 2.0286e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	1052.36729	5	210.473458	F(5, 44) =	9.64
Residual	960.259238	44	21.8240736	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.5229
				Adj R-squared =	0.4687
Total	2012.62653	49	41.0740108	Root MSE =	4.6716

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.475379	.3214121	-4.59	0.000	-2.123143	-.8276158
pper	.3109452	.0850279	3.66	0.001	.1395828	.4823076
pper2	-.0025992	.0007699	-3.38	0.002	-.0041508	-.0010477
ppdur	-1.039002	.737667	-1.41	0.166	-2.525672	.4476679
pbeg	.324755	1.617032	0.20	0.842	-2.934159	3.58367
_cons	32.83687	11.25488	2.92	0.006	10.15414	55.51959

```
. * Modell 6a:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 pbeg if
land~="eng" & land~="sco" & land~="nzl" [aweight=1/pre
> 6a]
(sum of wgt is 1.8668e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	867.195447	4	216.798862	F(4, 45) =	9.31
Residual	1048.17388	45	23.2927529	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.4528
				Adj R-squared =	0.4041
Total	1915.36933	49	39.08917	Root MSE =	4.8263

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.410923	.321853	-4.38	0.000	-2.059168	-.7626772
pper	.2661465	.0872761	3.05	0.004	.0903635	.4419295
pper2	-.0022156	.0007765	-2.85	0.007	-.0037797	-.0006516
pbeg	-.0810683	1.594132	-0.05	0.960	-3.291814	3.129678
_cons	32.51723	11.21813	2.90	0.006	9.922762	55.11169

```
. * Modell 7:
. regress fbe0 stream_3 pper pper2 ppdur pbeg ost
skan if land~="eng" & land~="sco" & land~="nzl"
> [aweight=1/pre7]
```

(sum of wgt is 2.6138e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	50
Model	1170.72798	7	167.246854	F(7, 42) =	8.83
Residual	795.172186	42	18.9326711	Prob > F	= 0.0000
				R-squared	= 0.5955
				Adj R-squared	= 0.5281
Total	1965.90016	49	40.1204115	Root MSE	= 4.3512

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.311317	.3155599	-4.16	0.000	-1.948142	-.6744911
pper	.2772268	.0815863	3.40	0.001	.1125789	.4418747
pper2	-.0024743	.0007417	-3.34	0.002	-.0039711	-.0009775
ppdur	-1.639364	.7316154	-2.24	0.030	-3.115824	-.1629043
pbeg	-2.487636	1.972132	-1.26	0.214	-6.46756	1.492288
ost	6.255611	1.949502	3.21	0.003	2.321356	10.18987
skan	4.01176	3.130883	1.28	0.207	-2.306617	10.33014
_cons	49.31081	13.52964	3.64	0.001	22.00689	76.61474

. * Modell 8:

. regress fbe0 stream_3 ganz_1 pper pper2 ppdur
[aweight=1/pre8] (sum of wgt is 1.7835e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	34
Model	289.010955	5	57.802191	F(5, 28) =	2.51
Residual	645.187789	28	23.042421	Prob > F	= 0.0536
				R-squared	= 0.3094
				Adj R-squared	= 0.1860
Total	934.198744	33	28.3090528	Root MSE	= 4.8003

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.120302	.4981883	-2.25	0.033	-2.140795	-.0998098
ganz_1	-.6321578	2.280652	-0.28	0.784	-5.303862	4.039546
pper	.5036346	.3664167	1.37	0.180	-.246936	1.254205
pper2	-.0040646	.0024755	-1.64	0.112	-.0091355	.0010063
ppdur	-1.63375	1.025296	-1.59	0.122	-3.733973	.4664732
_cons	27.07124	15.07593	1.80	0.083	-3.810408	57.95289

. * Modell 9:

```
. regress fbe0 ganz_1 ppdur femlab1 [aweight=1/pre9]
(sum of wgt is 1.5973e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	34
Model	199.407144	3	66.4690478	F(3, 30) =	2.80
Residual	712.832259	30	23.7610753	Prob > F =	0.0571
				R-squared =	0.2186
				Adj R-squared =	0.1404
Total	912.239403	33	27.6436183	Root MSE =	4.8745

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ganz_1	-3.456774	1.732282	-2.00	0.055	-6.994565	.0810168
ppdur	-1.792665	1.011681	-1.77	0.087	-3.858792	.2734626
femlab1	.2350642	.1527843	1.54	0.134	-.076963	.5470913
_cons	16.7291	6.064932	2.76	0.010	4.342858	29.11534

```
. * Modell 10:
. regress fbe0 ganz_1 ppdur femact
[aweight=1/pre10] (sum of wgt is 1.4891e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	34
Model	137.485723	3	45.8285744	F(3, 30) =	1.79
Residual	768.021164	30	25.6007055	Prob > F =	0.1703
				R-squared =	0.1518
				Adj R-squared =	0.0670
Total	905.506887	33	27.4396026	Root MSE =	5.0597

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
ganz_1	-3.987237	1.813717	-2.20	0.036	-7.691342	-.2831314
ppdur	-1.103946	.9704966	-1.14	0.264	-3.085964	.8780727
femact	.046341	.089449	0.52	0.608	-.1363382	.2290202
_cons	22.05353	5.595623	3.94	0.000	10.62575	33.48132

```
. * Modell 11:
. regress fbe0 stream_3 bild prozent bet
[aweight=1/pre11] (sum of wgt is 3.7789e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
				F(4, 23) =	23.98

Model		864.116027	4	216.029007	Prob > F	=	0.0000
Residual		207.23395	23	9.01017174	R-squared	=	0.8066
-----+-----							
Total		1071.34998	27	39.6796288	Adj R-squared	=	0.7729
					Root MSE	=	3.0017

fbe0		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-.7130162	.2638874	-2.70	0.013	-1.258909 - .1671236
bild		-.498825	.0801399	-6.22	0.000	-.664607 - .3330429
prozent90		-1.108896	.45688	-2.43	0.023	-2.054024 - .1637675
bet14		.3181315	.1368881	2.32	0.029	.0349569 .6013061
_cons		12.97259	10.64249	1.22	0.235	-9.043088 34.98827

. predict resid11, resid (106 missing values generated)

. * Modell 11a:
 . regress fbe0 stream_3 prozent bet
 [aweight=1/pre11a] (sum of wgt is 1.3024e+00)

Source		SS	df	MS	Number of obs =	36
Model		205.856105	3	68.6187017	F(3, 32) =	2.25
Residual		975.414802	32	30.4817126	Prob > F	= 0.1014
-----+-----						
Total		1181.27091	35	33.7505973	R-squared	= 0.1743
					Adj R-squared	= 0.0969
					Root MSE	= 5.521

fbe0		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-.3977691	.3583499	-1.11	0.275	-1.127704 .3321657
prozent90		-.4461582	.5770506	-0.77	0.445	-1.621572 .7292554
bet14		.4562948	.2304535	1.98	0.056	-.0131237 .9257133
_cons		-14.7793	17.72392	-0.83	0.411	-50.88174 21.32314

. predict resid11a, resid (98 missing values generated)

. * Modell 12:
 . regress fbe0 stream_3 ganz_1 [aweight=1/pre12]
 (sum of wgt is 1.4603e+00)

Source		SS	df	MS	Number of obs =	34
Model		132.833536	2	66.4167682	F(2, 31) =	2.62
Residual		786.787391	31	25.3802384	Prob > F	= 0.0891
-----+-----						
					R-squared	= 0.1444
					Adj R-squared	= 0.0892

Total | 919.620927 33 27.8673008 Root MSE = 5.0379

fbe0	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-.3491106	.3815394	-0.92	0.367	-1.127265	.4290441
ganz_1	-2.910336	1.901124	-1.53	0.136	-6.787704	.9670326
_cons	25.75621	5.290375	4.87	0.000	14.96642	36.546

. * Modell 13: .

. regress fbel stream_3 umgsp2 [aweight=1/pre13]
 (sum of wgt is 1.4195e+00)

Source	SS	df	MS	Number of obs = 37	
Model	335.718728	2	167.859364	F(2, 34) =	5.91
Residual	965.976852	34	28.4110839	Prob > F =	0.0063
				R-squared =	0.2579
				Adj R-squared =	0.2143
Total	1301.69558	36	36.1582106	Root MSE =	5.3302

fbel	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-.7506903	.3385979	-2.22	0.033	-1.438804	-.0625766
umgsp2	-.312114	.1349048	-2.31	0.027	-.5862736	-.0379545
_cons	30.88617	5.249178	5.88	0.000	20.21856	41.55379

. correlate stream_3 ganz_1 if fbe0~= . (obs=34)

	stream_3	ganz_1
stream_3	1.0000	
ganz_1	0.4318	1.0000

. correlate pbeg pper femact if fbe0~= . (obs=53)

	pbeg	pper	femact
pbeg	1.0000		
pper	-0.0590	1.0000	
femact	0.2159	0.2869	1.0000


```
. correlate pbeg pper femact if fbe0~= . & land~="eng" &
land~="sco" & land~="nzl" (obs=50)
```

	pbeg	pper	femact
pbeg	1.0000		
pper	-0.0660	1.0000	
femact	0.3383	0.2877	1.0000

```
. list country fbe0 if skan==1 & fbe0~= .
```

	country	fbe0
32.	dnk95	15.08303
39.	fin99	13.9799
58.	isl95	11.41577
91.	nor95	20.00194
120.	swe95	21.23529

```
. list country fbe0 if ost==1 & fbe0~= .
```

	country	fbe0
12.	bgr99	23.32136
27.	cze9599	22.4543
49.	hun9599	25.8355
74.	ltu9599	23.09072
79.	lva9599	16.65474
82.	mda99	15.79825
84.	mkd99	24.0456
103.	rom9599	19.68344
107.	rus9599	20.27473
114.	svk9599	24.01155
117.	svn9599	22.24692

```
. correlate femact femlab4 if fbe0~= . (obs=53)
```

	femact	femlab4
femact	1.0000	
femlab4	0.7309	1.0000

```
. sum fbe0
```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
fbe0	54	17.52362	6.33249	2.48586	28.80858

E Regressionen SOGR und Schulmerkmale

Der dazugehörige Do File lautet: schule_sogr_neu.do

Die angewandte Methode ist eine weighted least squares Regression, wie in Abschnitt 6.4 erläutert. Die Zwischenschritte zum Ermitteln der Gewichte sind im Do File enthalten, aber hier sind sie aus Platzgründen nicht aufgeführt worden.

```
. use fbe0_pisa_file
```

```
. * Modell 1: . regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur
[aweight=1/pre1] (sum of wgt is 7.9200e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	30
-----+-----					
Model	619.174826	4	154.793706	F(4, 25) =	3.62
Residual	1069.44722	25	42.777889	Prob > F =	0.0185
-----+-----					
Total	1688.62205	29	58.2283466	R-squared =	0.3667
				Adj R-squared =	0.2653
				Root MSE =	6.5405

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
stream_3	-.7526177	.6478447	-1.16	0.256	-2.086879	.5816434
pper	.448734	.3205578	1.40	0.174	-.2114671	1.108935
pper2	-.0021791	.0021322	-1.02	0.317	-.0065704	.0022122
ppdur	1.641235	1.394299	1.18	0.250	-1.230377	4.512848
_cons	16.97218	17.00014	1.00	0.328	-18.04027	51.98463
-----+-----						

```
. * Modell 1a: .
```

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur if bild~= .
& prozent90~= . & bet14~= . [aweight=1/pre1a]
(sum of wgt is 4.8342e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	23
-----+-----					
Model	338.305938	4	84.5764844	F(4, 18) =	1.62
Residual	939.413229	18	52.1896238	Prob > F =	0.2124
-----+-----					
Total	1277.71917	22	58.0781439	R-squared =	0.2648
				Adj R-squared =	0.1014
				Root MSE =	7.2242

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
-----+-----						
stream_3	-1.037819	.7543783	-1.38	0.186	-2.622709	.5470713
pper	.1807222	.5225851	0.35	0.733	-.9171883	1.278633

pper2		-.0005863	.0033023	-0.18	0.861	-.0075243	.0063517
ppdur		1.384138	1.738863	0.80	0.436	-2.269077	5.037353
_cons		31.79772	24.12149	1.32	0.204	-18.87966	82.47509

. * Modell 2: .

. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur femact [aweight=1/pre2]
(sum of wgt is 8.0168e-01)

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	30
Model	628.005931	5	125.601186	F(5, 24)	=	2.81
Residual	1074.28865	24	44.762027	Prob > F	=	0.0392
Total	1702.29458	29	58.6998131	R-squared	=	0.3689
				Adj R-squared	=	0.2374
				Root MSE	=	6.6904

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-.7603128	.6967686	-1.09	0.286	-2.198373 .677747
pper	.4528007	.3268813	1.39	0.179	-.2218491 1.127451
pper2	-.002203	.0021711	-1.01	0.320	-.0066838 .0022779
ppdur	1.646679	1.454577	1.13	0.269	-1.35542 4.648777
femact	.0009297	.125338	0.01	0.994	-.2577551 .2596146
_cons	16.92267	17.61334	0.96	0.346	-19.42947 53.27482

. * Modell 2a:

. regress sogr stream_3 ppdur femact [aweight=1/pre2a]
(sum of wgt is 7.4376e-01)

Source	SS	df	MS	Number of obs	=	31
Model	436.257347	3	145.419116	F(3, 27)	=	3.13
Residual	1255.26545	27	46.4913129	Prob > F	=	0.0421
Total	1691.5228	30	56.3840932	R-squared	=	0.2579
				Adj R-squared	=	0.1755
				Root MSE	=	6.8185

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-1.448671	.4987823	-2.90	0.007	-2.472088 -.4252542
ppdur	.7481873	1.396644	0.54	0.597	-2.11749 3.613865
femact	.0716217	.1378104	0.52	0.607	-.2111419 .3543854
_cons	45.96773	9.710818	4.73	0.000	26.04278 65.89268

. * Modell 3:

. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur gndpsec lesemit [aweight=1/pre3]
 (sum of wgt is 8.2291e-01)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	30
Model	793.717341	6	132.286224	F(6, 23) =	3.02
Residual	1006.55275	23	43.763163	Prob > F =	0.0250
				R-squared =	0.4409
				Adj R-squared =	0.2950
Total	1800.27009	29	62.078279	Root MSE =	6.6154

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3	-.4178815	.6834682	-0.61	0.547	-1.831743 .9959801
pper	.641791	.3479447	1.84	0.078	-.0779874 1.361569
pper2	-.0030538	.0022308	-1.37	0.184	-.0076685 .0015608
ppdur	1.314527	1.373681	0.96	0.349	-1.527148 4.156203
gndpsec	-.000124	.0003356	-0.37	0.715	-.0008182 .0005702
lesemit	-.0673084	.0458675	-1.47	0.156	-.1621925 .0275757
_cons	38.17217	24.12048	1.58	0.127	-11.72485 88.06919

. *****

. *****

. * Für die F-Tests

. *****

. * restingiertes Modell:

. * Wie Modell 1, allerdings werden nur die Beobachtungen berücksichtigt,
 . * die auch in Modell 3 enthalten sind.

. * Modell u:

. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur if
 gndpsec~= . & lesemit~= . [aweight=1/preu] (sum of wgt is
 7.9200e-01)

Source	SS	df	MS	Number of obs =	30
Model	619.174826	4	154.793706	F(4, 25) =	3.62
Residual	1069.44722	25	42.777889	Prob > F =	0.0185
				R-squared =	0.3667
				Adj R-squared =	0.2653
Total	1688.62205	29	58.2283466	Root MSE =	6.5405

```
-----+-----
      sogr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
  stream_3 |  -.7526177   .6478447   -1.16   0.256   -2.086879   .5816434
      pper |   .448734   .3205578    1.40   0.174   -.2114671   1.108935
     pper2 |  -.0021791   .0021322   -1.02   0.317   -.0065704   .0022122
     ppdur |   1.641235   1.394299    1.18   0.250   -1.230377   4.512848
      _cons |  16.97218   17.00014    1.00   0.328   -18.04027   51.98463
-----+-----
```

```
. * erster F-Test:
. * gehört die Variable femact zum Modell?

. * zweites restringiertes Modell:
. * Um zu überprüfen, ob im Modell 1 vielleicht der Koeffizient an der Variablen
. * pper2 tatsächlich null ist.
.

. * Modell u2: . regress sogr stream_3 pper ppdur
[aweight=1/preu2]
```

```
-----+-----
      Source |      SS      df      MS                Number of obs =      31
-----+-----
      Model | 564.618248      3 188.206083          F( 3, 27) =      3.60
     Residual | 1410.2037      27  52.2297666          Prob > F      = 0.0261
-----+-----
      Total | 1974.82195      30  65.8273982          R-squared      = 0.2859
-----+-----
-----+-----
      Total | 1974.82195      30  65.8273982          Adj R-squared = 0.2066
-----+-----
      Total | 1974.82195      30  65.8273982          Root MSE      =  7.227
-----+-----
```

```
-----+-----
      sogr |      Coef.   Std. Err.      t    P>|t|      [95% Conf. Interval]
-----+-----
  stream_3 |  -.8659343   .6411296   -1.35   0.188   -2.181424   .4495549
      pper |   .1130669   .0730729    1.55   0.133   -.0368664   .2630001
     ppdur |   .6867255   1.387563    0.49   0.625   -2.160318   3.533769
      _cons |  33.05949   14.42426    2.29   0.030    3.463356   62.65562
-----+-----
```

```
. * Modell 4:
. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur pbeg
[aweight=1/pre4] (sum of wgt is 7.5083e-01)
```

```
-----+-----
      Source |      SS      df      MS                Number of obs =      30
-----+-----
      Model |                F( 5, 24) =      3.12
```

Model		716.863304	5	143.372661	Prob > F	=	0.0261
Residual		1102.80814	24	45.9503391	R-squared	=	0.3940
-----+							
Total		1819.67144	29	62.7472911	Adj R-squared	=	0.2677
					Root MSE	=	6.7787

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-.7955784	.6540432	-1.22	0.236	-2.145457 .5543004
pper		.3233885	.3389718	0.95	0.350	-.3762148 1.022992
pper2		-.0014503	.0022359	-0.65	0.523	-.0060649 .0031643
ppdur		1.570557	1.375598	1.14	0.265	-1.268538 4.409653
pbeg		-2.763703	2.521208	-1.10	0.284	-7.96722 2.439815
_cons		39.9127	25.19566	1.58	0.126	-12.08859 91.914

. * Modell 4a:

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 pbeg [aweight=1/pre4a]
(sum of wgt is 7.0511e-01)
```

Source		SS	df	MS	Number of obs =	30
Model		707.866207	4	176.966552	F(4, 25) =	3.70
Residual		1196.327	25	47.85308	Prob > F	= 0.0169
-----+						
Total		1904.19321	29	65.6618348	R-squared	= 0.3717
					Adj R-squared	= 0.2712
					Root MSE	= 6.9176

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-.8906696	.6537429	-1.36	0.185	-2.237078 .455739
pper		.2488416	.3397293	0.73	0.471	-.450844 .9485271
pper2		-.0009709	.0022463	-0.43	0.669	-.0055973 .0036555
pbeg		-2.439066	2.456364	-0.99	0.330	-7.498043 2.61991
_cons		46.07757	24.93645	1.85	0.076	-5.280007 97.43514

. * Modell 5: .

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur pbeg ost skan [aweight=1/pre5]
(sum of wgt is 7.8982e-01)
```

Source		SS	df	MS	Number of obs =	30
Model		708.450386	7	101.207198	F(7, 22) =	2.11
Residual		1054.69103	22	47.9405011	Prob > F	= 0.0854
					R-squared	= 0.4018

```
-----+-----
Total | 1763.14141    29  60.7979797
Adj R-squared = 0.2115
Root MSE      = 6.9239
```

```
-----+-----
sogr |      Coef.  Std. Err.    t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
stream_3 |  -.3939236   .7358008   -0.54  0.598   -1.919881    1.132034
  pper |   .5467025   .4164777    1.31  0.203   -.3170194    1.410424
  pper2 |  -.002761    .002681   -1.03  0.314   -.008321     .002799
  ppdur |   1.061863   1.531429    0.69  0.495   -2.114126    4.237853
  pbeg |  -.8604059   3.813059   -0.23  0.824   -8.768206    7.047394
  ost |   3.008258   4.689571    0.64  0.528   -6.717316   12.73383
  skan |  -4.194226   5.265915   -0.80  0.434   -15.11507    6.726614
  _cons |  15.24001   35.97561    0.42  0.676   -59.36883   89.84885
-----+-----
```

. * Modell 5a:

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 pbeg ost skan [aweight=1/pre5a]
(sum of wgt is 7.6135e-01)
```

```
-----+-----
Source |      SS      df      MS
-----+-----
Model  |  712.920491    6  118.820082
Residual | 1102.35062   23  47.9282877
-----+-----
Total  | 1815.27111   29  62.5955555
Number of obs = 30
F( 6, 23) = 2.48
Prob > F = 0.0536
R-squared = 0.3927
Adj R-squared = 0.2343
Root MSE = 6.923
```

```
-----+-----
sogr |      Coef.  Std. Err.    t    P>|t|    [95% Conf. Interval]
-----+-----
stream_3 |  -.3742291   .7231106   -0.52  0.610   -1.870097    1.121639
  pper |   .547983   .4099723    1.34  0.194   -.3001092    1.396075
  pper2 |  -.0027466   .0026452   -1.04  0.310   -.0082186    .0027253
  pbeg |  -.33872    3.637808   -0.09  0.927   -7.864098    7.186658
  ost |   3.781304   4.430212    0.85  0.402   -5.383288   12.9459
  skan |  -4.846353   5.064501   -0.96  0.349   -15.32307    5.630365
  _cons |  14.37749   35.16342    0.41  0.686   -58.36358   87.11857
-----+-----
```

. * Modell 6: .

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur pbeg if land~="eng"
& land~="sco" & land~="nzl" & land~=
> "ukd" [aweight=1/pre6]
(sum of wgt is 6.7132e-01)
```


Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
Model	775.808561	5	155.161712	F(5, 22) =	3.59
Residual	950.535897	22	43.2061771	Prob > F =	0.0159
				R-squared =	0.4494
				Adj R-squared =	0.3243
Total	1726.34446	27	63.9386836	Root MSE =	6.5731

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.215547	.7314716	-1.66	0.111	-2.732526	.3014322
pper	.4377396	.335093	1.31	0.205	-.2572008	1.13268
pper2	-.0021489	.0021965	-0.98	0.339	-.0067041	.0024063
ppdur	1.626452	1.406233	1.16	0.260	-1.289896	4.5428
pbeg	.5971367	3.347062	0.18	0.860	-6.344245	7.538518
_cons	20.05563	27.04743	0.74	0.466	-36.03729	76.14856

. * Modell 6a: .

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 pbeg if land~="eng" &
land~="sco" & land~="nzl" & land~="ukd"
> [aweight=1/pre6a]
(sum of wgt is 6.1663e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
Model	778.50335	4	194.625837	F(4, 23) =	4.31
Residual	1038.28621	23	45.1428786	Prob > F =	0.0095
				R-squared =	0.4285
				Adj R-squared =	0.3291
Total	1816.78956	27	67.2885021	Root MSE =	6.7188

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-1.38561	.7278827	-1.90	0.070	-2.89135	.1201303
pper	.345239	.3307229	1.04	0.307	-.3389134	1.029391
pper2	-.0015657	.0021768	-0.72	0.479	-.0060689	.0029374
pbeg	1.31273	3.297265	0.40	0.694	-5.508182	8.133643
_cons	25.58129	26.74147	0.96	0.349	-29.73766	80.90025

. * Modell 7: .

```
. regress sogr stream_3 pper pper2 ppdur pbeg ost skan
if land~="eng" & land~="sco" & land~="nzl"
```

```
> & land~="ukd" [aweight=1/pre7]
(sum of wgt is 1.2372e+00)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	28
Model	352.214523	7	50.3163604	F(7, 20) =	2.02
Residual	499.415715	20	24.9707858	Prob > F =	0.1037
				R-squared =	0.4136
				Adj R-squared =	0.2083
Total	851.630238	27	31.5418607	Root MSE =	4.9971

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-.5088482	.81043	-0.63	0.537	-2.199376	1.181679
pper	.7726605	.4386898	1.76	0.093	-.1424304	1.687751
pper2	-.0042735	.0027778	-1.54	0.140	-.0100679	.0015209
ppdur	2.047495	1.599252	1.28	0.215	-1.288487	5.383477
pbeg	3.158051	5.376519	0.59	0.564	-8.05717	14.37327
ost	3.213281	4.849559	0.66	0.515	-6.902721	13.32928
skan	-5.48454	6.081383	-0.90	0.378	-18.17008	7.201002
_cons	-19.6327	43.17072	-0.45	0.654	-109.6852	70.41985

```
. * Modell 8:
```

```
. regress sogr stream_3 ganz_1 pper pper2 ppdur [aweight=1/pre8]
(sum of wgt is 7.2387e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	25
Model	542.638711	5	108.527742	F(5, 19) =	2.47
Residual	836.1314	19	44.0069158	Prob > F =	0.0697
				R-squared =	0.3936
				Adj R-squared =	0.2340
Total	1378.77011	24	57.4487546	Root MSE =	6.6338

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
stream_3	-.7155741	.947233	-0.76	0.459	-2.698156	1.267007
ganz_1	-4.120457	3.509349	-1.17	0.255	-11.46561	3.224695
pper	.3117517	.4819573	0.65	0.525	-.6969966	1.3205
pper2	-.0013395	.0029393	-0.46	0.654	-.0074915	.0048125
ppdur	.3924635	1.548661	0.25	0.803	-2.848921	3.633848
_cons	27.95419	26.90307	1.04	0.312	-28.35458	84.26295

```
. * Modell 9:
```

```
. regress sogr ganz_1 ppdur femlabl [aweight=1/pre9]
(sum of wgt is 5.4699e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	24
Model	264.824024	3	88.2746746	F(3, 20) =	1.69
Residual	1044.69743	20	52.2348714	Prob > F =	0.2012
Total	1309.52145	23	56.9357153	R-squared =	0.2022
				Adj R-squared =	0.0826
				Root MSE =	7.2274

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ganz_1	-7.083894	3.287498	-2.15	0.044	-13.9415 - .2262922
ppdur	.2785251	1.772419	0.16	0.877	-3.418676 3.975726
femlabl	.0481896	.3199477	0.15	0.882	-.6192096 .7155887
_cons	33.26512	13.10972	2.54	0.020	5.918725 60.61152

```
. * Modell 10: .
```

```
. regress sogr ganz_1 ppdur femact [aweight=1/pre10]
(sum of wgt is 6.1785e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	26
Model	179.328734	3	59.7762448	F(3, 22) =	1.23
Residual	1073.30799	22	48.7867268	Prob > F =	0.3242
Total	1252.63672	25	50.105469	R-squared =	0.1432
				Adj R-squared =	0.0263
				Root MSE =	6.9847

sogr	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
ganz_1	-5.627993	3.374035	-1.67	0.109	-12.62531 1.369326
ppdur	.9777923	1.715358	0.57	0.574	-2.579642 4.535227
femact	.043333	.1584448	0.27	0.787	-.2852614 .3719274
_cons	30.15991	10.29985	2.93	0.008	8.799329 51.52048

```
. * Modell 11:
```

```
. regress sogr stream_3 bild prozent bet [aweight=1/pre11]
(sum of wgt is 5.8571e-01)
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	23
--------	----	----	----	-----------------	----

-----+-----				F(4, 18) = 2.38
Model		453.055654	4 113.263914	Prob > F = 0.0897
Residual		854.971525	18 47.4984181	R-squared = 0.3464
-----+-----				Adj R-squared = 0.2011
Total		1308.02718	22 59.4557809	Root MSE = 6.8919

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.244266	.6275194	-1.98	0.063	-2.562635 .0741037
bild		.0469538	.5202764	0.09	0.929	-1.046106 1.140014
prozent90		-1.383404	1.09156	-1.27	0.221	-3.676686 .9098779
bet14		.690685	.3985053	1.73	0.100	-.1465437 1.527914
_cons		-3.431706	34.7486	-0.10	0.922	-76.43581 69.5724

. predict resid11, resid (110 missing values generated)

. * Modell 11a: .

. regress sogr stream_3 prozent bet [aweight=1/pre11a]
 (sum of wgt is 7.6342e-01)

-----+-----				Number of obs = 29
Source		SS	df MS	F(3, 25) = 3.86
Model		499.702557	3 166.567519	Prob > F = 0.0214
Residual		1079.9773	25 43.1990919	R-squared = 0.3163
-----+-----				Adj R-squared = 0.2343
Total		1579.67985	28 56.4171377	Root MSE = 6.5726

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.280589	.4780054	-2.68	0.013	-2.26506 -.2961187
prozent90		-1.251863	.758763	-1.65	0.111	-2.814565 .3108382
bet14		.7583222	.3714409	2.04	0.052	-.0066748 1.523319
_cons		-10.00518	34.04508	-0.29	0.771	-80.12233 60.11198

. predict resid11a, resid (104 missing values generated)

. * Modell 12:

. regress sogr stream_3 ganz_1 [aweight=1/pre12]
 (sum of wgt is 8.2607e-01)

Source		SS	df	MS	Number of obs = 26
--------	--	----	----	----	--------------------

-----+-----				F(2, 23) = 6.81
Model		468.852679	2 234.42634	Prob > F = 0.0047
Residual		791.55842	23 34.4155835	R-squared = 0.3720
-----+-----				Adj R-squared = 0.3174
Total		1260.4111	25 50.416444	Root MSE = 5.8665

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.324429	.4592416	-2.88	0.008	-2.274442 - .3744152
ganz_1		-2.336175	2.745259	-0.85	0.404	-8.015176 3.342825
_cons		51.97721	6.275908	8.28	0.000	38.9945 64.95991

. * Modell 13: .

. regress sogr stream_3 umgsp [aweight=1/pre13]
 (sum of wgt is 9.0843e-01)

-----+-----				Number of obs = 31
Source		SS	df MS	F(2, 28) = 9.63
Model		711.423942	2 355.711971	Prob > F = 0.0007
Residual		1033.78085	28 36.9207445	R-squared = 0.4076
-----+-----				Adj R-squared = 0.3653
Total		1745.20479	30 58.173493	Root MSE = 6.0762

sogr		Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
stream_3		-1.583429	.4180761	-3.79	0.001	-2.439819 - .727039
umgsp		.5476446	.210052	2.61	0.014	.1173725 .9779167
_cons		51.35786	6.205765	8.28	0.000	38.64593 64.06979

. correlate stream_3 ganz_1 if sogr~=. (obs=26)

		stream_3	ganz_1
stream_3		1.0000	
ganz_1		0.4605	1.0000

. correlate pbeg pper femact if sogr~=. (obs=31)

		pbeg	pper	femact
pbeg		1.0000		

```

      pper | -0.2799  1.0000
      femact |  0.3784 -0.1224  1.0000

```

```

. correlate pbeg pper femact if sogr~= . & land~="eng" &
land~="sco" & land~="nzl" & land~="ukd" (obs=29)

```

```

      |      pbeg      pper      femact
-----+-----
      pbeg |      1.0000
      pper |     -0.4142      1.0000
      femact |     0.5331     -0.1193      1.0000

```

```

. correlate femact femlab4 if sogr~= . (obs=27)

```

```

      |      femact      femlab4
-----+-----
      femact |      1.0000
      femlab4 |     0.4903      1.0000

```

```

. sum sogr

```

```

      Variable |      Obs      Mean      Std. Dev.      Min      Max
-----+-----
      sogr |      32     30.27188     7.996985      9.2     45.1

```

E.1 Tabellen (SOGR)

Die Tabellen 14 und 15 für die Steigung des Sozialen Gradienten (SOGR) zeigen die Ergebnisse der gleichen Regressionen wie die Tabellen 6 und 8 auf den Seiten 62 und 64 für die FBE Schätzer. Die Regressionen der Tabelle 7 wurden zwar auch für die Steigung des Sozialen Gradienten durchgeführt, allerdings war mit diesen Regressionen kein zusätzlicher Informationsgewinn verbunden, da die Regressionen der Tabelle 7 dazu dienten, den Grund für den negativen Effekt von „pbeg“ zu erklären. Trotzdem sind auch diese Regressionen im Anhang E aufgeführt.

Tabelle 14: Regressionsergebnisse PISA, Merkmale des Schulsystems 1
Abhängige Variable: Steigung des Sozialen Gradienten

Variable	Regression 1	Regression 2	Regression 3	Regression 4
stream3	-0,753 (0,648)	-0,760 (0,697)	-0,418 (0,683)	-0,796 (0,654)
pper	0,449 (0,321)	0,453 (0,327)	0,642* (0,348)	0,323 (0,339)
pper2	-0,002 (0,002)	-0,002 (0,002)	-0,003 (0,002)	-0,001 (0,002)
ppdur	1,641 (1,394)	1,647 (1,454)	1,314 (1,374)	1,571 (1,376)
femact		0,001 (0,125)		
gndpsec			-0,000 (0,000)	
lesemit			-0,067 (0,046)	
pbeg				-2,764 (2,521)
R^2	0,3667	0,3689	0,4409	0,3940
adj. R^2	0,2653	0,2374	0,2950	0,2677
Beob.	30	30	30	30

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

Tabelle 15: Regressionsergebnisse PISA, Merkmale des Schulsystems 3

Abhängige Variable: Steigung des Sozialen Gradienten				
Variable	Regression 8	Regression 9	Regression 10	Regression 11
stream3	-0,716 (0,947)			-1,244* (0,628)
pper	0,312 (0,482)			
pper2	-0,001 (0,003)			
ppdur	0,392 (1,549)	0,279 (1,772)	0,978 (1,715)	
ganz1	-4,129 (3,118)	-7,084** (1,772)	-5,628 (3,374)	
prozent90				-1,383 (1,092)
bet14				0,691* (0,399)
bild				0,047 (0,520)
femlab1		0,048 (0,320)		
femact			0,043 (0,158)	
R^2	0,3936	0,2022	0,1432	0,3464
adj. R^2	0,2340	0,0826	0,0263	0,2011
Beob.	25	24	26	23

*** signifikant für $\alpha = 0,01$; ** signifikant für $\alpha = 0,05$; * signifikant für $\alpha = 0,10$.

Standardfehler in runden Klammern

Literatur

- ANDERSON, P. M. (1993): "Linear adjustment costs and seasonal labor demand: evidence from retail trade firms," *Quarterly Journal of Economics*, 108(4), 1015–1042.
- BAUMERT, J., UND O. KÖLLER (1998): "Nationale und internationale Schulleistungsstudien. Was können sie leisten, wo sind ihre Grenzen?," *Pädagogik*, 50(6), 12–18.
- BAUMERT, J., O. KÖLLER, UND K. U. SCHNABEL (2000): "Schulformen als differentielle Entwicklungsmilieus - Eine ungehörige Fragestellung?," in *Messung sozialer Motivation. Eine Kontroverse*, no. 14 in Schriftenreihe des Bildungs- und Förderungswerks der GEW, pp. 28–68. Gewerkschaft Erziehung und Wissenschaft, GEW, Frankfurt a.M.
- BAUMERT, J., UND G. SCHÜMER (2001): "Familiäre Lebensverhältnisse, Bildungsbeziehung und Kompetenzerwerb," in *PISA 2000: Basiskompetenzen von Schülerinnen und Schülern im internationalen Vergleich*, ed. by J. Baumert, et al., pp. 323–407. Westdeutscher Verlag, Opladen.
- BAUMERT, J., R. WATERMANN, UND G. SCHÜMER (2003): "Disparitäten der Bildungsbeteiligung und des Kompetenzerwerbs: Ein institutionelles und individuelles Mediationsmodell," *Zeitschrift für Erziehungswissenschaft*, 6(1), 46–71.
- BEATON, A. E., I. V. MULLIS, M. O. MARTIN, E. J. GONZALEZ, D. L. KELLY, UND T. A. SMITH (1996): "Mathematics Achievement in the Middle school Years: IEA's Third International Mathematics and Science Study (TIMSS)," International Association for the Evaluation of Educational Achievement, International Study Center, Boston College, Chestnut Hill, MA.
- BERNS, R. M. (1997): *Child, Family, School, Community: Socialization and support*. Harcourt Brace College Publishers, Fort Worth and Philadelphia and San Diego and New York and Orland and Austin, San Antonio and Toronto and London and Sydney and Tokyo, 4 edn.
- BETTS, J. R. (1996): "The role of Homework in Improving School Quality," *UCSD Discussion Paper 96-16*.
- BOURDIEU, P. (1983): "Ökonomisches Kapital, kulturelles Kapital, soziales Kapital," in *Soziale Ungleichheiten*, ed. by R. Kreckel, Soziale Welt. Sonderband 2, pp. 183–198. Schwartz, Göttingen.
- BOURDIEU, P., UND J.-C. PASSERON (1971): *Die Illusion der Chancengleichheit. Untersuchungen zur Soziologie des Bildungswesens am Beispiel Frankreichs*. Klett, Stuttgart.

- COLEMAN, J. S. (1988): "Social Capital in the Creation of Human Capital," *American Journal of Sociology, Supplement*, 94, 95–120.
- COLEMAN, J. S., T. HOFFER, UND S. KILGORE (1982): *High School Achievement: Public, catholic and private schools compared*. Basic Books, New York.
- DITTON, H. (1992): *Ungleichheit durch Bildung: Theorie und empirische Untersuchung über sozialräumliche Aspekte von Bildungsentscheidungen*. Juventa, Weinheim and München.
- DUSTMANN, C. (2001): "Parental Background, Primary to Secondary School Transitions, and Wages," *IZA Discussion Paper 367*.
- ENTWISLE, D. R., UND K. L. ALEXANDER (1994): "Winter setback: The Racial composition of schools and learning to read," *American Sociological Review*, 23, 446–460.
- ENTWISLE, D. R., K. L. ALEXANDER, UND L. STEFFEL OLSON (1997): *Children, Schools, and Inequality*, Social Inequality Series, ed. by Tienda, M. and Grusky, D. B. Westview Press, Colorado and Oxford.
- ERMISCH, J., UND M. FRANCESCONI (2001): "Family Matters: Impacts of Family Background on Educational Attainments," *Economica*, 68(269), 137–156.
- EUROPÄISCHE KOMMISSION (1995): *Die Vorschulerziehung in der Europäischen Union: Ein Problemaufriß*, Allgemeine und Berufliche Bildung, Jugend, Studie Nummer 6. Amt für amtliche Veröffentlichungen der Europäischen Gemeinschaften, Luxemburg.
- EURYDICE (2003): "The Information Network on Education in Europe: Eurybase Databank," http://www.eurydice.org/Eurybase/frameset_eurybase.html 06.01.2004.
- FEINSTEIN, L. (1998): "Pre-school Educational Inequality? British Children in the 1970 Cohort," , *Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science*.
- FEINSTEIN, L., UND J. SYMONS (1999): "Attainment in Secondary School," *Oxford Economic Papers*, 51(2), 300–321.
- FREEDOMHOUSE (2003): "Freedom in the World country ratings," <http://www.freedomhouse.org/ratings/allscore04.xls>, 05.12.2003.
- GREENE, W. H. (2000): *Econometric Analysis*. Prentice Hall, New Jersey, 4 edn.
- HANUSHEK, E. A. (1986): "The Economics of Schooling: Production and Efficiency in Public Schools," *Journal of Economic Literature*, 24(3), 1141–1177.

- (2002): “Publicly Provided Education,” *NBER Working Paper 8799*.
- HANUSHEK, E. A., C. S. BENSON, R. B. FREEMAN, D. T. JAMISON, H. M. LEVIN, R. A. MAYNARD, R. J. MURNANE, S. G. RIVKIN, R. H. SABOT, L. C. SOLMON, A. A. SUMMERS, F. WELCH, UND B. L. WOLFE (1994): *Making Schools Work: Improving Performance and Controlling Costs*. The Brookings Institution, Washington, D.C.
- HANUSHEK, E. A., J. F. KAIN, UND S. G. RIVKIN (1998): “Teachers, Schools, and Academic Achievement,” *NBER Working Paper 6691*.
- HANUSHEK, E. A., UND J. A. LUQUE (2002): “Efficiency and Equity in Schools around the World,” *NBER Working Paper 8949*.
- HOXBY, C. M. (2001): “If Families Matter Most, Where Do Schools Come In?,” in *A Primer on America’s Schools*, ed. by T. M. Moe, pp. 89–125. The Hoover Institution, Stanford, CA.
- KLIEME, E., J. BAUMERT, O. KÖLLER, UND W. BOS (2000): “Mathematische und naturwissenschaftliche Grundbildung: Konzeptuelle Grundlagen und die Erfassung und Skalierung von Kompetenzen,” in *TIMSS III: Dritte Internationale Mathematik- und Naturwissenschaftsstudie - Mathematische und naturwissenschaftliche Bildung am Ende der Schullaufbahn. Band 1: Mathematische und naturwissenschaftliche Grundbildung am Ende der Pflichtschulzeit*, ed. by J. Baumert, W. Bos, und R. Lehmann, pp. 85–133. Leske+Budrich, Opladen.
- MICHAELOWA, K. (2002): “Teacher Job Satisfaction, Student Achievement, and the Cost of Primary Education in Francophone Sub-Saharan Africa,” *HWWA Discussion Paper 188*.
- MITTELSTRASS, J. (1989): *Der Flug der Eule. Von der Vernunft der Wissenschaft und der Aufgabe der Philosophie*. Suhrkamp, Frankfurt a.M.
- MULLIS, I. V., M. O. MARTIN, E. J. GONZALEZ, K. D. GREGORY, R. A. GARDEN, K. M. O’CONNOR, S. J. CHROSTOWSKI, UND T. A. SMITH (2000): “TIMSS 1999 International Mathematics Report: Findings from IEA’s Repeat of the Third International Mathematics and Science Study at the Eight Grade,” International Association for the Evaluation of Educational Achievement, The International Study Center Lynch School of Education, Boston College, Chestnut Hill, MA.
- NOËL, S., UND P. DE BROUCKER (2001): “Intergenerational Inequities : A comparative analysis of the influence of parents’ educational background on length of schooling and literacy skills,” in *In Pursuit of Equity in Education: Using International Indicators to*

- Compare Equity Policies*, ed. by W. Hutmacher, D. Cochrane, und N. Bottani, pp. 277–296. Kluwer Academic Publishers, London.
- OECD (2002): “Bildung auf einen Blick 2002,” Organization for Economic Cooperation and Development, Bonn.
- OECD, UND UNESCO (2003): *Literacy Skills for the World of Tomorrow: Further Results from PISA 2000*. OECD and UNESCO, Paris.
- OFFICE, I. L. (1990): *International standard classification of occupations. ISCO-88*. International Labor Office, Geneva.
- RAO, N. (2004): persönliche Auskunft per e-mail am 26. Januar 2004.
- RENZ, M. (1994): “Ganztagsschule in anderen EG-Ländern. Wie sieht die Realität aus?,” *Die Ganztagsschule*, (1/2).
- ROBERTSON, D., UND J. SYMONS (1996): “Do Peer Groups Matter? Peer Group versus Schooling Effects on Academic Attainment,” 311, *Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science*.
- SHAVIT, Y., UND H.-P. BLOSSFELD (1993): *Persistent Inequality: Changing Educational attainment in Thirteen Countries*, Social Inequality Series. Westview Press, Boulder.
- SLAUGHTER, M. J. (2001): “International trade and labor-demand elasticities,” *Journal of International Economics*, 54, 27–56.
- STIPEK, D. J. (1996): “Pathways to Constructive Lives: The Importance of Early School Success,” in *Constructive and Destructive Behavior. Implications for Family, School, and Society*, ed. by A. C. Bohart, und D. J. Stipek, pp. 291–335. American Psychological Association, Washington, DC.
- TREIMANN, D. J. (1977): *Occupational Prestige in Comparative Perspective*. Academic Press, New York.
- UNESCO (2003): “International Bureau of Education Databanks,” <http://www.ibe.unesco.org/International/Databanks/Dossiers/pbulgari.htm> 22.12.2003.
- UNITED NATIONS DEVELOPMENT PROGRAMME, U. (ed.) (1998): *Human Development Report 1998: Consumption for Human Development*. Oxford University Press, New York and Oxford.
- VANDENBERGHE, V., V. DUPRIEZ, UND M.-D. ZACHARY (2001): “Is There an Effectiveness-Equity Trade-off? A cross-country comparison using TIMSS test scores,” in *In Pursuit of Equity in Education: Using International Indicators to Compare*

Equity Policies, ed. by W. Hutmacher, D. Cochrane, und N. Bottani, pp. 243–251. Kluwer Academic Publishers, London.

WEST, M. R., UND L. WÖSSMANN (2003): “Which School Systems Sort Weaker students into Smaller Classes? International Evidence,” *Kiel Working Paper 1145*.

WORLD BANK GROUP (2002): *World Development Report 2003: Sustainable Development in a Dynsmic World*. Oxford University Press, Oxford.

WÖSSMANN, L. (2003): “Family Background Effects in 54 Countries,” mimeo.

WÖSSMANN, L. (2003): “European ’education production functions’: what makes a difference for student achievement in Europe?,” *European Economy Economic Papers No. 190*.

Erklärung

1. Ich versichere hiermit, dass ich die vorliegende Arbeit mit dem Thema:

Was bestimmt den Einfluss des Familienhintergrunds auf den Bildungserfolg

selbstständig verfasst und keine anderen Hilfsmittel als die angegebenen benutzt habe. Die Stellen, die anderen Werken dem Wortlaut oder dem Sinne nach entnommen sind, habe ich in jedem einzelnen Falle durch Angaben der Quelle, auch der benutzten Sekundärliteratur, als Entlehnung kenntlich gemacht.

Die Arbeit wurde bisher keiner anderen Prüfungsbehörde vorgelegt und auch noch nicht veröffentlicht.

2. Diese Arbeit wird nach Abschluss des Prüfungsverfahrens der Universitätsbibliothek Konstanz übergeben und ist durch Einsicht und Ausleihe somit der Öffentlichkeit zugänglich. Als Urheber der anliegenden Arbeit stimme ich diesem Verfahren zu / nicht zu¹.

Konstanz, den 17.02.2004

(Unterschrift)

¹Nichtzutreffendes bitte streichen.